Document generated on 04/24/2024 9:50 p.m.

Cahiers québécois de démographie

Compression de la mortalité et rectangularisation de la courbe de survie au Québec au cours du XXe siècle

Compression of Mortality and Rectangularization of the Survival Curve in Québec During the Twentieth Century

Sylvie Martel and Robert Bourbeau

Volume 32, Number 1, Spring 2003

Changements sociodémographiques et populations vieillissantes

URI: https://id.erudit.org/iderudit/007411ar
DOI: https://doi.org/10.7202/007411ar

See table of contents

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)
1705-1495 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Martel, S. & Bourbeau, R. (2003). Compression de la mortalité et rectangularisation de la courbe de survie au Québec au cours du XXe siècle. *Cahiers québécois de démographie*, *32*(1), 43–75. https://doi.org/10.7202/007411ar

Article abstract

During the twentieth century, declining mortality rates were accompanied by a marked change in the pattern of mortality in terms of age at death and cause of death. There has been a transition from high infant and child mortality to a pattern of mortality chiefly at advanced ages (age 65 and over). This considerable improvement in the survival rate at younger ages, along with a pattern of deaths occurring at more advanced ages and generally within a shorter and shorter age interval (compression of mortality), has generally tended to result in the survival curve gradually becoming more rectangular (rectangularization of the survival curve). The researchers, using systematically selected indicators, have found this to be the case in Québec. Although the compression of mortality is continuing to occur, it has progressed at a slower pace since 1960, and rectangularization of the survival curve has become more noticeable at older ages. When the situation in Québec is compared to the situation in various countries, compression of mortality is found to be more pronounced in Québec than in Denmark, the United States and Hungary, but less so than in Japan, the Netherlands and Sweden. According to data for the period 1995-1999, rectangularization of the survival curve is more pronounced in Québec than in the first three countries mentioned and less so than in the last three. In Québec and Canada as a whole, both of these phenomena are equally pronounced.

Tous droits réservés © Association des démographes du Québec, 2003

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Cahiers québécois de démographie
Vol. 32, no 1, printemps 2003, p. 43-75.

Compression de la mortalité et rectangularisation de la courbe de survie au Québec au cours du XXe siècle

Sylvie MARTEL et Robert BOURBEAU *

Au cours du XXe siècle, la baisse de la mortalité s'est accompagnée d'un changement marqué de son profil selon l'âge et selon la cause. À une forte mortalité infantile a succédé une mortalité se produisant principalement chez les personnes âgées de 65 ans et plus. Cette amélioration notable de la survie aux jeunes âges, accompagnée d'un report des décès à des âges plus avancés et se produisant généralement dans un intervalle d'âges de plus en plus petit (compression de la mortalité), fait normalement en sorte que la courbe de survie devient progressivement rectangulaire (rectangularisation de la courbe de survie). C'est ce qu'on a observé au Québec à l'aide d'indicateurs sélectionnés de façon systématique. Même si elle continue de progresser, on constate cependant que la compression de la mortalité ralentit son rythme depuis 1960; quant à la rectangularisation de la courbe de survie, elle est de plus en plus visible aux âges élevés. Lorsque la compression de la mortalité au Québec est comparée à celle de divers pays, on constate qu'elle est plus prononcée au Québec qu'au Danemark, aux États-Unis et en Hongrie, mais moins qu'au Japon, aux Pays-Bas et en Suède. Selon les données de la période 1995-1999, la rectangularisation de la courbe de survie est plus prononcée au Québec que dans les trois premiers pays mentionnés et moins que dans les trois derniers. Les deux phénomènes étudiés sont aussi prononcés au Québec que dans l'ensemble du Canada.

English abstract, p. 75.

---

* Département de démographie, Université de Montréal, et Centre interuniversitaire d'études démographiques. Les auteurs tiennent à remercier Kirill Andreev, qui a collaboré à l'établissement des tables de mortalité utilisées dans cette étude, ainsi que Mélanie Smuga et Marie-Hélène Lussier, qui les ont aidés à mettre le texte en forme. Cette recherche a pu être réalisée grâce à l'appui financier du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (410-2000-0481). Cet article est tiré du mémoire de maîtrise de Sylvie Martel : « Évolution de la dispersion des durées de vie au Québec au cours du XXe siècle », présenté au Département de démographie de l'Université de Montréal.

Au cours du XXe siècle, la baisse de la mortalité s'est accompagnée d'un changement marqué de son profil selon l'âge et selon la cause. À une forte mortalité infantile a succédé une mortalité se produisant principalement chez les personnes âgées de 65 ans et plus. L'amélioration des habitudes de vie, de la santé publique et de l'hygiène personnelle et les progrès de la médecine ont eu pour effet d'augmenter la survie aux âges élevés et très élevés. Au Québec, entre 1921 et 2000, la probabilité de survivre jusqu'à 65 ans est passée de 49 % à 86 %, et celle de survivre jusqu'à 80 ans de 20 % à 55 %.

Cette amélioration notable de la survie aux jeunes âges, accompagnée d'un report des décès à des âges plus avancés et se produisant généralement dans un intervalle d'âges de plus en plus petit (compression de la mortalité), fait normalement en sorte que la courbe de survie devient progressivement rectangulaire (rectangularisation de la courbe de survie). Cet article a pour but de montrer l'existence au Québec de ces deux phénomènes fortement associés, d'en saisir l'évolution au cours du temps et de les comparer à ceux qui sont observés dans divers pays. Il nous amènera à discuter du lien entre la hausse de l'espérance de vie et les changements dans la dispersion des durées de vie individuelles, ainsi que de l'évolution des phénomènes étudiés par rapport à leur maximum possible.

DÉFINITION DES CONCEPTS

Dans cette étude, il y a *compression de la mortalité* lorsqu'une proportion donnée de décès se produit dans un intervalle d'âges de plus en plus petit. La *rectangularisation de la courbe de survie,* c'est-à-dire le fait que la courbe de survie ressemble de plus en plus à un rectangle, est liée, dans sa partie horizontale, à la forte baisse de la mortalité aux jeunes âges et, dans sa partie verticale, à la concentration des décès, dans un plus petit intervalle d'âge, aux âges avancés. La rectangularisation indique généralement qu'il se produit également une compression des âges au décès étant donné que la rectangularisation de la courbe de survie se produit lorsque les décès de la table ont lieu dans un intervalle d'âges de plus en plus petit autour d'un âge modal au décès qui augmente, l'âge modal au décès correspondant à l'âge où se produit le plus grand nombre de décès de la table. La compression et la rectangularité parfaites sont ainsi obtenues lorsque tous les décès prématurés sont éliminés et que tous décèdent au même âge.

REVUE DES ÉTUDES ET DES INDICATEURS

La rectangularisation de la courbe de survie fut introduite pour la première fois par Comfort en 1964 (Robine, 2001), mais c'est à Fries (1980) qu'on attribue le plus souvent l'introduction de ce concept. La théorie de Fries suppose l'existence d'une durée maximale de la vie humaine; ainsi, la hausse de l'espérance de vie à la naissance (durée moyenne de la vie) se heurte à cette durée maximale et la courbe de survie devient alors de plus en plus rectangulaire. On observe aussi un déplacement des maladies chroniques vers les âges élevés, dans un intervalle de plus en plus réduit, ce qui amène une *compression de la morbidité*. Cette théorie n'a pas fait l'unanimité parmi les chercheurs car plusieurs constatent une poursuite de la baisse de la mortalité aux grands âges, ce qui, à l'encontre de la théorie de Fries, amènerait une expansion de la morbidité. Ce débat a conduit à la réalisation de plusieurs études.

Depuis Fries, plusieurs auteurs ont eu recours à ces concepts de compression et de rectangularisation pour décrire l'évolution de la mortalité dans plusieurs pays, dont la France (Robine, 2001), la Suisse (Paccaud, 2000; Paccaud et al., 1998), les Pays-Bas (Nusselder, 2000; Nusselder et Mackenbach, 1996) et les États-Unis (Lynch et Brown, 2001; Kannisto, 2001, 2000a, 2000b; Wilmoth et Horiuchi, 1999; Eakin et Witten, 1995; Manton et Singer, 1994; Hill, 1993; Rothenberg et al., 1991; Myers et Manton, 1984; Schneider et Brody, 1983; Fries, 1980; Keyfitz, 1977). Des études ont également été réalisées au Canada (Desjardins, 1993; Nagnur, 1986) et au Québec (Pelletier et al., 1997), mais seule l'étude de Nagnur (1986) utilise un indicateur précis, l'entropie, pour démontrer la présence de ces phénomènes. La plupart des auteurs ayant réalisé des études sur un pays pour une période donnée obtiennent les mêmes conclusions, c'est-à-dire une tendance à travers le temps à une compression des âges au décès et à une rectangularisation de la courbe de survie. Les études sur les États-Unis en arrivent quelquefois à des résultats contradictoires, selon la nature des indicateurs choisis.

En fait, les phénomènes de compression de la mortalité et de rectangularisation de la courbe de survie sont fortement influencés par la baisse de mortalité qui s'est produite aux premiers âges de la vie (Kannisto, 2000b; Myers et Manton, 1984), et il a été démontré que les résultats obtenus par le calcul de différents indicateurs dépendent de l'âge de départ choisi pour étudier ces phénomènes (Robine, 2001). Cet âge de départ peut

être fixe (un âge précis) ou mobile (l'âge modal au décès par exemple), mais les auteurs s'entendent généralement pour dire que le choix d'une référence mobile donne des résultats plus représentatifs de la réalité étant donné que le calcul des indicateurs, à partir d'une référence fixe, peut être affecté d'un biais. Quant aux indicateurs à utiliser, aucun consensus n'existe parmi les chercheurs sur la façon de mesurer la compression de la mortalité et la rectangularisation de la courbe de survie (Robine, 2001; Wilmoth et Horiuchi, 1999). Mentionnons que la grande variété possible d'indicateurs rend le choix difficile; Robine (2001) en a dénombré seize dans une revue récente de la littérature effectuée sur le sujet. Cependant, comme l'ont montré Wilmoth et Horiuchi (1999), il existe une forte corrélation entre plusieurs de ces indicateurs, et il n'est pas utile de les retenir tous.

Dans une première étude (Martel, 2002), nous avions examiné huit indicateurs [1] parmi les plus utilisés dans les différents travaux, qui permettaient de bien saisir la présence des phénomènes, de détailler leur évolution dans le temps et de situer le Québec par rapport à divers pays. Dans cet article, nous en avons retenu quatre pour les fins de notre démonstration. Nous utiliserons d'abord *l'âge modal au décès* et le *pourcentage de décès se produisant à l'âge modal* pour introduire l'étude des phénomènes de compression et de rectangularisation. Ces indicateurs ont été retenus parce qu'ils montrent clairement le déplacement de la mortalité vers les âges élevés. L'âge modal au décès correspond à l'âge où se produit le plus grand nombre de décès de la table, c'est la durée de vie la plus commune (Kannisto, 2000a). Comme il est mobile, cet indicateur constitue un point de départ non biaisé pour l'étude et il a l'avantage, contrairement à l'espérance de vie à la naissance, de ne pas être influencé par la baisse importante de la mortalité infanto-juvénile au début du XXe siècle. Lorsque l'âge modal au décès augmente, il se produit une *horizontalisation* de la courbe de survie. Le pourcentage de décès se produisant au mode nous indique, quant à lui, si de plus en plus de gens meurent à l'âge modal, ce qui nous éclaire sur le degré de *verticalisation* de la courbe de survie. On le calcule simplement en

[1] Les résultats relatifs à ces huit indicateurs — mode, pourcentage de décès se produisant au mode, intervalle interquartile (IQR), écart type de l'âge au décès au-dessus du mode, indicateur C_x, quartiles, indice de rectangularité et entropie — sont exposés de façon détaillée dans Martel (2002).

divisant le nombre de décès de la table se produisant au mode par les décès de l'ensemble de la population [2].

Pour la compression de la mortalité, nous utiliserons *l'indicateur C_x* suggéré par Robine (2001) et Kannisto (2000a, 2000b). Il représente le plus petit intervalle dans lequel se produit une proportion x des décès de la table. Cet indicateur a été choisi pour sa mobilité et parce qu'il peut être calculé pour différentes proportions de décès, ce qui diversifie les résultats [3]. Nous nous intéresserons plus particulièrement à C_{10}, C_{25}, C_{50} et C_{90}. Ce dernier est intéressant dans la mesure où il peut montrer la présence d'une compression de la mortalité alors que C_{10}, C_{25} et C_{50} n'en montrent plus, mais il devient significatif seulement lorsque la mortalité infantile et celle de l'enfance sont assez petites pour être exclues du calcul (Kannisto, 2000a, 2000b). Une diminution de la valeur de C_x dans le temps indique que les décès se produisent dans un intervalle d'âge de plus en plus petit.

Pour la rectangularisation de la courbe de survie, nous avons retenu *l'indice de rectangularité (R_x)* comme indicateur. Il est suggéré par Robine (2001) et Kannisto (2000a). Nous l'avons sélectionné parce qu'il est mobile, et surtout parce qu'il mesure concrètement le phénomène de la rectangularisation; il donne la surface située sous la courbe de survie par rapport à celle située sous le rectangle parfait déterminé par la ligne des survivants du départ et la verticale à l'axe des abscisses où 1 % de l'effectif initial est encore en vie (Robine, 2001; Kannisto, 2000a). Cela facilite la comparaison entre différentes régions ou périodes de temps. Il sera calculé pour des rectangles commençant à 0, 15, 65 et 80 ans. La formule qui permet de calculer R_0 est :

$$R_0 = \frac{T(0) - T(\alpha)}{l(0) * \alpha} \qquad (2)$$

et elle s'écrit plus généralement sous la forme suivante :

$$R_x = \frac{T(x) - T(\alpha)}{l(x) * (\alpha - x)} \qquad (3)$$

où T(x) est le nombre total d'années vécues à partir de l'âge x dans la table,

α est l'âge pour lequel 1 % de la population initiale de la table est encore en vie,

---

2 Pour le calcul des indicateurs, voir les exemples donnés en annexe.

3 Voir l'annexe pour la formule et un exemple de calcul de l'indicateur.

l(x) est le nombre de survivants à l'âge x dans la table

(Kannisto, 2000a). Une augmentation de R_x dans le temps indique une rectangularisation accrue de la courbe de survie puisque la surface située sous la courbe de survie occupe un pourcentage de plus en plus grand de la courbe de survie parfaitement rectangulaire.

DONNÉES ET MÉTHODES

Sources de données

Les indicateurs proposés plus haut sont établis à partir d'indices de tables de mortalité pour le Québec. Ces dernières sont tirées de la Base de données sur la longévité canadienne et construites par année d'âge jusqu'à 110 ans, pour la période 1921-1999 [4]. Le calcul de ces tables est fondé sur les données concernant les effectifs de la population et les décès, corrigés pour un certain nombre de problèmes [5], selon l'âge et le sexe.

Les effectifs de population utilisés sont ceux estimés pour le 1er juin de chaque année de 1921 à 1970 (Statistique Canada, 2002b) et le 1er juillet de chaque année de 1971 à 1999 (Statistique Canada, 2001). Ceux-ci sont publiés par année de calendrier, sexe et année d'âge de 0 à 89 ans, avec un groupe ouvert à 90 ans et plus. Depuis 1971, ils sont corrigés pour le sous-dénombrement net des recensements et contiennent une estimation des résidents non permanents en plus des Canadiens de retour.

Bien que le système d'enregistrement des faits d'état civil ne commence qu'en 1926 au Québec, nous avons, pour chaque sexe, les décès observés par année de calendrier de 1921 [6] à 1949 et par année d'âge de 0 à 99 ans, avec un groupe ouvert à

---

4 Les tables de mortalité de la Base de données sur la longévité canadienne, actuellement en développement, sont établies à l'aide de la méthodologie de la Human Mortality Database (HMD), accessible sur le site internet de la HMD.

5 Pour certains décès, l'âge et (ou) la génération et (ou) le sexe n'étaient pas définis. Pour 1921 à 1949, nous ne connaissions pas la répartition dans les triangles de Lexis et nous ne connaissions les décès que pour le groupe d'âge 100 ans et plus. D'autres problèmes caractéristiques à certaines années ont également dû être corrigés. Toutes les corrections apportées à la banque de données originale sont décrites dans Bourbeau et al. (2003).

6 Les décès de 1921 à 1925 proviennent d'annuaires statistiques du Québec et du Canada.

100 ans et plus (Statistique Canada, 2002a). De 1950 à 1999, nous utilisons des données de décès non publiées, ventilées par année d'âge de 0 à 119 ans, année de calendrier, année de naissance et sexe (Statistique Canada, 2000).

Critique des données

Les effectifs de la population du Québec par âge et sexe sont en général bien connus et de bonne qualité, sauf aux très grands âges, où on observe souvent une surestimation des effectifs. Pour pallier ce problème, nous avons utilisé, à partir de l'âge de 80 ans, des effectifs de population reconstitués à partir des décès selon la méthode des générations éteintes (Vincent, 1951) et presque éteintes (méthode des taux de survie). Ces effectifs reconstitués sont généralement plus fiables que les effectifs provenant des recensements (Bourbeau et Desjardins, 2000b; Bourbeau et Lebel, 2000; Lebel, 1999; Elo et Preston, 1994; Condran et al., 1991; Coale et Kisker, 1990; Rosenwaike et Logue, 1983; Myers, 1966).

En ce qui concerne les données québécoises de décès, elles sont de très bonne qualité en général. Aux grands âges, il faut prendre certaines précautions pour éviter de tenir compte de décès pour lesquels l'âge est probablement surestimé. Par contre, pour les centenaires, Bourbeau et Desjardins (2001, 2000a) ont montré, à partir d'une étude sur échantillon, que les données sont très bonnes entre 1985 et 1999 pour ce qui est des Canadiens français catholiques (nés au Canada). Pour évaluer la qualité des données de décès entre 80 et 100 ans, nous avons utilisé différents indicateurs suggérés et utilisés par nombre d'auteurs (Bourbeau et Desjardins, 2000a; Bourbeau et Lebel, 2000; Coale et Kisker, 1990; Kannisto, 1988). Il s'agit de l'indice de Whipple, du ratio des quotients de mortalité à 100 et 101 ans, du ratio des décès à 105 et 100 ans et plus, du ratio des décès à 110 et 105 ans et plus, du ratio des décès des hommes et des femmes à 100 ans et plus ainsi que du ratio des décès des générations récente et ancienne pour une année et un âge donnés [7].

De façon générale, on constate que la couverture des données est très bonne. Bien que certains résultats laissent entrevoir la présence de quelques problèmes comme la surestima-

[7] Des résultats détaillés du calcul de ces indicateurs sont disponibles dans Martel (2002).

tion de l'âge au décès, on remarque qu'il y a clairement une amélioration de la qualité des données sur les décès observés au Québec puisque les résultats obtenus pour cette province se rapprochent de ceux de pays reconnus pour la grande qualité de leurs données, comme la Suède, la France, le Japon et les Pays-Bas, entre 1921 et 2000. La contre-vérification des décès de centenaires avec le certificat de décès qui s'effectue depuis 1999 (Bourbeau et Desjardins, 2000b) devrait par ailleurs jouer en faveur d'une qualité des données de plus en plus grande.

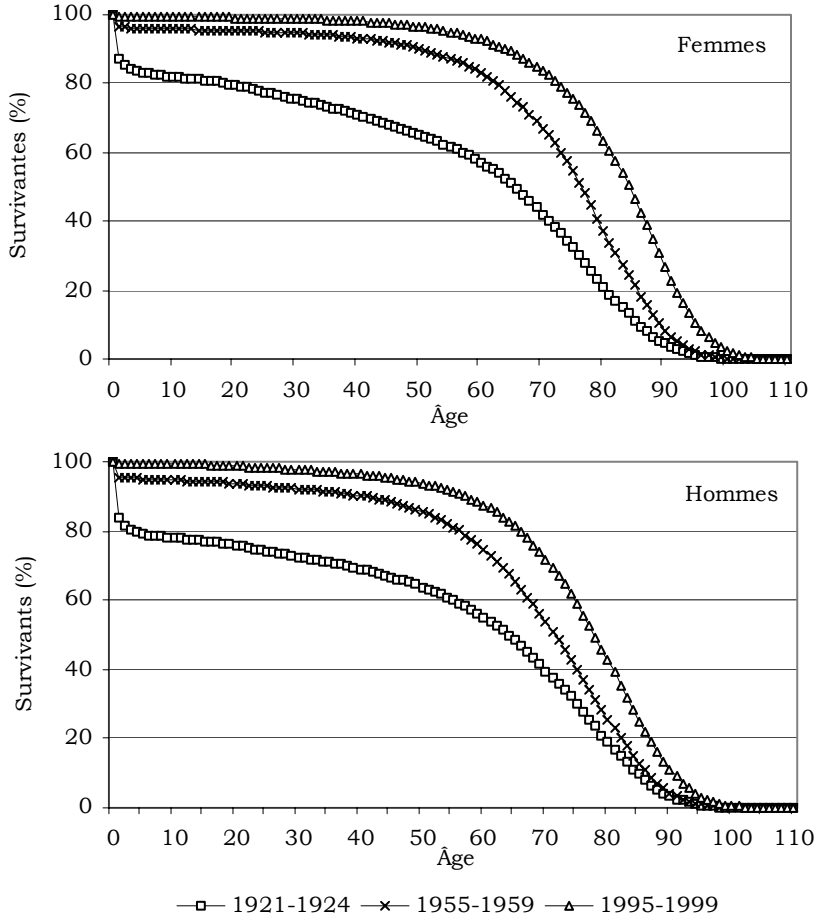
Méthodes

Dans cette étude, diverses méthodes ont été employées pour pallier certains défauts des données comme la non-déclaration ou la mauvaise déclaration de l'âge au décès et la surestimation des effectifs de population aux très grands âges. Ces méthodes sont décrites dans le mémoire de maîtrise de Martel (2002), dans le rapport de correction produit par Bourbeau et al. (2003) et dans le protocole des méthodes de la Human Mortality Database (Wilmoth et al., 2002). Le calcul des indicateurs de la compression et de la rectangularisation, présentés plus haut, se fonde sur des tables de mortalité complètes, établies selon la méthodologie utilisée par la Human Mortality Database. Nous avons choisi d'utiliser des tables de mortalité du moment de préférence aux tables de génération, car il a été montré que le recul de la mortalité sénile est imputable à des facteurs du moment plutôt qu'à l'avancement en âge de cohortes en meilleure santé (Kannisto, 1994).

RÉSULTATS

Les décès et les survivants des tables de mortalité

Selon les tables de mortalité québécoises, le pourcentage de décès de femmes aux âges élevés a beaucoup augmenté entre 1921-1924 et 1995-1999; il est passé de 51 % à 89 % au-dessus de 65 ans et de 21 % à 64 % au-dessus de 80 ans. Il en est de même pour les hommes; les pourcentages sont passés respectivement de 48 % à 81 % et de 19 % à 43 %. Cela se traduit par une augmentation de la survie facilement visible par l'examen des courbes de survie selon le sexe pour les périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999 (figure 1). L'évolution de l'âge où survivent encore 90 % de l'effectif initial est



Source : tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

Figure 1. Distribution (%) des survivants selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec

encore plus saisissant : en 1995-1999, cet âge se situe à 64 ans pour les femmes et à 5 ans pour les hommes, alors qu'en 1921-1924 cet âge se situait à moins de 1 an pour les deux sexes. On remarque, par ailleurs, la très forte augmentation du pourcentage de survivants aux jeunes âges et aux âges adultes entre 1921-1924 et 1955-1959, alors qu'entre 1955-1959 et 1995-1999, le pourcentage de survivants augmente plus aux âges adultes et élevés.

En examinant divers éléments des tables de mortalité québécoises pour chaque sexe aux périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, on constate que le nombre de survivants à 5 et 65 ans a augmenté au cours de la période et ce, plus rapidement entre 1921-1924 et 1955-1959 qu'entre 1955-1959 et 1995-1999 (tableau 1). Il y a de plus en plus de survivants à 80 ans, mais le pourcentage d'augmentation a diminué de 9 % pour les femmes alors qu'il a augmenté, presque doublé, pour les hommes entre la première et la deuxième partie de la période. Ce résultat est probablement dû à la surmortalité masculine qui empêchait un grand nombre d'hommes de survivre aux âges élevés alors que beaucoup de femmes s'y rendaient déjà plus facilement. Il faut toutefois demeurer prudent avec les survivants à 100, et même à 80 ans, puisque la qualité des données était moins bonne durant la période 1921-1924. On le voit par la diminution du nombre de survivants masculins à 100 ans entre 1921-1924 et 1955-1959, cette diminution étant probablement due à une amélioration de la qualité des données au cours de cette période. Durant la seconde moitié du XXe siècle, l'augmentation des survivants à 100 ans est considérable; il y a eu multiplication par 9,3 chez les femmes et par 6,2 chez les hommes. Pendant la période 1995-1999, alors qu'il y a une femme pour un homme à 5 ans, l'écart s'agrandit à 1,1 à 65 ans et à 1,5 à 80 ans, et on compte finalement près de 5 fois plus de femmes survivant à 100 ans.

Quant aux probabilités de survie de la naissance à 5, 65 et 80 ans, elles ont continuellement augmenté entre 1921 et 2000. La probabilité de survivre de 80 à 100 ans diminue durant la première partie de la période, probablement à cause de la mauvaise qualité des données de 1921-1924, mais elle devient 4,5 fois plus grande entre 1955-1959 et 1995-1999. L'augmentation de la survie se remarque également dans le nombre d'années vécues à partir de l'âge x pour un individu d'âge x. De 1921-1924 à 1995-1999, le nombre d'années vécues a augmenté de 4,9 millions d'années au-delà de 5 ans, de 1,7 million d'années au-delà de 65 ans et de 637 738 années au-delà de 80 ans. De ces 637 738 années, 71 % sont vécues par des femmes. Une augmentation des années vécues est également présente chez les centenaires puisque des multiplications par 17 et par 6 se produisent respectivement chez les femmes et les hommes âgés d'au moins 100 ans entre 1921-1924 et 1995-1999. Il est intéressant de remarquer que, pour une augmentation de survivants moins importante au cours de la deuxième partie de la période, le gain y est quand même plus

Tableau 1. Différents éléments de la table de mortalité (survivants, probabilités de survie et années vécues) selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999 [a]

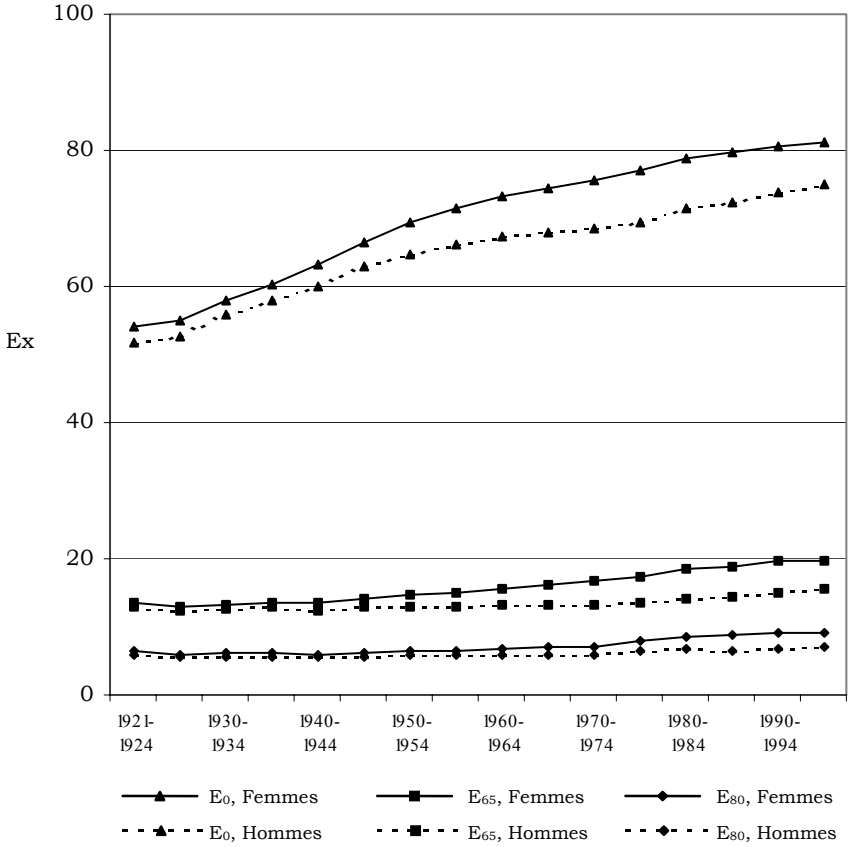
	1921-1924	1955-1959	1995-1999	Écart 1921-1959	Écart % 1921-1959	Écart 1955-1999	Écart % 1955-1999
			Femmes				
S_5	83 187	96 023	99 440	12 836	15,43	3 417	3,56
S_{65}	50 968	76 384	89 295	25 416	49,87	12 911	16,90
S_{80}	20 896	37 330	63 539	16 434	78,65	26 209	70,21
S_{100}	160	256	2 382	96	60,00	2 126	830,47
${}_5p_0$	0,8319	0,9602	0,9944	1,15	—	1,04	—
${}_{65}p_0$	0,5097	0,7638	0,8930	1,50	—	1,17	—
${}_{80}p_0$	0,2090	0,3733	0,6354	1,79	—	1,70	—
${}_{20}p_{80}$	0,0077	0,0069	0,0375	0,90	—	5,47	—
T_5	4 984 407	6 658 432	7 612 586	1 674 025	33,59	954 154	14,33
T_{65}	686 476	1 143 179	1 769 142	456 703	66,53	625 963	54,76
T_{80}	133 516	246 914	585 490	113 398	84,93	338 576	137,12
T_{100}	321	483	5 613	162	50,47	5 130	1062,11
			Hommes				
S_5	79 184	94 995	99 334	15 811	19,97	4 339	4,57
S_{65}	48 384	65 307	81 337	16 923	34,98	16 030	24,55
S_{80}	18 942	25 688	42 556	6 746	35,61	16 868	65,66
S_{100}	89	83	511	– 6	– 6,74	428	515,66
${}_5p_0$	0,7918	0,9500	0,9933	1,20	—	1,05	—
${}_{65}p_0$	0,4838	0,6531	0,8134	1,35	—	1,25	—
${}_{80}p_0$	0,1894	0,2569	0,4256	1,36	—	1,66	—
${}_{20}p_{80}$	0,0047	0,0032	0,0120	0,69	—	3,72	—
T_5	4 765 855	6 146 167	6 989 890	1 380 312	28,96	843 723	13,73
T_{65}	631 147	847 454	1 264 491	216 307	34,27	417 037	49,21
T_{80}	112 531	149 660	298 295	37 129	32,99	148 635	99,32
T_{100}	168	143	1 082	– 25	– 14,88	939	656,64

Source : Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

a. S_x : nombre de survivants à l'âge x;
${}_yp_x$: probabilité de survivre entre les âges x et (x + y);
T_x : nombre d'années vécues à partir de l'âge x par les survivants à l'âge x.

élevé pour les années vécues à 80 ans chez les femmes et à 65 ans chez les hommes.

Une façon générale d'observer la baisse des risques de décès par âge consiste à examiner l'évolution de l'espérance de vie à la naissance, qui résume bien l'amélioration des conditions de vie et les progrès effectués pour l'ensemble des âges. La figure 2 présente l'évolution de l'espérance de vie à 0, 65 et 80 ans entre 1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe.



Source : Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

Figure 2. Espérance de vie à 0, 65 et 80 ans selon le sexe, pour des périodes de 5 ans, de 1921-1924 à 1995-1999, Québec

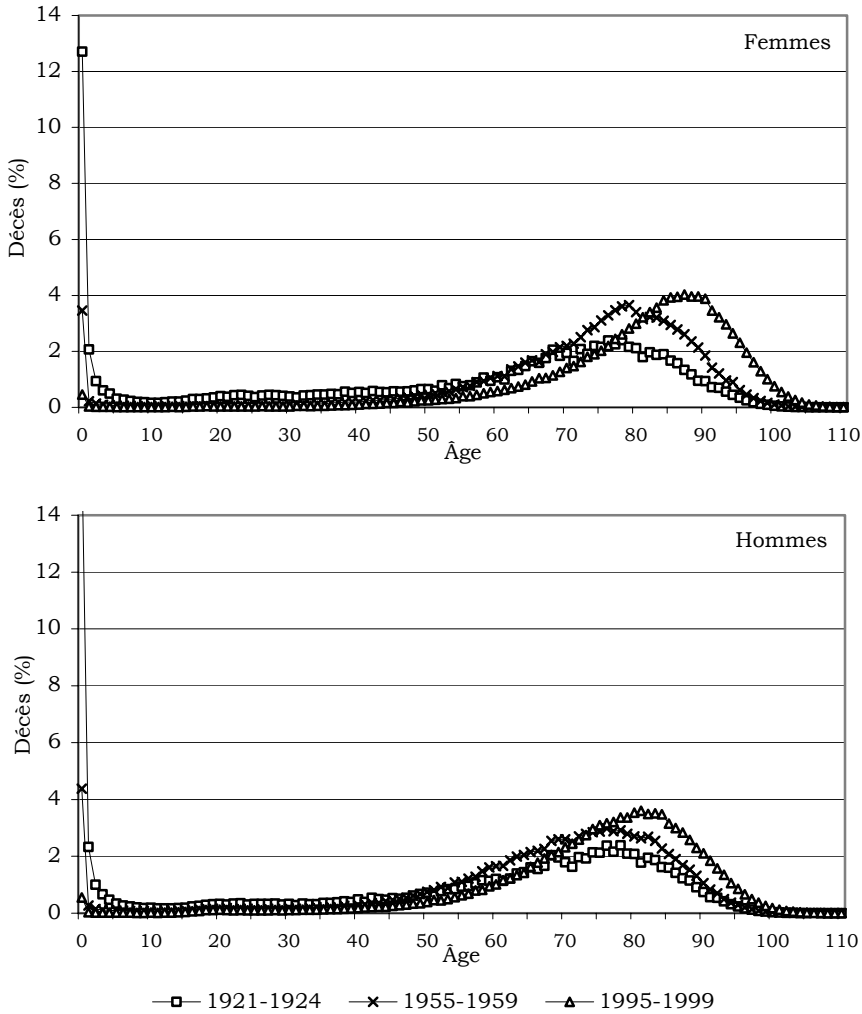
Pendant cette période, l'espérance de vie à la naissance est passée de 54 à 81 ans pour les femmes et de 52 à 75 ans pour les hommes, l'écart entre les sexes s'agrandissant de 2 à 6 ans. L'augmentation a été continuelle mais plus rapide avant 1955-1959, en partie à cause de la réduction de la mortalité infanto-juvénile, qui a entraîné des gains sans précédent au niveau de l'espérance de vie dès le début du XXe siècle. L'espérance de vie à 65 ans a également augmenté; un individu âgé de 65 ans peut espérer vivre, en moyenne, encore 18 ans en 1995-1999, ce qui représente 5 ans de plus qu'en 1921-1924. Encore une fois, l'augmentation a été continuelle quoique lente avant 1940-

1944. Finalement, l'espérance de vie à 80 ans a augmenté, plus rapidement après 1960, de 6 à 9 ans pour les femmes et de 6 à 7 ans pour les hommes entre 1921-1924 et 1995-1999. Pour toutes les espérances de vie examinées, aucun signe de stabilisation n'est visible.

Âge modal au décès et pourcentage de décès à l'âge modal

Toujours pour avoir une idée globale du déplacement de la mortalité vers les âges élevés, il est intéressant d'examiner l'évolution de la distribution des décès selon l'âge. La figure 3 présente les distributions des décès (de la table) selon le sexe au Québec pour les périodes 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999. À première vue, les distributions sont bimodales; un mode est situé aux très jeunes âges et un autre aux âges élevés. C'est ce dernier que nous examinerons puisqu'il décrit la durée de vie typique (Kannisto, 1996). Chez les femmes, l'âge modal au décès s'est déplacé vers les âges plus élevés entre 1921-1924 et 1995-1999 et il en est de même chez les hommes même si le mode est inférieur et le déplacement moins important. Si on examine l'évolution de l'âge modal au décès au Québec pour les mêmes périodes, on constate effectivement que l'âge modal au décès augmente de 9 ans chez les femmes et de 3 ans chez les hommes [8] (figure 4). Cette observation va dans le sens de nos attentes : à mesure que l'espérance de vie augmente, l'âge modal au décès évolue dans le même sens. Notons que le mode a l'avantage, contrairement à l'espérance de vie à la naissance, de ne pas être influencé par la baisse importante de la mortalité infanto-juvénile au début du XXe siècle, ce qui rend son utilisation pertinente pour ce type d'étude. Sur la figure 3, on observe également une augmentation du pourcentage de décès se produisant au mode, et le phénomène est plus flagrant chez les femmes. En fait, en observant son évolution entre 1921 et 2000, on s'aperçoit qu'il augmente continuellement au cours de la période étudiée, passant de 2,4 % à 4,0 % pour les femmes et de 2,4 % à 3,6 % pour les hommes (figure 5). Enfin, on constate, à la figure 3, que l'augmentation

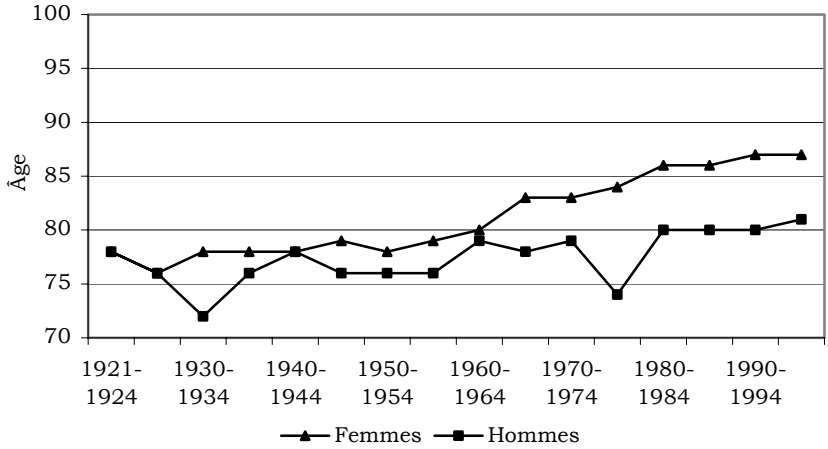
8 Peu réaliste, la diminution du mode durant les périodes 1930-1934 et 1975-1979 est probablement due à la mauvaise qualité des données. Pour la période 1975-1979, la correction apportée par l'ISQ aux données de décès n'a pas été prise en compte dans les publications de Statistique Canada parce qu'elle a été envoyée après réception des données par ce dernier organisme. Nous garderons donc ces modes tels quels pour cette étude mais serons prudents dans l'interprétation des résultats obtenus.



Source : Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

Figure 3. Distribution (%) des décès de la table selon l'âge et le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec

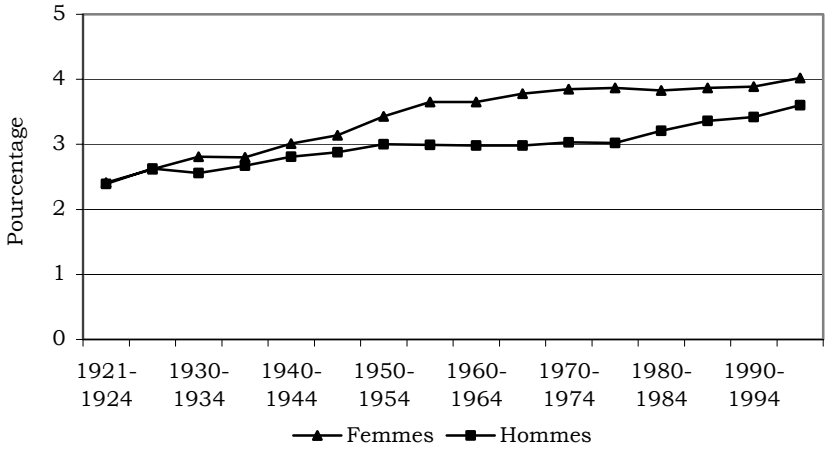
du mode et du pourcentage de décès qui s'y produisent s'accompagne d'une diminution de la variance des décès autour de l'âge modal.



Source : Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

Note : Les résultats relatifs à l'âge modal au décès aux périodes 1930-1934 et 1975-1979 sont biaisés par la mauvaise qualité des données pour ces périodes. Une correction effectuée par l'ISQ est cependant disponible pour la période 1975-1979.

Figure 4. Âge modal au décès selon le sexe, pour des périodes de 5 ans de 1921-1924 à 1995-1999, Québec



Source : Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne.

Figure 5. Pourcentage de décès concentrés à l'âge modal selon le sexe, pour des périodes de 5 ans de 1921-1924 à 1995-1999, Québec

Compression de la mortalité

Intuitivement, puisque nous avons constaté à la figure 3 une augmentation du mode et du pourcentage de décès qui s'y produisent ainsi qu'une diminution de la variance des décès autour de l'âge modal, on peut affirmer qu'il se produit une compression de la mortalité. On remarque en effet qu'une proportion donnée de décès de la table a lieu dans un intervalle d'âges de plus en plus petit. Mais, pour avoir une idée précise de l'évolution de ce phénomène d'une période à l'autre et pour mesurer son importance, ou encore pour situer le Québec par rapport à divers pays qui le subissent aussi, nous utilisons l'indicateur C_x, qui nous permet de le mesurer.

Les plus petits intervalles contenant 10 %, 25 % et 50 % des décès ont d'abord été calculés entre 1921-1924 et 1995-1999 pour chaque sexe. Ils diminuent constamment pendant la période étudiée (figure 6). C_{10}, moins étendu que les autres parce qu'il contient une plus petite proportion de décès, passe de 4 à 3 ans chez les femmes et les hommes au cours de la période étudiée. C_{25} diminue de façon plus évidente; il rétrécit de 6 ans (12 à 6 ans) chez les femmes et de 5 ans (12 à 7 ans) chez les hommes, alors que C_{50} passe de 27 à 14 ans pour les femmes et de 29 à 16 ans pour les hommes. $C_{10,}$ C_{25} et C_{50} diminuent plus rapidement avant 1955-1959 que par la suite. Lorsqu'il y a ralentissement, on peut vérifier si la compression de la mortalité continue en examinant C_{90}, qui donne l'étendue du plus petit intervalle contenant 90 % des décès. Cependant, il ne devient significatif que lorsque la mortalité infantile est assez faible pour être exclue du calcul. Cela explique que la série des C_{90} commence plus tard chez les hommes, pour qui la seule valeur obtenue de C_{90} est située à 42 ans en 1995-1999. Chez les femmes, C_{90} a pu être calculé pour trois périodes au cours desquelles sa valeur diminue, ce qui confirme que la compression des âges au décès continue de se produire au Québec.

Par l'examen de l'évolution des bornes inférieure et supérieure du plus petit intervalle dans lequel se situent 50 % des décès entre 1921-1924 et 1995-1999, on constate que l'étendue de cet intervalle diminue, parce que, surtout, l'âge inférieur passe de 60 à 80 ans pour les femmes et de 58 à 72 ans pour les hommes au cours de la période étudiée (figure 7). En comparaison, l'âge supérieur n'augmente que de 5 ans (il passe de 88 à 93 ans) chez les femmes, et il diminue de 1 an chez les hommes (88 à 87 ans). On remarque également que la plus

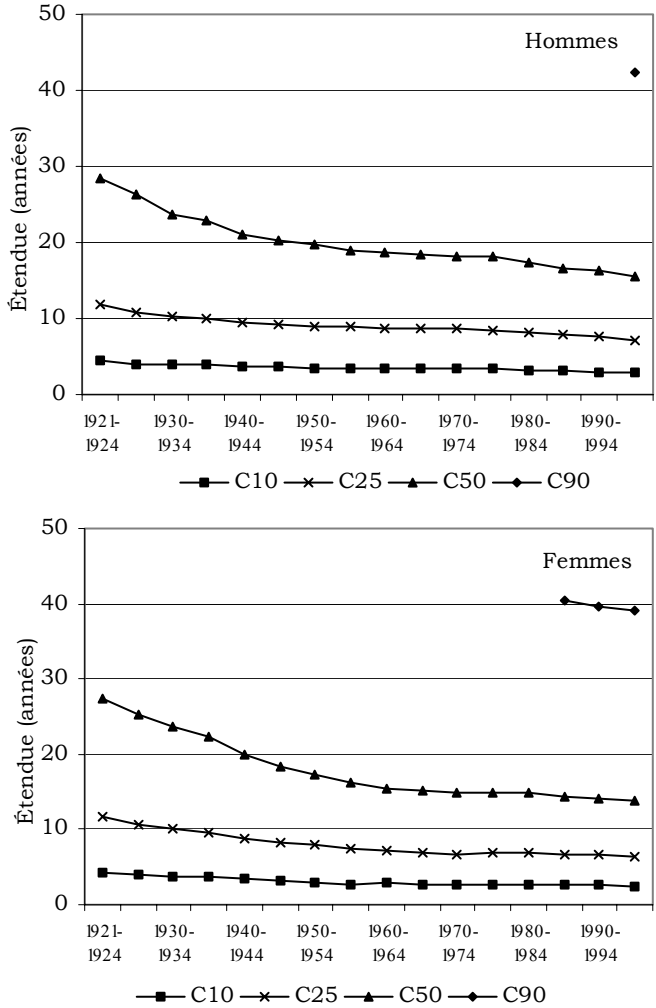


Figure 6. Évolution de l'indicateur Cx selon le sexe, pour des périodes de 5 ans de 1921-1924 à 1995-1999, Québec

forte diminution de l'étendue de l'intervalle avant 1955-1959 est due à une augmentation plus rapide de l'âge inférieur pour les deux sexes. La comparaison des femmes avec les hommes montre que les intervalles étudiés sont plus étendus et concernent de plus jeunes âges pour les hommes.

D'après les résultats obtenus, il s'est produit une compression de la mortalité au Québec au cours de la période 1921-1999. Afin de voir où se situe la compression de la mortalité au

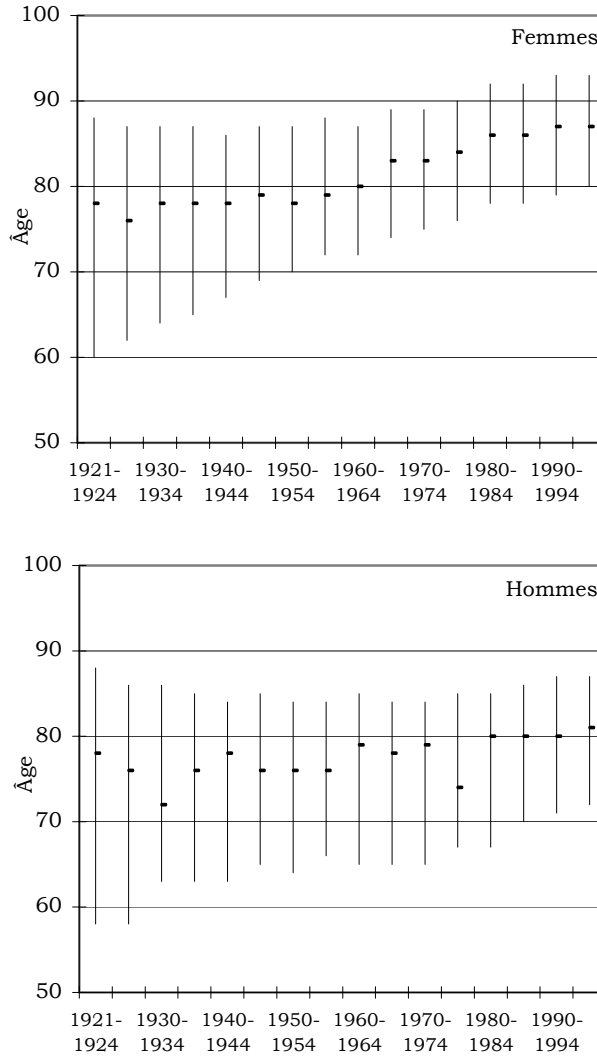


Figure 7. Évolution de l'étendue de C_{50} selon le sexe, pour des périodes de 5 ans de 1921-1924 à 1995-1999, Québec

Québec par rapport à celle de divers pays, nous utilisons les résultats d'une étude publiée par Kannisto (2000b). Le tableau 2 permet de comparer les valeurs de C_{10}, C_{50} et C_{90} du Québec avec celles de nombreux pays au début des années 1990 pour chacun des sexes. Au premier coup d'œil, le Québec se situe dans la moyenne des pays de comparaison. Pour la période

Tableau 2. Valeurs récentes de C_{10}, C_{50} et C_{90}, Québec et différents pays (en ordre ascendant selon C_{50} des femmes)

		C_{10}		C_{50}		C_{90}	
Pays	Période	F	H	F	H	F	H
France	1991-1995	2,2	3,0	12,1	17,1	37,0	47,6
Japon	1995	2,2	2,6	12,3	14,6	36,5	40,6
Italie	1993	2,2	2,9	12,4	15,7	36,0	42,8
Suisse	1988-1993	2,2	2,8	12,4	15,5	36,7	45,1
Autriche	1990-1992	2,2	2,9	12,6	16,2	37,3	44,5
Finlande	1991-1995	2,3	3,0	12,6	16,4	36,3	45,8
Suède	1992-1996	2,3	2,6	12,6	14,4	36,8	39,7
Allemagne (Ouest)	1986-1988	2,4	2,9	13,1	15,8	38,2	43,2
Pays-Bas	1990-1995	2,4	2,7	13,1	15,0	38,0	40,0
Slovénie	1993-1995	2,4	3,3	13,1	17,7	37,6	47,0
Irlande	1990-1992	2,5	2,8	13,8	15,1	38,0	40,2
Australie	1994-1996	2,4	2,8	13,9	15,2	39,6	42,4
Québec	1990-1994	2,6	3,0	14,2	16,2	39,7	— [a]
Canada	1990-1994	2,6	2,9	14,2	15,7	39,9	— [a]
Angleterre	1990-1992	2,7	2,9	14,8	15,6	39,6	41,2
Hongrie	1990	2,7	3,8	14,8	20,5	42,7	50,8
Grèce	1980	2,8	3,0	14,9	16,3	39,9	46,5
N.- Zélande	1985-1987	2,8	3,0	15,0	16,3	49,8	45,1
Danemark	1994-1995	2,8	3,0	15,5	16,3	41,1	43,7
Écosse	1980-1982	2,8	3,0	15,6	16,6	42,4	43,9
Corée du S.	1985-1987	2,9	3,1	15,7	17,0	42,3	44,0
États-Unis	1991-1995	2,8	3,2	15,7	17,7	43,2	50,7
Chili	1986-1989	2,9	3,4	15,8	18,5	43,4	49,5
Chine	1981	2,9	3,1	16,8	16,9	61,1	57,3

Source : sauf pour le Québec, Kannisto (2000b), tableau 2.
a. L'indicateur n'est pas significatif dans ce cas.

1990-1994, les valeurs de C_{10}, C_{50} et C_{90} [9] sont presque toujours inférieures au Québec par comparaison à l'Angleterre, au Danemark, aux États-Unis et à la Hongrie pour les femmes, et au Danemark, aux États-Unis, à la France, à la Finlande, à la Hongrie et à la Slovénie pour les hommes. Autrement dit, la compression de la mortalité est plus prononcée au Québec que dans les pays mentionnés, selon le sexe, et moins prononcée que dans les pays non cités. Par ailleurs, en comparant le Québec au Canada, on constate que la compression de la mortalité est aussi prononcée dans cette province que dans l'ensemble du pays.

[9] La valeur de C_{90} n'est pas indiquée pour les hommes puisque la mortalité infanto-juvénile entre encore dans le calcul de cet indicateur en 1990-1994.

Rectangularisation de la courbe de survie

Pour que la courbe de survie prenne une forme de plus en plus rectangulaire, il faut que la portion supérieure devienne de plus en plus horizontale et que la portion inférieure s'apparente de plus en plus à une verticale. Nous avons vu précédemment, par l'examen de l'évolution de la courbe de survie au Québec (figure 1), que celle-ci est devenue manifestement plus rectangulaire de 1921-1924 à 1995-1999. L'*horizontalisation* de la courbe de survie correspond à la chute de la mortalité infantile et à la disparition de risques de mortalité notables au cours des 50 premières années de vie (Robine, 2001). Nous savons que cette *horizontalisation* s'est produite sous l'effet de ces réductions et parce que l'âge modal au décès, qui donne une idée de la façon dont s'étendent les décès vers les âges élevés, a augmenté entre 1921-1924 et 1995-1999. Pour mesurer une éventuelle *verticalisation* de la courbe de survie, nous utilisons le pourcentage de décès se produisant à l'âge modal au décès. Comme on l'a vu plus tôt, la valeur de cet indicateur et, par le fait même, le degré de *verticalisation*, augmentent entre 1921-1924 et 1995-1999.

La rectangularisation de la courbe de survie se mesure concrètement avec l'indice de rectangularité, qui donne une idée de l'allure de la courbe de survie d'une période donnée par rapport à la courbe de survie parfaite, c'est-à-dire rectangulaire. Il a été calculé entre 1921-1924 et 1995-1999 pour des courbes de survie commençant à 0, 15, 65 et 80 ans. Les résultats sont présentés selon le sexe à la figure 8. La présence du phénomène de la rectangularisation est confirmée par l'augmentation de la valeur de l'indice et ce, peu importe l'âge auquel la courbe de survie commence. Dans la première moitié du XXe siècle, les valeurs de R_0 (l'indice pour la courbe de survie complète) étaient inférieures à celles de R_{15}, qui décrit la vie adulte. Vers 1945, l'indice R_0 a cependant surpassé R_{15} et a augmenté jusqu'à 79 % pour les femmes et 76 % pour les hommes. Par ailleurs, R_0 et R_{15} chez les femmes et R_0 chez les hommes augmentent plus rapidement jusqu'en 1950-1954 et 1955-1959 respectivement. Quant à R_{65} et R_{80}, leur progression est plus rapide à partir de 1960-1964 chez les femmes et de 1980-1984 chez les hommes. Généralement, l'indice de rectangularité est plus élevé chez les femmes, ce qui signifie que le pourcentage situé sous la courbe de survie des femmes est plus près de 100 % que le pourcentage obtenu pour les hommes. Cela nous indique que le processus de la rectangularisation

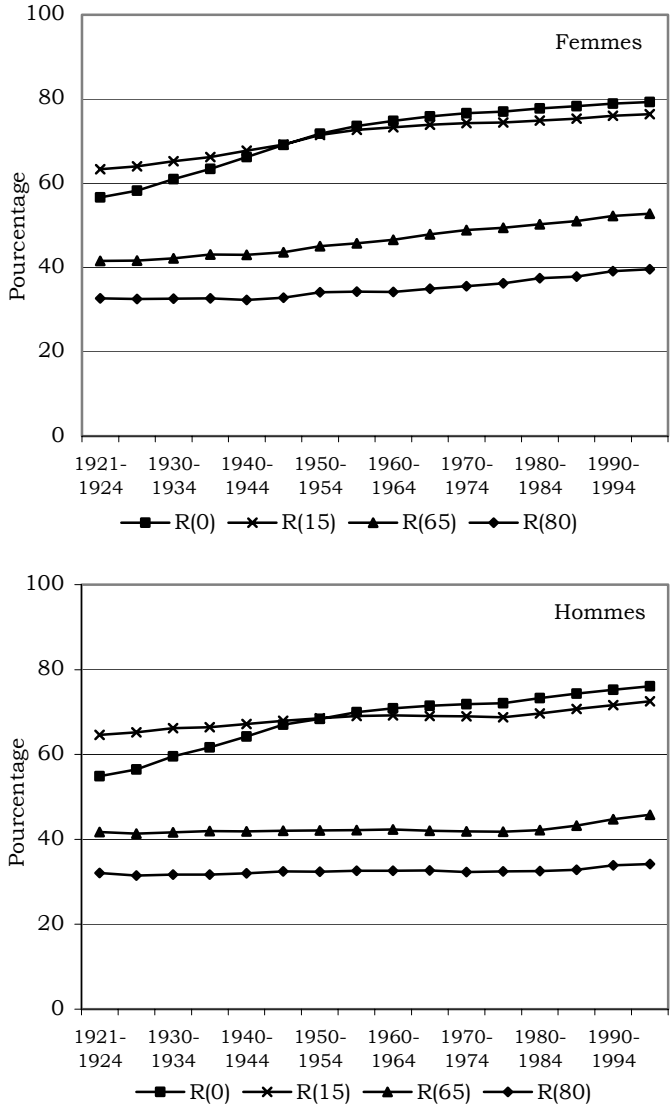


Figure 8. Évolution de l'indice de rectangularité selon le sexe, pour des périodes de 5 ans de 1921-1924 à 1995-1999, Québec

de la courbe de survie est plus prononcé chez les femmes que chez les hommes. Évidemment, plus la courbe de survie commence à un âge élevé, moins on peut compter sur les gains de survie qui se sont produits aux jeunes âges, ce qui a pour effet d'éloigner le pourcentage calculé pour l'indice de rectangularité du 100 % obtenu pour le rectangle.

Tableau 3. Indices de rectangularité selon le sexe, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec et différents pays (en ordre ascendant pour chaque période selon R_{65} des femmes)

		R_0		R_{65}		R_{80}	
Pays	Période	F	H	F	H	F	H
Suisse	1920-1924	64,88	62,60	40,89	39,12	30,54	29,32
Québec	1921-1924	56,69	54,91	41,62	41,72	32,73	32,08
Canada	1921-1924	61,03	59,45	41,96	41,31	32,61	31,23
Danemark	1921-1924	66,34	65,03	43,66	43,81	32,32	31,79
Suède	1920-1924	65,76	64,17	45,16	44,76	32,88	33,13
Hongrie	1955-1959	72,83	69,42	44,94	42,71	31,76	31,25
Japon	1955-1959	71,89	69,35	45,00	40,72	32,68	30,70
Québec	1955-1959	73,64	69,95	45,80	42,14	34,27	32,58
Canada	1955-1959	74,47	70,69	46,85	42,50	34,89	32,79
États-Unis	1960-1964	74,57	70,08	46,91	40,52	34,66	31,74
Suisse	1955-1959	76,37	72,58	47,13	43,00	33,50	31,75
Danemark	1955-1959	76,61	74,09	47,54	45,02	34,15	33,02
Pays-Bas	1955-1959	77,32	74,89	48,00	45,90	33,97	33,52
Suède	1955-1959	77,31	74,93	49,24	45,40	33,83	33,05
Hongrie	1995-1999	77,13	70,50	48,53	40,50	35,18	32,30
Danemark	1995-1999	78,36	75,93	50,33	44,94	38,69	34,20
États-Unis	1995-1999	77,68	74,17	51,04	45,77	39,00	35,06
Québec	1995-1999	79,33	76,08	52,80	45,80	39,60	34,15
Canada	1995-1996	79,26	76,18	52,88	46,57	39,76	34,86
Pays-Bas	1995-1999	80,32	77,41	53,94	46,19	39,74	34,03
Suède	1995-1999	81,04	78,45	55,07	48,99	40,44	35,80
Japon	1995-1999	81,17	77,64	56,48	48,97	41,95	36,22
Suisse	1995-1999	81,47	77,74	56,67	49,34	41,55	36,61

Source : sauf pour le Québec, Tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Human Mortality Database.

Nos résultats confirment donc la progression de la rectangularisation de la courbe de survie au Québec au cours de la période 1921-1999. Afin de voir où se situe la rectangularisation de la courbe de survie au Québec par rapport à celle de divers pays, nous utilisons les résultats obtenus par le calcul de l'indice de rectangularité pour différents pays pour lesquels des tables de mortalité sont disponibles dans la Human Mortality Database. Le tableau 3 permet de comparer les valeurs de R_0, R_{65} et R_{80} du Québec avec celles des pays retenus, dont le Canada, pour différentes périodes et chacun des sexes. De façon générale, pour la période 1921-1924, la rectangularisation de la courbe de survie est moins prononcée au Québec qu'au Canada, au Danemark et en Suède, en particulier pour le rectangle commençant à 0 an, à cause de la surmortalité infantile québécoise de l'époque. Le Québec surpasse toutefois la

Suisse pour les rectangles commençant à 65 et 80 ans. Pour la période 1955-1959, les valeurs des indices R_0, R_{65} et R_{80} demeurent plus faibles au Québec que dans les autres pays, sauf le Japon et la Hongrie, excepté pour R_{65} chez les hommes; dans ce cas, la valeur de l'indice est plus élevée en Hongrie.

Pour la période la plus récente, 1995-1999, la progression de la rectangularisation au Québec fait en sorte qu'il devance la Hongrie, le Danemark et les États-Unis, tout en se rapprochant beaucoup de l'ensemble du Canada. Les Pays-Bas, la Suède, le Japon et la Suisse présentent une courbe de survie plus rectangulaire. Néanmoins, la baisse de la mortalité dont bénéficie le Québec au cours du XXe siècle fait en sorte que sa courbe de survie couvre près de 80 % pour les femmes et 76 % pour les hommes de la surface qu'occuperait un rectangle représentant une rectangularisation parfaite. L'atteinte de ces seuils sera commentée dans la section suivante.

DISCUSSION

Nos résultats pour le Québec vont dans le sens de la plupart des études menées sur ce sujet : la chute de la mortalité sur une longue période s'accompagne d'une réduction de la dispersion des durées de vie, lorsqu'on prend soin de tenir compte de toutes les durées de vie. En effet, notre étude, faite à partir de tables de mortalité inédites, a montré que l'âge modal au décès a évolué dans le même sens que l'espérance de vie à la naissance, que le pourcentage de décès à l'âge modal a augmenté et que les décès se concentrent de plus en plus dans des intervalles d'âge limités. Ces constats s'appuient sur des indicateurs non biaisés, tenant compte de l'ensemble des décès (toutes durées).

L'évolution au cours du temps des indicateurs de compression de la mortalité et de rectangularisation de la courbe de survie apporte d'autres éléments importants. On a clairement établi qu'il s'est produit, au Québec, une compression de la mortalité et une rectangularisation de la courbe de survie qui deviennent plus prononcées au cours du XXe siècle. Cependant, les résultats obtenus pour les indicateurs C_x et R_x témoignent d'un ralentissement de l'évolution des phénomènes étudiés (compte tenu de l'ensemble des âges) au cours des périodes 1950-1954 chez les femmes et 1955-1959 chez les hommes. Ces périodes semblent être le point tournant dans le déplacement de la baisse de la mortalité des jeunes âges vers

les âges élevés. En nous concentrant sur les âges élevés, nous avons par ailleurs observé que ces phénomènes deviennent de plus en plus importants pour ces groupes d'âge depuis la fin des années 1950 et le début des années 1960 chez les femmes et durant la période 1980-1984 chez les hommes.

Les indicateurs sélectionnés ne permettent pas d'expliquer ce qu'on observe, mais ils nous fournissent une description assez précise qui donne à penser que la transition épidémiologique — la modification de la structure des causes de décès accompagnant la chute de la mortalité au cours du temps — explique en grande partie les résultats obtenus. C'est ce qui a permis à ces phénomènes de ralentir leur évolution aux jeunes âges dans les années 1950 et de l'accélérer aux âges élevés par la suite. Ainsi, à la fois chez les femmes et les hommes, mais pas nécessairement en même temps, nous sommes passés d'une période où la survie augmentait chez les jeunes par la diminution de la mortalité infectieuse et parasitaire, à une période où la survie augmente chez les personnes âgées de 65 ans et plus grâce au déclin des maladies chroniques chez ces dernières (Wilmoth, 2000). C'est pourquoi les phénomènes de compression et de rectangularisation se produisent à des âges de plus en plus élevés.

Les résultats que nous avons obtenus en examinant les phénomènes de compression et de rectangularisation pour le Québec correspondent à ceux auxquels divers auteurs en sont arrivés pour plusieurs pays. En France et au Danemark, on a observé également que l'évolution de la compression de la mortalité a ralenti dans les années 1950 (Robine, 2001; Kannisto, 2000a, 2000b; Andreev, 1999). En Suède et aux États-Unis dans les années 1950 de même qu'au Japon à partir de 1960, on a plutôt observé une stabilisation du phénomène de compression (Wilmoth et Horiuchi, 1999). Quant au phénomène de rectangularisation (étudié compte tenu de l'ensemble des âges), Robine (2001) a constaté, pour la France, qu'il a évolué moins rapidement après 1950-1954, alors qu'aux États-Unis Eakin et Witten (1995) ont observé une stabilisation de la rectangularisation vers 1960. En comparant le Québec avec divers pays, on s'est aperçu que la compression de la mortalité et la rectangularisation de la courbe de survie sont plus prononcées dans les pays réputés pour leur espérance de vie plus élevée, comme le Japon, la Suède et la France. Par ailleurs, on remarque qu'au Québec et au Canada, qui ont une espérance de vie assez semblable, les phénomènes étudiés en sont au même point dans leur évolution.

L'utilisation des indicateurs de compression et de rectangularisation pour étudier l'évolution de la mortalité nous donne également la possibilité de voir se dessiner la tendance future des évolutions de la compression de la mortalité et de la rectangularisation de la courbe de survie dans le temps, en faisant l'hypothèse qu'aucun événement spécifique ne viendra modifier cette évolution. Pour le Québec, bien que la diminution de l'étendue des plus petits intervalles contenant 10 % et 25 % des décès semble se stabiliser ces dernières années, on voit que la tendance à diminuer de l'étendue des plus petits intervalles contenant 50 % et 90 % des décès se poursuit et va probablement se poursuivre encore dans les années à venir. Quant à la rectangularisation de la courbe de survie, elle continue de se produire, bien que moins rapidement, pour les rectangles commençant à 0 et 15 ans, et elle est de plus en plus prononcée aux âges élevés. Il ne semble pas qu'elle soit près de se stabiliser dans les années à venir.

Cela dit, pour étudier les phénomènes de compression de la mortalité et de rectangularisation de la courbe de survie, nous devons faire l'hypothèse qu'il existe une limite à la vie humaine. Que les décès se produisent dans des intervalles d'âge de plus en plus petits et que la courbe de survie devienne de plus en plus rectangulaire signifie que nous nous rapprochons du maximum possible pour ces phénomènes. Le maximum est atteint lorsque chaque individu d'une population, qu'il soit riche ou pauvre, homme ou femme, décède à l'âge maximal de la vie humaine. Évidemment, on se doute que certaines variations entre les individus, dues notamment aux habitudes de vie, à l'environnement, à la génétique et aux conditions de vie, font varier la susceptibilité de chacun à être malade ou à mourir, et donc réduiraient presque à néant la possibilité que tous les individus d'une population meurent à l'âge maximal. Mais, si on suppose que cette variabilité dans l'âge au décès des individus n'affecte pas plus de 10 % des cas, la compression de la mortalité serait essentiellement complète lorsque C_{90} serait réduit à 1 année (Kannisto, 2000a, 2000b). Le calcul des indicateurs sélectionnés a montré qu'en 1995-1999, au Québec, C_{90} a une étendue moyenne de 40,5 ans. Quant à la rectangularisation de la courbe de survie, elle n'atteint pas 80 % de la rectangularité parfaite pour les sexes confondus. Si la compression et la rectangularité maximales sont possibles, nous en sommes encore bien loin.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ANDREEV, K. 1999. *Demographic Surfaces: Estimation, Assessment and Presentation, with Application to Danish Mortality, 1835-1995.* University of Southern Denmark, Center for Health and Social Policy, Ph.D. thesis, 171 p.

BOURBEAU, R., et A. LEBEL. 2000. « Mortality statistics for the oldest-old: An evaluation of Canadian data », *Demographic Research*, 2, 2. Publié le 15 mars. http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol2/2.

BOURBEAU, R., et B. DESJARDINS. 2000a. *The Quality of Extreme Age at Death Information in Quebec.* International Union for the Scientific Study of Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 octobre.

BOURBEAU, R., et B. DESJARDINS. 2000b. *An Overview of Canadian Data on Super-centenarians: Official Data and Validation Procedures.* Présenté au First Supercentenarian Workshop, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Allemagne, 15-16 juin.

BOURBEAU, R., et B. DESJARDINS. 2001. *Mortality at Extreme Ages and Data Quality: The Canadian Experience.* Présenté au Second Supercentenarian Workshop, Max Plank Institute for Demographic Research, Copenhague, Danemark, 10-12 juin.

BOURBEAU, R., M.-È. Blackburn et S. Martel. 2003. *Corrections à la Base de données sur la mortalité canadienne, 1921-2000.* Université de Montréal, Département de démographie, 14 p., inédit.

COALE, A. J., et E. E. KISKER. 1990. « Defect in data on old-age mortality in the United States: New procedure for calculating mortality schedules and life tables at the highest ages », *Asian and Pacific Population Forum*, 4, 1 : 1-31.

CONDRAN, G. A., C. L. HIMES et S. H. PRESTON. 1991. « Old age mortality patterns in low mortality countries: An evaluation of population and death data at advanced ages, 1950 to present », *Population Bulletin of the United Nations*, 30 : 23-60.

DESJARDINS, B. 1993. *Vieillissement de la population et personnes âgées.* Statistique Canada, La Conjoncture démographique, no 91-533F au catalogue, hors série, 130 p.

EAKIN, T., et M. WITTEN. 1995. « How square is the survival curve of a given species?», *Experimental Gerontology*, 30, 1 : 33-64.

ELO, I. T., et S. H. PRESTON. 1994. « Estimating African-American mortality from inaccurate data », *Demography*, 31, 3 : 427-458.

FRIES, J. F. 1980. « Aging natural death and the compression of morbidity », *New England Journal of Medicine*, 303 : 130-135.

HILL, G. 1993. « The entropy of the survival curve: An alternative measure », *Canadian Studies in Population*, 20, 1 : 43-57.

HUMAN MORTALITY DATABASE. University of California, Berkeley (États-Unis), et Max Planck Institute for Demographic Research (Allemagne). http://www.mortality.org.

KANNISTO, V. 1988. « On the survival of centenarians and the span of life », *Population Studies*, 42 : 389-406.

KANNISTO, V. 1994. *Development of Oldest-Old Mortality: Evidence from 28 Developed Countries.* Odense University Press, Monographs on Population Aging, 1, 108 p.

KANNISTO, V. 2000a. *Central and Dispersion Indicators of Individual Life Duration: New Methods.* International Union for the Scientific Study of Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 octobre.

KANNISTO, V. 2000b. « Measuring the compression of mortality », *Demographic Research*, 3, 6. Publié le 12 septembre. http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol3/6.

KANNISTO, V. 2001. « Mode et dispersion de la durée de vie », *Population. Biodémographie de la longévité*, 56, 1-2 : 183-198.

KEYFITZ, N. 1977. *Applied Mathematical Demography.* New York, John Wiley and Sons, 388 p.

LEBEL, A. 1999. *Évolution de la mortalité canadienne aux âges avancés de 1951 à 1995.* Montréal, Université de Montréal, Département de démographie, mémoire de maîtrise, 117 p.

LYNCH, S. M., et J. S. BROWN. 2001. « Reconsidering mortality compression and deceleration: An alternative model of mortality rates », *Demography,* 38, 1 : 79-95.

MANTON, K. G., et B. SINGER. 1994. « What's the fuss about compression of mortality? », *Chance,* 7, 4 : 21-30.

MARTEL, S. 2002. *Évolution de la dispersion des durées de vie au Québec au cours du XXe siècle.* Montréal, Université de Montréal, Département de démographie, mémoire de maîtrise, 128 p.

MYERS, G. C., et K. G. MANTON. 1984. « Compression of mortality: Myth or reality?», *Gerontologist,* 24, 4 : 346-353.

MYERS, R. J. 1966. « Validity of centenarians data in the 1960 census », *Demography*, 3, 2 : 470-476.

NAGNUR, D. 1986. « Rectangularisation of the survival curve and entropy: The Canadian experience, 1921-1981 », *Canadian Studies in Population,* 13, 1 : 83-102.

NUSSELDER, W. J. 2000. *Recent Trends in Life Expectancy and Rectangularisation of the Survival Curve at Advanced Ages in the Netherlands.* International Union for the Scientific Study of Population, Seminar on: Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 octobre (inédit).

NUSSELDER, W. J., et J. P. MACKENBACH. 1996. « Rectangularization of survival curve in the Netherlands, 1950-1992 », *Gerontologist,* 36, 6 : 773-781.

PACCAUD, F. 2000. *Rectangularisation of the Survival Curve: An Assessment in Switzerland.* International Union for the Scientific Study of Population, Seminar on : Human Longevity, Individual Life Duration and Growth of the Oldest-Old, Montpellier, 23-26 octobre.

PACCAUD, F., C. S. PINTO, A. MARAZZI et J. MILI. 1998. « Age at death and rectangularisation of the survival curve: Trends in Switzerland, 1969-1994 », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, 7: 412-415.

PELLETIER, F., J. LÉGARÉ et R. BOURBEAU. 1997. « Mortality in Quebec during the nineteenth century: From the state to the cities », *Population Studies*, 51 : 93-103.

ROBINE, J.-M. 2001. « Redéfinir les phases de la transition épidémiologique à travers l'étude de la dispersion des durées de vie : le cas de la France », *Population. Biodémographie de la longévité*, 56, 1-2 : 199-222.

ROSENWAIKE, I., et B. LOGUE. 1983. « Accuracy of death certificate ages for the extreme aged », *Demography*, 20, 4 : 569-585.

ROTHENBERG, R., H. R. LENTZNER et R. A. PARKER. 1991. « Population aging patterns: The expansion of mortality », *Journal of Gerontology*: *Social Sciences*, 46, 2 : S66-70.

SCHNEIDER, E. I., et J. A. BRODY. 1983. « Aging, natural death and the compression of morbidity: Another view », *The New England Journal of Medicine*, 309, 14 : 854-856.

STATISTIQUE CANADA. 2000. *Décès de 1950 à 1999. Données spéciales.* Ottawa, Division des statistiques sur la santé, Statistique de l'état civil.

STATISTIQUE CANADA. 2001. *Populations estimées de 1971 à 1999. Statistiques démographiques annuelles.* Ottawa, no 91-213-XPB au catalogue, 236 p.

STATISTIQUE CANADA. 2002a. *Décès de 1921 à 1949.* Ottawa, Division des statistiques sur la santé, Statistique de l'état civil.

STATISTIQUE CANADA. 2002b. *Populations estimées de 1921 à 1970.* Ottawa, Division de la démographie.

VINCENT, P. 1951. « La mortalité des vieillards », *Population*, 6, 2 : 181-204.

WILMOTH, J. R. 2000. « Demography of longevity: Past, present, and future trends », *Journal of Experimental Gerontology*, 35, 9-10 : 1111-1129.

WILMOTH, J. R., et S. HORIUCHI. 1999. « Rectangularization revisited: Variability of age at death within human populations », *Demography*, 36, 4 : 475-495.

WILMOTH, J. R., K. ANDREEV, M. BUBENHEIM, D. JDANOV, D. PHILIPOV, V. SHKOLNIKOV et P. VACHON. 2002. *Methods Protocol for the Human Mortality Database*, 71 p. http://www.mortality.org/Docs/MethodsProtocol.pdf.

ANNEXE

Table de mortalité, femmes, Québec, 1995-1999

Âge x	Nombre de survivants l_x	Nombre de décès d_x	Quotient de mortalité q_x	Années vécues L_x	Années vécues au-delà de l'âge x T_x	Espérance de vie à l'âge x e_x
0	100 000	463	0,00463	99 567	8 110 079	81,10
1	99 537	37	0,00037	99 519	8 010 512	80,48
2	99 500	22	0,00022	99 489	7 910 993	79,51
3	99 478	19	0,00020	99 469	7 811 504	78,52
4	99 459	19	0,00020	99 449	7 712 035	77,54
5	99 440	12	0,00012	99 433	7 612 586	76,55
6	99 427	16	0,00016	99 419	7 513 152	75,56
7	99 411	13	0,00013	99 405	7 413 733	74,58
8	99 398	13	0,00013	99 392	7 314 328	73,59
9	99 385	13	0,00013	99 379	7 214 937	72,60
10	99 372	15	0,00015	99 365	7 115 558	71,61
11	99 358	16	0,00016	99 350	7 016 193	70,62
12	99 342	14	0,00015	99 335	6 916 843	69,63
13	99 327	19	0,00020	99 318	6 817 509	68,64
14	99 308	17	0,00017	99 299	6 718 191	67,65
15	99 291	26	0,00026	99 278	6 618 892	66,66
			...			
65	89 295	923	0,01034	88 834	1 769 142	19,81
66	88 372	1 046	0,01183	87 849	1 680 308	19,01
67	87 326	1 049	0,01201	86 802	1 592 459	18,24
68	86 277	1 147	0,01330	85 704	1 505 657	17,45
69	85 130	1 267	0,01488	84 497	1 419 953	16,68
70	83 863	1 413	0,01685	83 157	1 335 457	15,92
71	82 450	1 477	0,01791	81 712	1 252 300	15,19
72	80 973	1 630	0,02013	80 159	1 170 588	14,46
73	79 344	1 804	0,02273	78 442	1 090 430	13,74
74	77 540	1 905	0,02457	76 587	1 011 988	13,05
75	75 635	2 030	0,02683	74 620	935 400	12,37
76	73 605	2 194	0,02981	72 508	860 780	11,69
77	71 411	2 454	0,03437	70 184	788 272	11,04
78	68 956	2 606	0,03779	67 653	718 088	10,41
79	66 350	2 812	0,04238	64 944	650 435	9,80
80	63 539	2 983	0,04694	62 047	585 490	9,21
81	60 556	3 221	0,05319	58 945	523 443	8,64
82	57 335	3 400	0,05931	55 635	464 498	8,10
83	53 934	3 561	0,06602	52 154	408 863	7,58
84	50 373	3 827	0,07598	48 460	356 709	7,08
85	46 546	3 925	0,08433	44 584	308 249	6,62
86	42 621	3 948	0,09263	40 647	263 666	6,19
87	38 673	4 024	0,10406	36 661	223 019	5,77
88	34 648	3 960	0,11429	32 668	186 358	5,38
89	30 689	3 966	0,12924	28 705	153 689	5,01
90	26 722	3 875	0,14499	24 785	124 984	4,68

Âge x	Nombre de survivants l_x	Nombre de décès d_x	Quotient de mortalité q_x	Années vécues L_x	Années vécues au-delà de l'âge x T_x	Espérance de vie à l'âge x e_x
91	22 848	3 456	0,15126	21 120	100 199	4,39
92	19 392	3 211	0,16561	17 786	79 079	4,08
93	16 180	2 964	0,18318	14 698	61 293	3,79
94	13 216	2 647	0,20032	11 893	46 595	3,53
95	10 569	2 315	0,21901	9 412	34 702	3,28
96	8 254	1 960	0,23748	7 274	25 290	3,06
97	6 294	1 615	0,25661	5 486	18 016	2,86
98	4 679	1 293	0,27630	4 032	12 530	2,68
99	3 386	1 004	0,29639	2 884	8 498	2,51
100	2 382	755	0,31677	2 005	5 613	2,36
101	1 628	549	0,33727	1 353	3 608	2,22
102	1 079	386	0,35774	886	2 255	2,09
103	693	262	0,37803	562	1 369	1,98
104	431	172	0,39798	345	807	1,87
105	259	108	0,41747	205	462	1,78
106	151	66	0,43636	118	257	1,70
107	85	39	0,45454	66	138	1,63
108	46	22	0,47193	35	73	1,56
109	25	12	0,48846	19	37	1,51
110	13	13	1,00000	19	19	1,48

Âge modal au décès

Âge modal au décès = l'âge où se produit le plus grand nombre de décès de la table

= 87 ans avec 4024 décès

Pourcentage de décès se produisant au mode

$$\text{\% de décès se produisant au mode} = \frac{\text{décès se produisant au mode}}{\text{nombre total de décès}} * 100 = \frac{4\,024}{100\,000} * 100 = 4{,}02\ \%$$

C_x

Placer d'abord un grand intervalle des décès de la table entourant le mode (la mortalité infantile et celle de l'enfance doivent être exclues du calcul) en ordre décroissant (1). Donner le rang 1 à l'âge ayant le plus grand nombre de décès, le rang 2 à l'âge ayant le deuxième plus grand nombre de décès, etc. (2). Sommer ensuite les décès placés en ordre décroissant et trouver le rang pour lequel x % des décès est atteint (3).

Âge x	Nombre de décès d_x	Nombre de décès en décroissant d_x décroissant (1)	Rang (2)	Somme des décès $\sum d_x$ (3)
75	2 030	*4 024*	1	4 024
76	2 194	*3 966*	2	7 990
77	2 454	*3 960*	3	11 950
78	2 606	*3 948*	4	15 898
79	2 812	*3 925*	5	19 823
80	*2 983*	*3 875*	6	23 698
81	*3 221*	*3 827*	7	27 525
82	*3 400*	*3 561*	8	31 086
83	*3 561*	*3 456*	9	34 542
84	*3 827*	*3 400*	10	37 942
85	*3 925*	*3 221*	11	41 163
86	*3 948*	*3 211*	12	44 374
87	*4 024*	*2 983*	13	47 357
88	*3 960*	*2 964*	14	50 321
89	*3 966*	2 812	15	53 133
90	*3 875*	2 647	16	55 780
91	*3 456*	2 606	17	58 386
92	*3 211*	2 454	18	60 840
93	*2 964*	2 315	19	63 155
94	2 647	2 194	20	65 349
95	2 315	2 030	21	67 379

Utiliser finalement la formule :

$$C_x = \text{rang} - \frac{(\text{somme des décès au rang} - x\,\% * \text{racine de la table})}{\text{nombre de décès au rang}}$$

Ainsi,

$$C_{10} = 3 - \frac{(11\,950 - 10\,\% * 100\,000)}{3\,960} = 2{,}51$$

$$C_{25} = 7 - \frac{(27\,525 - 25\,\% * 100\,000)}{3\,827} = 6{,}34$$

$$C_{50} = 14 - \frac{(50\,321 - 50\,\% * 100\,000)}{2\,964} = 13{,}89$$

Calculer C_{90} de la même façon en prenant un plus grand intervalle des décès autour de l'âge modal au décès.

C_{50}

Pour connaître les bornes inférieure et supérieure de C_{50}, trouver les âges compris dans l'intervalle identifié par les décès des rangs 1 à 14 (14 représentant le rang où 50 % des décès sont atteints).

Ainsi, C_{50} = [80, 93].

Indice de rectangularité

Calculer d'abord l'âge pour lequel 1 % de la population initiale de la table est encore en vie (α), la population initiale correspondant au nombre de survivants associés à l'âge de départ du rectangle considéré.

Ainsi,

$$R_0 = \frac{T(0) - T(\alpha)}{l(0) * \alpha}$$

où α = âge pour lequel il y a 1000, c'est-à-dire (1 % * 100 000), survivants = 102,20 ans

et

$$R_x = \frac{T(x) - T(\alpha)}{l(x) * (\alpha - x)}$$

où α = âge pour lequel il y a (1 % * l(x)) survivants

et T(x) est le nombre total d'années vécues à partir de l'âge x dans la table,

l(x) est le nombre de survivants à l'âge x dans la table.

Donc,

$$R_0 = \frac{8\ 110\ 079 - 2\ 077{,}80}{100\ 000 * 102{,}20} = 0{,}7933 \text{ ou } 79{,}33\ \%$$

$$R_{15} = \frac{6\ 618\ 892 - 2057{,}60}{99\ 291 * (102{,}22 - 15)} = 0{,}7640 \text{ ou } 76{,}40\ \%$$

$$R_{65} = \frac{1\ 769\ 142 - 1828{,}07}{89\ 295 * (102{,}48 - 65)} = 0{,}5280 \text{ ou } 52{,}80\ \%$$

$$R_{80} = \frac{585\ 490 - 1\ 244{,}59}{63\ 539 * (103{,}22 - 80)} = 0{,}3960 \text{ ou } 39{,}60\ \%$$

ABSTRACT

Sylvie MARTEL and Robert BOURBEAU

COMPRESSION OF MORTALITY AND RECTANGULARIZATION OF THE SURVIVAL CURVE IN QUÉBEC DURING THE TWENTIETH CENTURY

During the twentieth century, declining mortality rates were accompanied by a marked change in the pattern of mortality in terms of age at death and cause of death. There has been a transition from high infant and child mortality to a pattern of mortality chiefly at advanced ages (age 65 and over). This considerable improvement in the survival rate at younger ages, along with a pattern of deaths occurring at more advanced ages and generally within a shorter and shorter age interval (compression of mortality), has generally tended to result in the survival curve gradually becoming more rectangular (rectangularization of the survival curve). The researchers, using systematically selected indicators, have found this to be the case in Québec. Although the compression of mortality is continuing to occur, it has progressed at a slower pace since 1960, and rectangularization of the survival curve has become more noticeable at older ages. When the situation in Québec is compared to the situation in various countries, compression of mortality is found to be more pronounced in Québec than in Denmark, the United States and Hungary, but less so than in Japan, the Netherlands and Sweden. According to data for the period 1995-1999, rectangularization of the survival curve is more pronounced in Québec than in the first three countries mentioned and less so than in the last three. In Québec and Canada as a whole, both of these phenomena are equally pronounced.