

Université de Montréal

*Analyse de la distribution des décès aux grands âges
selon le niveau de scolarité à partir d'un suivi de la
mortalité sur 20 ans au Canada*

Par :

Lorena Canon

Département de démographie

Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures

En vue de l'obtention du grade de Maître ès sciences (M.Sc.)
en Démographie

Août 2017

Lorena Canon, 2017

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé

***Analyse de la distribution des décès aux grands âges selon le niveau de
scolarité à partir d'un suivi de la mortalité sur 20 ans au Canada***

Présenté par :

Lorena Canon

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Robert Bourbeau
(directeur de recherche)

Nadine Ouellette
(co-directrice de recherche)

Lisa Dillon
(présidente-Rapporteuse)

Amélie Quesnel-Vallée
(membre du jury)

Résumé

Au cours du siècle dernier, nous avons remarqué une diminution de la mortalité au niveau mondial, en particulier dans les pays développés. Cette diminution s'est accompagnée de changements importants dans la distribution des décès selon l'âge, notamment en raison d'une concentration progressive des durées de vie individuelles autour de l'âge modal (c'est-à-dire le plus fréquent) au décès. Notre étude s'intéresse aux disparités dans la façon dont se répartissent les décès par âge et par sexe au Canada selon l'un des déterminants socio-économiques les plus importants, soit le niveau de scolarité.

Pour estimer la distribution des décès selon l'âge, le sexe et le niveau de scolarité au Canada, et ensuite la décrire à l'aide d'indices-résumés appropriés, nous avons utilisé une approche non paramétrique de lissage par P-splines développée récemment par Ouellette (2011). Celle-ci permet de déterminer l'âge modal au décès et la dispersion des décès au-delà de cet âge avec une grande précision, permettant ainsi une détection fine des disparités de mortalité selon le niveau de scolarité.

Nos résultats montrent que les personnes ayant une durée de vie modale plus courte sont aussi celles ayant un niveau de scolarité inférieur et la dispersion de leur distribution des âges au décès au-delà du mode est supérieure. Pour les deux sexes, nous observons un gradient de mortalité en fonction du niveau de scolarité qui persiste aux âges avancés. Cette recherche montre de nouveau l'effet bénéfique du niveau de scolarité sur la survie aux grands âges.

MOTS-CLÉS : âge modal au décès, dispersion des durées de vie, niveau de scolarité, lissage par P-splines, compression de la mortalité aux grands âges, Canada

Abstract

Over the course of the last century, there has been a decline in mortality levels worldwide, especially in developed countries. In parallel, important changes in the age distribution of deaths have occurred, notably due to a progressive concentration of individual lifespans around the modal (i.e. most frequent) age at death. Our study focuses on disparities in the age-at-death distribution by sex in Canada according to one of the most important socioeconomic determinants, the level of education.

In order to estimate the age distribution of deaths by sex and educational attainment in Canada, and to describe these distributions using relevant summary measures, we used a nonparametric P-spline smoothing approach developed by Ouellette (2011). It allows us to determine the modal age at death and the standard deviation above the mode with great precision, and to refine our monitoring of old-age lifespan inequalities by educational level.

Our results show that individuals with shorter modal lifespans also have lower levels of education and the variability of their age-at-death distribution above the mode is higher. For both sexes, we observe an education-mortality gradient that persists at advanced ages. This research thus reiterates the beneficial effect of educational attainment on old-age survival.

KEYWORDS : Modal age at death, Lifespan dispersion, Level of education, P-spline smoothing, Old-age mortality compression, Canada

Table des matières

Résumé	III
Abstract	IV
Liste de figures.....	VII
Dédicace	IX
Remerciements	X
Introduction.....	1
Chapitre 1. Problématique, revue de la littérature et questions de recherche	4
1.1. Problématique	4
1.2. Revue de la littérature	5
1.2.1. Le mode comme mesure de tendance centrale.....	5
1.2.2. La dispersion des durées de vie et la compression de la mortalité.....	7
1.2.3 La mortalité différentielle selon le niveau de scolarité	11
1.2.4 L'utilisation du niveau de scolarité comme le meilleur indice du statut socioéconomique (SSE)	13
1.3 Questions de recherche	14
Chapitre 2 : Sources de données et méthodologie	16
2.1 Sources de données.....	16
2.1.1 Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.....	16
2.1.1.1. Production de la base de données.....	17
2.1.1.2. Points forts et limites.....	22
2.1.2 La Base de données sur la longévité canadienne (BDLC).....	23
2.2 Méthodologie	24
2.2.1 Taux de mortalité et force de mortalité.....	24
2.2.1.1 Calcul des taux de mortalité par âge pour la cohorte CSERCan.....	25
2.2.1.2. Calcul des taux de mortalité par âge pour la cohorte BDLC.....	27
2.2.2. Modèle de régression de Poisson.....	29
2.2.3. Lissage par P-splines	30
2.2.3.1. Les B-splines et les P-splines	30
2.2.4. Fonctions de survie et de densité.....	32
2.2.4.1. L'âge modal au décès et la dispersion des durées de vie au-delà de cet âge	33

2.2.5. Méthode Bootstrap pour la construction des intervalles de confiance	34
Chapitre 3. Présentation et interprétation des résultats.....	36
3.1. Comparaison de la cohorte CSERCan et de la cohorte BDLC.....	37
3.1.1 Proportions des décès selon l'âge.....	37
3.1.2 Taux de mortalité selon l'âge	38
3.2. Différences d'âge modal au décès selon le niveau de scolarité	40
3.2.1 Résultats pour les femmes.....	42
3.2.2 Résultats pour les hommes	45
3.3 Comparaison entre les États-Unis et le Canada.....	48
Discussion et conclusion.....	52
Annexe.....	58
Bibliographie.....	59

Liste de figures

FIGURE 1.1. Courbe des durées de vie normales introduite par Lexis	6
FIGURE 1.2. Illustration de l'âge modal au décès (M) et de l'écart type, relatif à M, des durées de vie situées au-delà de M (SD(M+)), femmes, Japon, 2000-2004.....	8
FIGURE 1.3. Âge modal estimé au décès selon les fonctions de densité lissées: Canada (1921-2007), France (1920-2009), Japon (1947-2009) et USA (1945-2007), Femmes.....	10
FIGURE 1.4. Écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès selon les fonctions de densité lissées: Canada (1921-2007), France (1920-2009), Japon (1947-2009) et USA (1945-2007), Femmes.....	11
FIGURE 2.1. Diagramme de Lexis illustrant l'univers d'analyse décrit par les données de la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.	21
FIGURE 2.2. Diagramme de Lexis illustrant un extrait de l'univers d'analyse décrit par les données de la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.....	25
FIGURE 2.3 Calcul des années vécues selon les divers cas possibles	27
FIGURE 2.4. Diagramme de Lexis illustrant un extrait de l'univers d'analyse décrit par les données de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC) de 1991-2011.....	28
FIGURE 2.5. Illustrations de B-splines isolés (a) degré 1; (b) degré 2.....	31
FIGURE 2.6. Illustration de l'âge modal au décès (M) et de l'écart type, relatif à M, des durées de vie situées au-delà de M (SD(M+)), niveau de scolarité 1, Femmes, Canada.....	34
FIGURE 3.1.1. Proportion de décès selon l'âge pour les femmes au Canada : Comparaison des cohortes CSERCan et BDLC	37
FIGURE 3.1.2. Proportion de décès selon l'âge pour les hommes au Canada : Comparaison des cohortes CSERCan et BDLC	38
FIGURE 3.1.3. Comparaison des taux de mortalité selon l'âge pour les femmes au Canada : des cohortes CSERCan et BDLC	39
FIGURE 3.1.4. Comparaison des taux de mortalité selon l'âge pour les hommes au Canada : des cohortes CSERCan et BDLC	40
FIGURE 3.2.1. Répartition (en %) des membres de la cohorte CSERCan par sexe et niveau de scolarité, Canada	41
FIGURE 3.2.2. Fonction de densité estimée selon le niveau de scolarité pour les femmes de la cohorte CSERCan, Canada.....	42
FIGURE 3.2.3. Fonction de survie estimée selon le niveau de scolarité pour les femmes de la cohorte CSERCan, Canada.....	42
FIGURE 3.2.4. Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les femmes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada.....	43
FIGURE 3.2.5. Écart type estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les femmes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada	44

FIGURE 3.2.6. Fonction de densité estimée selon le niveau de scolarité, pour les hommes de la cohorte CSERCan, Canada.....	45
FIGURE 3.2.7. Fonction de survie estimée selon le niveau de scolarité, pour les hommes de la cohorte CSERCan, Canada.....	45
FIGURE 3.2.8. Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les hommes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada	46
FIGURE 3.2.9. Écart type estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les hommes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada	47
FIGURE 3.3.1. Comparaison de l'âge modal pour les femmes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)	49
FIGURE 3.3.2. Comparaison de l'âge modal pour les hommes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)	49
FIGURE 3.3.3. Comparaison de l'écart type pour les femmes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)	50
FIGURE 3.3.4. Comparaison de l'écart type pour les hommes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)	51

Dédicace

À mon père, Raul,
à mes deux mères, Aurora et Constanza,
à mes sœurs, Paula et Angie
et à mon copain, Jonathan.

Remerciements

Je souhaite tout d'abord remercier mon directeur de recherche Robert Bourbeau de m'avoir encadrée et dirigée dans mes travaux et en particulier dans ce mémoire avec confiance. Je suis reconnaissante pour votre disponibilité, toujours avec la porte ouverte! Pour moi, appartenir à l'équipe de recherche mortalité et longévité au Département de démographie, ainsi qu'être votre auxiliaire d'enseignement a été un privilège. Merci une autre fois, pour votre appui tout au long de ma maîtrise. Finalement, je voudrais vous remercier pour votre soutien financier qui m'a permis de terminer ce mémoire.

Je voudrais aussi exprimer ma profonde gratitude à ma co-directrice de recherche Nadine Ouellette pour avoir partagé avec moi tes idées, ton temps et ta connaissance sur R. Aussi, pour ces conversations sur la vie, un gros merci.

Merci beaucoup au Centre Interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) pour m'avoir donné accès aux données nécessaires pour la réalisation de ce mémoire.

Je remercie aussi ma famille « Canadienne », mes amis qui sont devenus avec le temps ma famille ici. Merci à Ruth, Aida, Jorge, Jorge Jr., Antonio, Juan, Cristina, Mario, Veronica, Johana, Carmenza, Delio, Enrique. Aussi, merci à ma famille « Colombienne » pour votre soutien à distance, c'est pour vous que je fais tout ce que je fais. Je vous aime!

Finalement, je tiens à remercier du plus profond de mon cœur mon copain Jonathan. Ton amour, ta compréhension et ta compagnie me sont infiniment précieux. *Gracias pour no dejarme caer*, je ne te remercierai jamais assez pour ton soutien quotidien.

Introduction

Au cours du siècle dernier, nous avons observé une réduction remarquable de la mortalité au niveau mondial. L'espérance de vie a connu une croissance exceptionnelle en particulier dans les pays affichant des niveaux relativement faibles de mortalité. (Oeppen et Vaupel, 2002; Vallin et Meslé, 2009). Ce changement s'est accompagné de modifications importantes quant à la répartition des décès selon l'âge, le sexe et la cause, plus récemment aux grands âges, soit au-delà de 65 ans. L'allongement de la durée de vie moyenne est d'abord une conséquence d'une forte réduction des maladies infectieuses et de la baisse de la mortalité infantile (décès des enfants de moins d'un an). Par la suite, c'est la réduction des maladies chroniques qui a permis d'améliorer la survie aux âges plus avancés. Cette transformation démographique a suscité plusieurs recherches sur la longévité, étant donné son effet majeur sur les programmes publics de santé et de protection du revenu après la retraite.

La prise en compte de certains déterminants socio-économiques qui pourraient expliquer les nouvelles tendances de la mortalité aux grands âges, soit la *compression de la mortalité* ou le *déplacement de la mortalité vers des âges plus avancés*, est devenue un sujet incontournable, spécialement en raison de leurs implications sur les politiques et l'organisation de nos sociétés.

Au cours des dernières années, la recherche démographique s'est intéressée à la longévité et au vieillissement humain, en réponse aux changements déjà mentionnés. Quelques questions se sont posées dans les publications récentes pour mieux comprendre les inégalités en matière de la durée de vie : quelles sont les personnes qui atteignent les très grands âges ? Quels sont les facteurs qui favorisent l'atteinte de ces très grands âges ? Quels sont les déterminants qui ont un effet plus important dans les différences de longévité en termes de caractéristiques biologiques et génétiques, de comportements, du patrimoine familial, de l'environnement, de la culture ou du milieu socioéconomique ? Il est clair qu'il n'y a pas une seule composante qui puisse expliquer l'extension de la longévité; la variabilité de la durée de vie observée dans une population humaine a une étiologie multifactorielle. Une vaste littérature traite du rapport existant entre les conditions socio-économiques et la variabilité de l'âge au décès. L'une des principales conclusions communes de ces études est que les individus qui ont

vies plus courtes sont ceux qui appartiennent à des groupes de niveau socio-économique inférieur, qu'il soit mesuré en termes de scolarité et/ou de revenu. Ces mêmes individus affichent aussi des durées de vie plus hétérogènes, les uns comparés aux autres, et leur répartition des décès par âge s'en trouve ainsi plus dispersée (Skolnikov et al., 2003; Edwards et Tuljapurkar, 2005; van Raalte et al., 2011, 2014; Brown et al., 2012).

Ce mémoire se différencie des autres études en lien avec les inégalités socio-économiques de mortalité. D'une part, c'est la première fois qu'on exploitera *l'Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991-2011* (Wilkins et al., 2008) qui est, à notre connaissance, la seule base de données qui permet d'avoir des informations cohérentes et détaillées à la fois sur le statut socioéconomique des personnes et sur leur décès au Canada. D'autre part, notre analyse utilise les deux indicateurs principaux tirés de l'analyse récente de la mortalité aux âges avancés (Kannisto, 2001; Ouellette et Bourbeau, 2011) : il s'agit de l'âge modal au décès (M), c'est-à-dire la durée de vie la plus commune, et l'indice de dispersion des durées de vie au-delà du mode (SD(M+)) pour caractériser la distribution de décès aux grands âges pour chaque niveau de scolarité, en faisant la différence par sexe. Ces indices-résumés sont calculés à partir de la distribution des décès selon l'âge que l'on estime à l'aide de la méthodologie non paramétrique développée par Ouellette (2011).

Le premier chapitre présente la problématique, ainsi que d'une brève recension des études publiées au cours des dernières années. Cette revue de la littérature nous permettra d'identifier les diverses méthodes employées par les auteurs pour analyser la relation entre quelques déterminants socio-économiques et les changements dans la distribution des décès par âge. Nous aborderons aussi la pertinence d'utiliser le mode de la distribution des âges au décès dans l'analyse de la relation entre le niveau de scolarité et la mortalité, et l'utilisation de la variable « niveau de scolarité » comme le meilleur proxy du statut socioéconomique (SSE). Ensuite, nous dresserons la liste de nos principales questions de recherche.

Le second chapitre décrit la source des données qui seront utilisées dans ce mémoire de maîtrise, ainsi que les limites de ces données. Par la suite, nous montrerons la méthodologie que nous avons utilisée pour répondre à nos questions de recherche.

Nous exposerons dans le troisième chapitre les résultats obtenus suite à nos analyses et nous terminerons avec une discussion. Finalement, nous identifierons des pistes à suivre pour les études futures au Canada.

Chapitre 1. Problématique, revue de la littérature et questions de recherche

1.1. Problématique

Au cours du siècle dernier, on a constaté une réduction remarquable de la mortalité au niveau mondial, surtout dans les pays industrialisés. La survie aux grands âges a fait des progrès remarquables et ce phénomène a amené plusieurs chercheurs à étudier les variations au sein de sous-groupes de populations. D'abord, nous devons reconnaître que la variabilité de la durée de vie observée au sein de toute population humaine donnée a une étiologie multifactorielle. Par exemple dans une perspective génétique, il y a des individus plus « robustes » qui auraient un risque moins élevé de décéder que d'autres personnes du même âge (Blackburn et al., 2004; Vaupel et Yashin, 2006; Mazan et Gagnon, 2007). Au-delà de la génétique, il y a d'autres facteurs qui ont un effet sur l'allongement de la durée de vie tels que l'environnement, les conditions de vie dans l'enfance et à l'âge adulte, le statut socioéconomique, l'origine ethnique, les aspects familiaux (Finès et al., 2007; Poirier et Maranda, 2007; Pampalon et Raymond, 2010; Jarry et al., 2010; Lecours, 2011).

De nombreuses études ont montré l'influence des caractéristiques socio-économiques sur un certain nombre d'indicateurs de la mortalité, dont l'espérance de vie, les taux standardisés de mortalité, les taux de mortalité par cause spécifique (voir par exemple Wilkins et al., 2008; Kibele et al., 2013; Tjepkema et al., 2013). Parmi ces caractéristiques, le statut socioéconomique défini par le revenu, le niveau de scolarité ou la profession, est une variable essentielle pour expliquer les inégalités observées dans les indicateurs de longévité (Elo et Preston, 1996; Luchenski et al., 2008; Pampel et al., 2010; van Raalte et al., 2011, 2012).

Ce mémoire de maîtrise a comme but d'approfondir nos connaissances sur les différences de mortalité selon le niveau de scolarité. En effet, plutôt qu'utiliser des indicateurs traditionnels comme l'espérance de vie à la naissance, nous allons analyser les changements dans la répartition des décès, aux grands âges plus spécifiquement, à l'aide des deux indicateurs suivants : l'âge modal au décès, en tant que mesure de tendance centrale, souvent appelé la durée de vie la plus commune (M), représentant l'âge auquel on observe le plus grand nombre de décès, et l'écart type au-delà du mode ($SD(M+)$), un indicateur de la dispersion des décès au-delà de l'âge modal. Bien que les différences socio-économiques en matière de mortalité sont bien établies par les résultats des différentes études, on ignore si ces différences sont stables au cours de la vie ou si elles diminuent aux grands âges (Preston et al., 1994; Preston et al., 1995; Rogers et al., 2000; Schnittker, 2004; Mackenbach, 2006; Wilkins et al., 2008; Mackenbach et al., 2008; Kibele et al., 2013; Tjepkema et al., 2013). En particulier, certains articles ont montré que la longévité augmente avec un niveau de scolarité plus élevé (Tjepkema et al., 2012; Sasson, 2016). Par contre, peu d'études ont examiné le rôle de l'éducation dans les différences socio-économiques en matière de mortalité aux âges élevés, ainsi que dans le phénomène de compression de la mortalité (Brown et al., 2012).

Il existe un très large éventail de travaux portant sur l'effet de l'éducation sur la mortalité. Ce premier chapitre se veut donc une recension des principales études qui s'inscrivent de plus près dans la problématique de ce mémoire.

1.2. Revue de la littérature

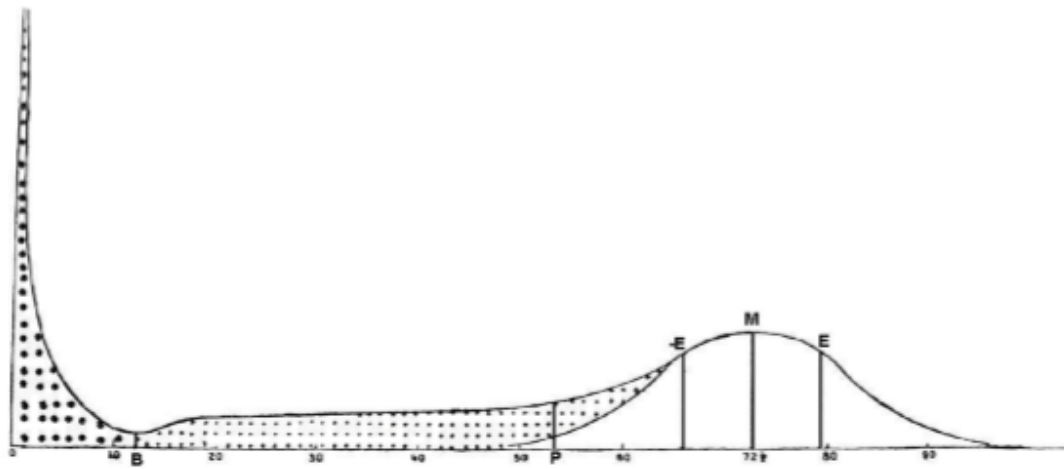
1.2.1. Le mode comme mesure de tendance centrale

En statistique, la tendance centrale indique le point autour duquel se conglomèrent les différentes valeurs d'une variable quantitative dans un échantillon ou une population. Il y a trois mesures de tendance centrale : la moyenne, la médiane et le mode. En démographie, l'indicateur préféré pour résumer la distribution des décès selon l'âge est sans équivoque l'espérance de vie à la naissance (i.e. la durée de vie moyenne des individus au sein d'une génération réelle ou fictive). L'utilisation des deux autres indicateurs de tendance centrale de la distribution des décès selon l'âge, soit les durées de vie médiane et modale, est nettement

moins courante (Canudas-Romo, 2010). Cependant, au cours des vingt dernières années, l'âge modal au décès, qui s'attache tout particulièrement à la survie des personnes âgées et nous informe sur la durée de vie la plus commune des adultes, est devenu un indicateur privilégié pour l'étude de la longévité et de la mortalité (Paccaud et al., 1998; Kannisto, 2000, 2001, 2007; Robine, 2001; Cheung et al., 2005; Cheung et Robine, 2007; Canudas-Romo, 2008, 2010; Thatcher et al., 2010; Ouellette et al., 2012; Brown et al., 2012; Lecours, 2012).

Le concept d'âge modal au décès apparaît pour la première fois dans les travaux de Wilhelm Lexis (1877, 1878), qui reconnaît l'existence d'une durée « normale » de la vie humaine et admet l'âge modal au décès comme la mesure la plus naturelle de la longévité humaine dans la distribution des décès selon l'âge (figure 1.1). Selon Lexis, les décès qui se produisaient à l'âge modal M ou au-delà de l'âge modal sont des décès normaux. De ce fait, sur la figure 1.1, on peut discerner le mode M, les décès prématurés d'enfants et d'adultes (zone pointillée) et les décès normaux selon Lexis (Cheung et al., 2005).

FIGURE 1.1. Courbe des durées de vie normales introduite par Lexis



Source : Lexis (1878)

Soulignons que l'âge modal ne remplace pas l'espérance de vie à la naissance (i.e. l'âge moyen au décès). Au contraire, il est utilisé comme une mesure complémentaire pour décrire la tendance centrale de la distribution de décès selon l'âge. En effet, un avantage d'utiliser le mode comme indicateur est que contrairement à l'espérance de vie à la naissance, il est uniquement influencé par la mortalité aux grands âges, ce qui le rend plus sensible aux

changements qui surviennent chez les personnes âgées (Kannisto, 2001; Horiuchi, 2003; Canudas Romo, 2010). L'âge moyen au décès est fortement biaisé par les décès aux jeunes âges, s'il y en a, comme nous le voyons dans l'exemple de Lexis (Horiuchi et al., 2013) et il ne nous permet pas d'apprécier aussi bien que l'âge modal la diminution de la mortalité aux grands âges.

1.2.2. La dispersion des durées de vie et la compression de la mortalité

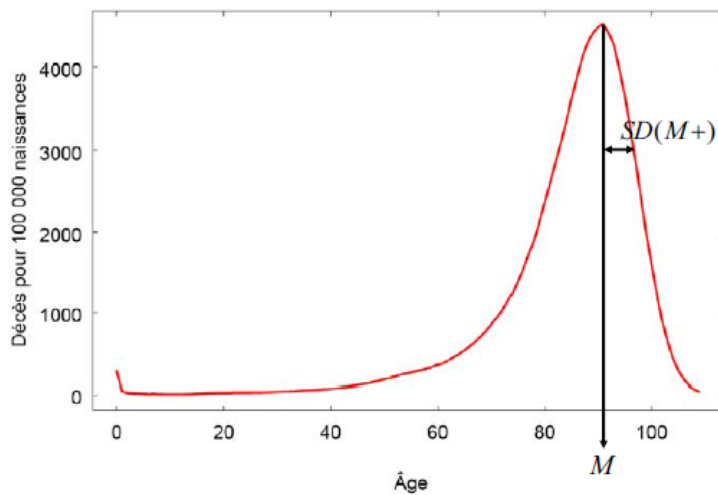
Le 20^e siècle au Canada a montré une réduction extraordinaire du niveau général de la mortalité, conséquence d'abord d'une diminution importante des maladies infectieuses et de la mortalité infanto-juvénile, puis d'une diminution des maladies cardiovasculaires entraînant une concentration des décès à des âges de plus en plus avancés. L'avancement de la science médicale ainsi que les mesures de santé publique (activité physique, nutrition, etc.) ont contribué à diminuer les disparités de santé à travers les groupes sociaux. Par conséquent, on assiste aussi à une réduction marquée de l'hétérogénéité de l'ensemble des durées de vie, se traduisant par le phénomène de la compression de la mortalité, récemment aux grands âges en particulier alors que les décès parmi les personnes âgées tendent à se concentrer dans un intervalle de plus en plus court (Wilmoth et Horiuchi, 1999). Ce dernier phénomène est intimement lié au fait que l'allure de la courbe de survie est devenue de plus en plus rectangulaire au fil du temps.

Plusieurs études ont porté sur les différences de mortalité selon le niveau socio-économique, défini selon le revenu ou la profession. Cette vaste littérature suggère clairement que la mortalité des personnes appartenant à un niveau socioéconomique supérieur est moins élevée que celle parmi les personnes défavorisées. En particulier, certaines études ont examiné la relation entre le niveau de scolarité et de la mortalité (Leinsalu et al., 2008; Elo, 2009; Montez et al., 2011; Hummer and Lariscy, 2011; Brown et al., 2012; Luy et al., 2015), mais très peu d'articles étudient les différences de compression de la mortalité dans les sous-populations socio-économiques (voir par exemple Shkolnikov et al., 2003; Edwards et Tuljapurkar, 2005; van Raalte et al., 2011; Brown, 2012; Lecours, 2012; Sasson 2016, 2017). Dans tous les pays

considérés, à savoir les États-Unis, l'Estonie, la Lituanie, la Pologne, la Hongrie, l'Allemagne, entre autres, les résultats montrent une hétérogénéité des durées de vie plus faible pour les personnes mieux nanties, pour les individus ayant un niveau de scolarité supérieur et pour les femmes en général comparé aux hommes.

Pour analyser la compression de la mortalité aux grands âges, nous utilisons dans le présent mémoire l'écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès, noté $SD(M+)$ (Kannisto 2001). Dans une étude largement citée, Wilmoth et Horiuchi (1999) ont montré l'importance d'étudier la dispersion des durées de vie selon l'âge et non seulement leur tendance centrale. L'indicateur de dispersion retenu ici mesure le degré d'hétérogénéité parmi les durées de vie situées au-delà de l'âge modal. Autrement dit, cet indicateur ne tient pas compte des décès se produisant avant M (pour une illustration, voir l'exemple à partir de données pour le Japon à la figure 1.2). L'indicateur permet une comparaison des distributions des décès par âge dans le temps et dans l'espace, mais aussi comme dans notre cas entre différents groupes de la population.

FIGURE 1.2. Illustration de l'âge modal au décès (M) et de l'écart type, relatif à M , des durées de vie situées au-delà de M ($SD(M+)$), femmes, Japon, 2000-2004



Source: Ouellette (2011, p.16)

En conclusion, l'âge modal au décès (M) et l'écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès ($SD(M+)$) permettent de caractériser et de comparer la mortalité aux

grands âges dans des sous-groupes de la population, ce qui nous permettra d'atteindre notre objectif principal.

De nos jours, l'étude des changements dans l'allure de la courbe de survie ou dans la répartition des décès selon l'âge a gagné une place importante auprès des chercheurs, puisque ces changements ont des répercussions sur la planification des services de santé et sociaux ainsi que la sécurité du revenu de nos sociétés. De plus, la diminution des disparités socio-économiques en matière de santé étant un objectif des politiques de santé au Canada, il est important de bien pouvoir suivre et interpréter les inégalités de mortalité par niveau socio-économique pour atteindre cet objectif (Tjepkema, 2012).

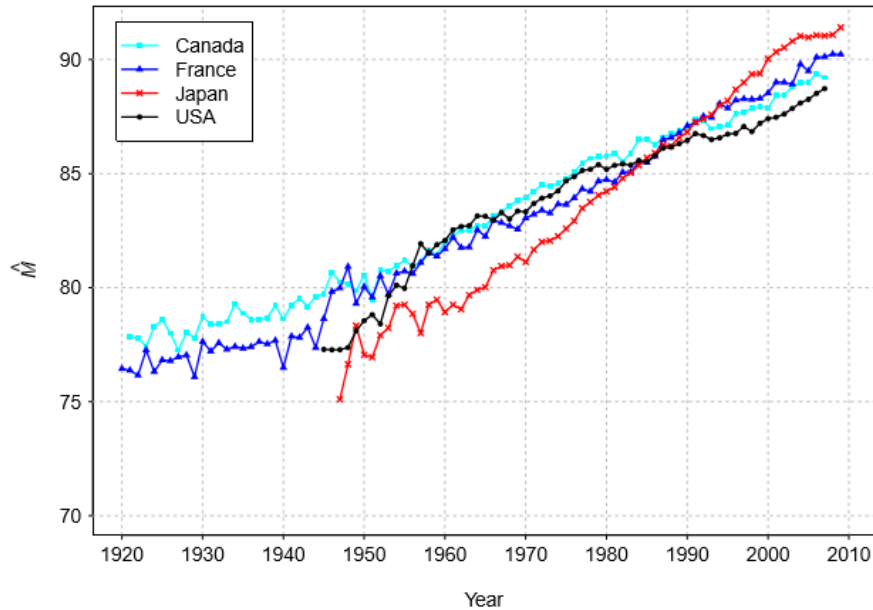
De nombreuses études sur la compression de la mortalité font état de l'hétérogénéité dans la répartition des décès selon l'âge entre les pays ou les régions au fil du temps. Dans leur article, Ouellette et Bourbeau (2011) font une comparaison des tendances récentes de la mortalité des adultes au Canada, en France, au Japon et aux États-Unis. La figure 1.3 montre l'évolution du mode (M) dans ces quatre pays chez les femmes. Au Canada, on remarque un déplacement des durées de vie adulte vers des âges plus élevés chez les femmes, avec un taux de croissance moyen de 2,2 mois par an, alors que le niveau d'hétérogénéité des durées de vie au-delà de cet âge ne change pas, depuis le début des années 2000. Chez les hommes, la compression de la mortalité aux grands âges est toujours en cours. Aux États-Unis, la courbe de survie est devenue de plus en plus rectangulaire au cours du XX siècle, autrement dit, les décès se sont redistribués des âges plus jeunes vers les âges plus avancés et la durée de vie la plus commune des adultes a augmenté de façon appréciable chez les deux sexes grâce à un taux de croissance moyen de 1,8 mois par an. Toutefois depuis 1990, l'âge modal au décès des femmes américaines a toujours été le plus bas comparé aux autres pays étudiés. En France, on remarque une tendance linéaire à la hausse pour le mode chez les femmes, avec un taux de croissance moyen de 2,1 mois par an. Les femmes japonaises montraient l'âge modal le plus bas au décès jusqu'en 1995 où finalement elles ont surpassé les autres, avec un taux de croissance moyen de plus de 3,3 mois par an entre 1947 et 2000.

La figure 1.4 montre les valeurs de l'indicateur $SD(M+)$ pour les mêmes quatre pays chez les femmes. Dans tous les cas, la dispersion des décès aux âges avancés a diminué avec le temps. Parmi les femmes japonaises, $SD(M+)$ est passé de 7,5 à 6,3 entre 1960 et 2009.

Depuis 1990, l'écart type au-delà du mode est resté plus ou moins le même, soit 6,3 ans, indiquant que la compression de la mortalité pour ces femmes est possiblement arrivée à sa fin. Entre 1960 et 2009, SD (M +) est passé de 6,8 à 5,8 ans en France et de 7,3 ans à 6,3 ans au Canada. Aux États-Unis, l'indicateur SD (M +) a diminué chez les femmes entre 1960 et 2007. En effet, il est passé de 7,6 à environ 6,5 ans au cours de cette période. En plus, on observe que les États-Unis ont affiché les valeurs les plus élevées pour SD (M +), tandis que les femmes françaises avaient les valeurs les plus faibles.

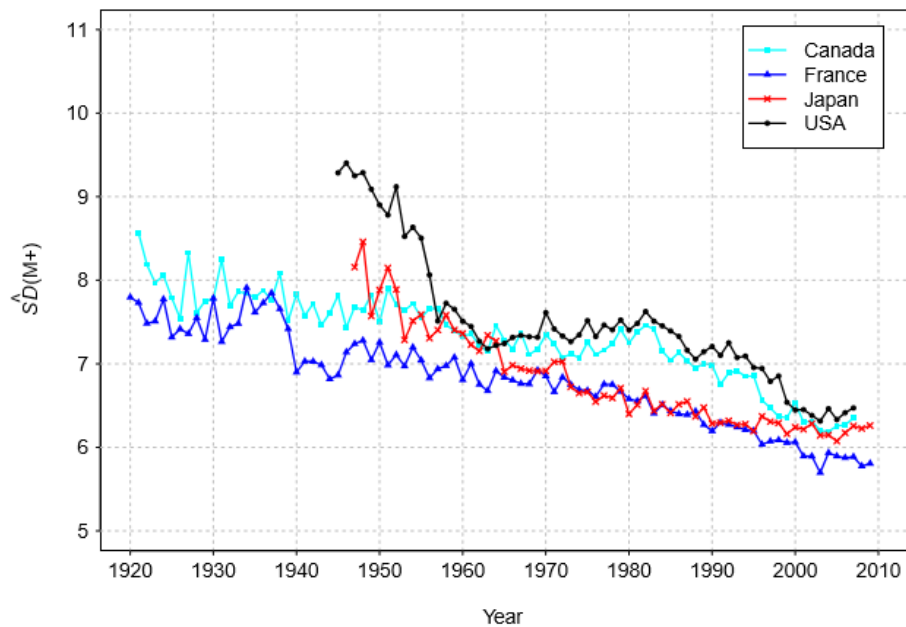
En général, la compression de la mortalité a ralenti au cours de ces dernières années, et montre de plus en plus un scénario de *shifting mortality*, où l'âge modal continue d'augmenter, mais sans changement important dans la dispersion de la distribution des décès par âge (Wilmoth et Horiuchi, 1999; Bongaarts et Feeney, 2002, 2003; Bongaarts, 2005; Cheung et Robine, 2007; Canudas-Romo, 2008; Cheung et al., 2008; Thatcher et al., 2010; Ouellette et Bourbeau, 2011; Lecours, 2012).

FIGURE 1.3. Âge modal estimé au décès selon les fonctions de densité lissées: Canada (1921-2007), France (1920-2009), Japon (1947-2009) et USA (1945-2007), Femmes



Source: Ouellette et Bourbeau (2011, p.607)

FIGURE 1.4. Écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès selon les fonctions de densité lissées: Canada (1921-2007), France (1920-2009), Japon (1947-2009) et USA (1945-2007), Femmes



Source: Ouellette et Bourbeau (2011, p.609)

1.2.3 La mortalité différentielle selon le niveau de scolarité

Dans ce mémoire, nous comptons privilégier le niveau de scolarité comme variable principale, dans la mesure où l'éducation, plutôt que le revenu ou la profession, présente de nombreux avantages pour les individus et joue un rôle important dans les inégalités de durée de vie et de survie aux grands âges (Preston et Elo, 1995; Leinsalu et al., 2008; Elo, 2009; Montez et al., 2011; Hummer and Lariscy, 2011; Brown et al., 2012; Luy et al., 2015; Brown, 2012; Sasson, 2016).

Trois études récentes retiennent d'abord notre attention, car elles se sont intéressées aux effets du niveau d'éducation sur l'évolution de la mortalité selon la cause du décès. La première étude concerne la situation canadienne et a été faite à partir des données de *l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2006*, que nous utilisons aussi pour nos analyses. En distinguant la population selon quatre niveaux de scolarité, on y montre

l'existence d'un gradient de mortalité important, favorable aux personnes détentrices d'un diplôme universitaire (le niveau de scolarité le plus élevé). Ce gradient est observé pour plusieurs causes de décès, en particulier celles qui sont associées à des comportements à risque pour la survie (i.e. cigarette, alcool) (Tjepkema et al., 2012). L'élimination des écarts de mortalité selon le niveau de scolarité permettrait de réduire la mortalité des adultes d'environ 25% au Canada. L'indice-résumé de mortalité choisi dans cette étude est le taux standardisé de mortalité pour certains grands groupes d'âges. La seconde étude, faite aux États-Unis, montre la persistance des écarts de mortalité selon le niveau de scolarité, pour plusieurs causes de décès, en particulier pour les causes de décès en augmentation (Miech et al., 2011). On en conclut que même si les principales causes de décès ont changé au cours du temps, on retrouve encore des taux de mortalité plus élevés pour les personnes de niveau inférieur de scolarité. L'étude a porté sur les décès des personnes de 40 à 65 ans qui sont survenus entre 1999 et 2007. La troisième étude a suggéré en outre que les personnes plus instruites n'ont pas seulement un avantage de longévité mesuré par l'espérance de vie à 25 ans, mais également une dispersion des décès inférieure (relative à l'espérance de vie à 25 ans) (Sasson 2016). Dans ces trois études, les indicateurs de mortalité retenus étaient l'espérance de vie à 25 ans, les probabilités de survie ou les taux standardisés de mortalité sur l'âge. Dans le contexte de l'extension de la longévité, il devient impératif d'étudier l'état de la situation chez les personnes plus âgées, en ayant recours aux nouveaux indicateurs de longévité, soit l'âge modal au décès et la dispersion des décès au-delà du mode.

Seulement deux études, à notre connaissance, ont utilisé l'âge modal au décès (M) et l'indice de dispersion des décès ($SD(M+)$) pour analyser les changements récents dans le profil de la mortalité, en tenant compte du statut socioéconomique des individus, défini soit par le niveau de scolarité (Brown et al., 2012), soit par un indice de défavorisation sociale et matérielle (Lecours, 2012). Dans la première étude, les auteurs ont montré, pour les États-Unis, le lien immédiat entre le niveau de scolarité et le degré de compression de la mortalité, en particulier chez les femmes. Leurs résultats suggèrent qu'un niveau plus élevé d'éducation permet de maximiser les chances de survie en retardant le processus de vieillissement des individus. Dans la seconde étude, cette fois sur le Québec (Lecours, 2012), l'auteure a analysé les différences en matière d'âge modal au décès et de dispersion des décès selon l'âge, au sein de groupes définis par un indice de défavorisation permettant de diviser la population du Québec en 5

quintiles (Pampalon et Raymond, 2000, 2003). Les résultats confirment d'abord l'existence de la compression de la mortalité entre 2000-2002 et 2005-2007, et montrent des différences significatives entre l'âge modal au décès du groupe le plus favorisé (1^{er} quintile) et celui du groupe le moins favorisé (5^e quintile) chez les hommes. Pour les femmes, l'indice de défavorisation semble moins propice à détecter les différences dans les indicateurs de longévité.

1.2.4 L'utilisation du niveau de scolarité comme le meilleur indice du statut socioéconomique (SSE)

Plusieurs raisons militent en faveur du choix du niveau de scolarité comme meilleur indice du statut socioéconomique. Tout d'abord, le niveau de scolarité est acquis au début de la vie, ce qui rend peu probable que la faible position socioéconomique soit le résultat d'une mauvaise santé (Valkonen, 1999). Deuxièmement, contrairement au niveau de compétence professionnelle, le niveau de scolarité permet de classer les personnes qui ne travaillent pas. Troisièmement, le niveau de scolarité est une mesure individuelle de la position socioéconomique; à la différence des indicateurs basés sur les mesures des ménages, telles que le revenu du ménage, ils ne posent pas de difficultés pour les études comparatives en raison des différences dans la définition des ménages entre les pays. En outre, une partie de la population âgée ne vit pas dans un ménage privé. Cependant, l'éducation en tant qu'indicateur socioéconomique comporte également certains inconvénients. Les individus atteignent généralement leur niveau final d'éducation au début de la vie adulte; leur niveau d'éducation pourrait donc ne pas indiquer avec précision leur position socioéconomique actuelle à cause des changements de statut à travers la vie (Grundy et al., 2001).

Dans son article, Tjepkema et collègues (2012) font une revue de la littérature sur l'influence de l'éducation sur la longévité, soulignant les principaux facteurs qui pourraient expliquer la relation entre l'éducation et la mortalité. Entre autres, les auteurs mentionnent que l'éducation permet de mieux acquérir les connaissances sur les risques pour la santé, comme l'usage du tabac (Adler et al., 2010), les comportements sains et les aptitudes cognitives nécessaires pour établir et maintenir un bon état de santé (Hoffmann, 2005; Lantz et al., 2010;

Rogers et al., 2010). De cette façon, les personnes dont le niveau de scolarité est plus élevé pourraient être plus réceptives aux messages de prévention, plus disposées à modifier leur comportement et à utiliser efficacement le système de soins de santé (Mackenbach, 1997; Menvielle et al., 2010).

1.3 Questions de recherche

Ce mémoire vise à examiner le rôle de certains déterminants socio-économiques qui pourraient expliquer les nouvelles tendances de la mortalité aux grands âges, soit l'âge modal au décès ainsi que la *compression de la mortalité* ou le *déplacement de la mortalité vers des âges plus avancés* (*shifting mortality scenario* en anglais) au Canada, et les différences de longévité selon le sexe. Le niveau de scolarité, un des principaux déterminants de la survie aux grands âges, sera examiné tout particulièrement.

À la suite de notre revue de la littérature, nous pouvons formuler un certain nombre de questions de recherche. Premièrement, nous pouvons nous demander si le niveau de scolarité peut expliquer en partie les différences d'âge modal (i.e. le plus fréquent) au décès et de dispersion des décès aux grands âges pour la mortalité générale (toutes causes de décès réunies). En d'autres mots, existe-t-il un gradient de la mortalité aux grands âges selon le niveau de scolarité? En second lieu, si une durée de vie modale plus élevée s'observe avec l'augmentation du niveau de scolarité des individus, le phénomène s'accompagne-t-il nécessairement d'une concentration des décès dans un intervalle d'âge progressivement plus court. En d'autres mots, est-ce que nous observons une compression de la mortalité parmi les niveaux de scolarité étudiés? Troisièmement, compte tenu de l'avantage des femmes par rapport aux hommes en matière de mortalité, les femmes connaissent-elles une compression de la mortalité plus grande que les hommes, quel que soit le niveau de scolarité? Enfin, comment se compare la situation canadienne à celle des États-Unis en matière d'inégalités de mortalité selon le niveau de scolarité?

Selon ces questions de recherche, nous avons formulé les hypothèses suivantes. Nous supposons d'abord que la durée de la vie la plus commune (i.e. l'âge modal au décès) et la

compression de la mortalité aux grands âges augmentent avec un niveau de scolarité plus élevé. Par ailleurs, pour un niveau de scolarité donné, nous anticipons que les femmes présenteront un âge modal au décès supérieur à celui des hommes, vu l'avantage féminin en matière de survie. Aussi, nous prévoyons que le gradient de scolarité pour l'âge modal au décès sera moins prononcé pour les femmes par rapport aux hommes. On s'attend enfin à ce que l'âge modal au décès soit plus élevé au Canada qu'aux États-Unis.

Chapitre 2 : Sources de données et méthodologie

Ce second chapitre vise à présenter les différents aspects méthodologiques de façon détaillée. Les sources des données sont tout d'abord exposées, ainsi qu'une critique des données utilisées. Ensuite, nous décrivons les méthodes d'analyse auxquelles nous aurons recours.

2.1 Sources de données

Deux sources principales de données ont été utilisées dans ce mémoire. La première nous a été fournie par Statistique Canada, via un centre de données de recherche (CDR), soit le CIQSS. Nous avons eu accès au fichier de données de l'*Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 et 2011*, qui a été renommée *Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991*. La seconde source de données est la *Base de données sur la longévité canadienne (BDLC)*, qui contient les décès et les effectifs de la population exposée au risque de décéder par année d'âge et par sexe pour les années de calendrier 1991 à 2011.

En premier lieu, nous introduisons la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991, ensuite la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC).

2.1.1 Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991

Au Canada, jusqu'à tout récemment, il n'y avait aucune base de données représentative de la population nationale sur la mortalité qui permettait de mener une étude des différences de longévité selon des caractéristiques socio-économiques. En 2008, Statistique Canada a réalisé l'*Étude canadienne de suivi de la mortalité et du cancer selon le recensement, 1991 et 2011*, connue aujourd'hui sous l'appellation de la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.

2.1.1.1. Production de la base de données

La cohorte comprend une partie importante de la population canadienne recensée en 1991, soit 15% des répondants de 25 ans et plus. Les répondants ont été inclus dans l'échantillon s'ils étaient résidents du Canada en date du 4 juin 1991 et s'ils ont été énumérés par le questionnaire long. Leurs caractéristiques lors de ce recensement ont été jumelées aux données de décès observés selon l'âge, le sexe et la cause, tirées de l'état civil au cours des 20 années subséquentes, soit de 1991 à 2011. Cette base de données fournit des informations sur le statut socioéconomique et sur la mortalité à l'échelle individuelle pour 2 644 370 personnes adultes dont on a suivi le destin à partir de 1991 jusqu'en 2011. Au total, 564 035 (21.32%) décès ont été enregistrés durant cette période. Malgré quelques limites (exclusion des pensionnaires d'établissements institutionnels¹ et variables socio-économiques connues seulement à la date de référence en 1991), cette source de données est appropriée pour notre recherche et présente un potentiel d'analyse unique au Canada. Cela ouvre en effet la possibilité de passer du descriptif à l'explicatif, dans un domaine où plusieurs questions restent en suspens.

Cette étude de Statistique Canada a jumelé six sources de données différentes :

- le Recensement de la population canadienne de 1991, formulaire long (2B/2D)
- le Fichier de données fiscales sommaires historiques (FDFSH), période 1984
- le Fichier maître des particuliers T1 (FMP T1), période 1981-1983
- la Base de données canadienne du cancer (CCDB), période 1969-2003
- le Registre canadien du cancer (RCC), période 1992-2010
- la Base canadienne de données sur la mortalité (BCDM), période 1991-2011.

Nous décrivons ci-dessous chacune de ces sources de données (Statistique Canada, 2016)

• **Le Recensement de la population canadienne de 1991, formulaire long (2B/2D)**

Les questionnaires 2B et 2D du recensement de la population de 1991 sont la base du couplage d'enregistrements. D'une part, à partir du questionnaire 2B qui contient toutes les questions de la version abrégée du questionnaire et des questions supplémentaires, Statistique Canada a recueilli les informations sur le niveau de scolarité, l'origine, la mobilité, la profession,

¹ Ce problème peut en partie être compensé par le fait que lorsque les gens vieillissent, l'hétérogénéité entre eux s'amointrit au sein des sous-groupes de la population.

le revenu, le marché du travail, la langue, le logement, l'immigration, etc. D'autre part, le questionnaire 2D a aidé à dénombrer tous les ménages dans les régions nordiques éloignées du Canada et aussi dans les réserves indiennes. Dans le cadre du présent mémoire, le niveau de scolarité atteint constitue une variable de première importance pour les analyses. La qualité de cette information est généralement excellente (Statistique Canada, 2013). La variable niveau de scolarité se présente sous forme de 4 catégories : (1) pas de diplôme d'études secondaires, (2) diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), (3) certificat ou diplôme d'études postsecondaires (d'un niveau inférieur au baccalauréat) et (4) grade universitaire. Nous verrons plus loin que pour des raisons pratiques, nous avons combiné les deux derniers niveaux.

- **le Fichier de données fiscales sommaires historiques (FDFSH) et le Fichier maître des particuliers T1 (FMP T1)**

Il s'agit de listes de personnes qui ont déclaré des impôts par année d'imposition. Ces fichiers fournissent des informations telles que le nom, l'état matrimonial, le code postal, la date du décès pour ceux qui sont décédés. Ces informations sont nécessaires pour faire le jumelage probabiliste avec la Base canadienne de données sur la mortalité (BCDM), la Base de données canadienne du cancer (CCDB) et le Registre canadien du cancer (CCR).

- **la Base de données canadienne du cancer (CCDB)**

Le CCDB est un fichier historique créé et utilisé par la Division de l'analyse de la santé (DAS) de Statistique Canada. Il est fait à partir de données reçues par l'ancien Système national de déclaration des cas de cancer, de Statistique Canada, de 1969 à 1991, et par le Registre canadien du cancer (RCC) à partir de 1992. Au moment de la liaison, ce fichier contenait de l'information de 1969 jusqu'en 2003. Les variables incluses dans cette base de données comprennent le diagnostic y compris la morphologie et la topographie de la maladie, la date du diagnostic et quelques caractéristiques démographiques.

- **le Registre canadien du cancer (RCC)**

Il s'agit d'une base de données dynamique faite à partir de données administratives qui recueille des renseignements sur le type et le nombre de tumeurs primaires diagnostiquées chez

une personne jusqu'à son décès. Cette base de données comprend tous les résidents du Canada, vivants ou décédés, qui ont été diagnostiqués avec un cancer depuis 1992 dans les registres provinciaux et territoriaux du cancer (RPTC) au Canada².

La création de cette base de données s'est faite en collaboration de la Division de l'analyse de la santé (DAS) de Statistique Canada et les 13 RPTC du Canada. Elle a pour objectif de permettre de produire des statistiques standardisées sur l'incidence du cancer ainsi que sur la survie pour chaque type de tumeur primaire.

- **la Base canadienne de données sur la mortalité (BCDM)**

Les variables mesurant l'incidence de la mortalité ont été obtenues à partir de la Base de données de sur la mortalité canadienne (BCDM). Cette base contient des données sur tous les décès survenus au Canada à partir de l'année 1950. Les décès sont rapportés chaque année par les registraires des dix provinces et des trois territoires canadiens. Ces informations sont tirées de fichiers administratifs obligatoires pour enregistrer toutes les naissances vivantes, les mortinaissances, les décès et les mariages qui se produisent au sein de leur juridiction. Finalement, ces données sont fournies à Statistique Canada pour une analyse plus approfondie.

Méthodologie de jumelage

D'abord, étant donné que le fichier de données du recensement électronique ne contenait aucun nom, il fallait faire un premier couplage avec un fichier de noms afin de rapprocher les fichiers du recensement et ceux des décès. Le fichier de noms a été obtenu à partir des données de l'impôt concernant les déclarants de 1990 et de 1991 (les déclarations d'impôt sont généralement produites en avril 1991 et en avril 1992). Ces noms étaient également accompagnés de la date de naissance, du code postal et de la date de naissance du conjoint (y compris le conjoint de fait). L'enregistrement de chaque personne était d'abord apparié avec l'information de l'autre conjoint en utilisant les numéros d'assurance sociale.

À l'aide de techniques de couplage d'enregistrements probabiliste, le fichier du recensement a été jumelé avec le fichier de noms en utilisant les dates de naissance et les codes

² Pour plus de détails sur le RCC, le lien suivant peut être consulté :
www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=58380

postaux (des deux conjoints, le cas échéant). Étant donné que la plupart des gens figurant dans le fichier de noms n'avaient pas rempli un questionnaire complet du recensement administré à un échantillon de seulement 20 % des ménages, et dans le but de limiter les faux couplages positifs, les personnes qui avaient rempli le questionnaire abrégé du recensement ont été exclues de la liste des éventuels membres de la cohorte.

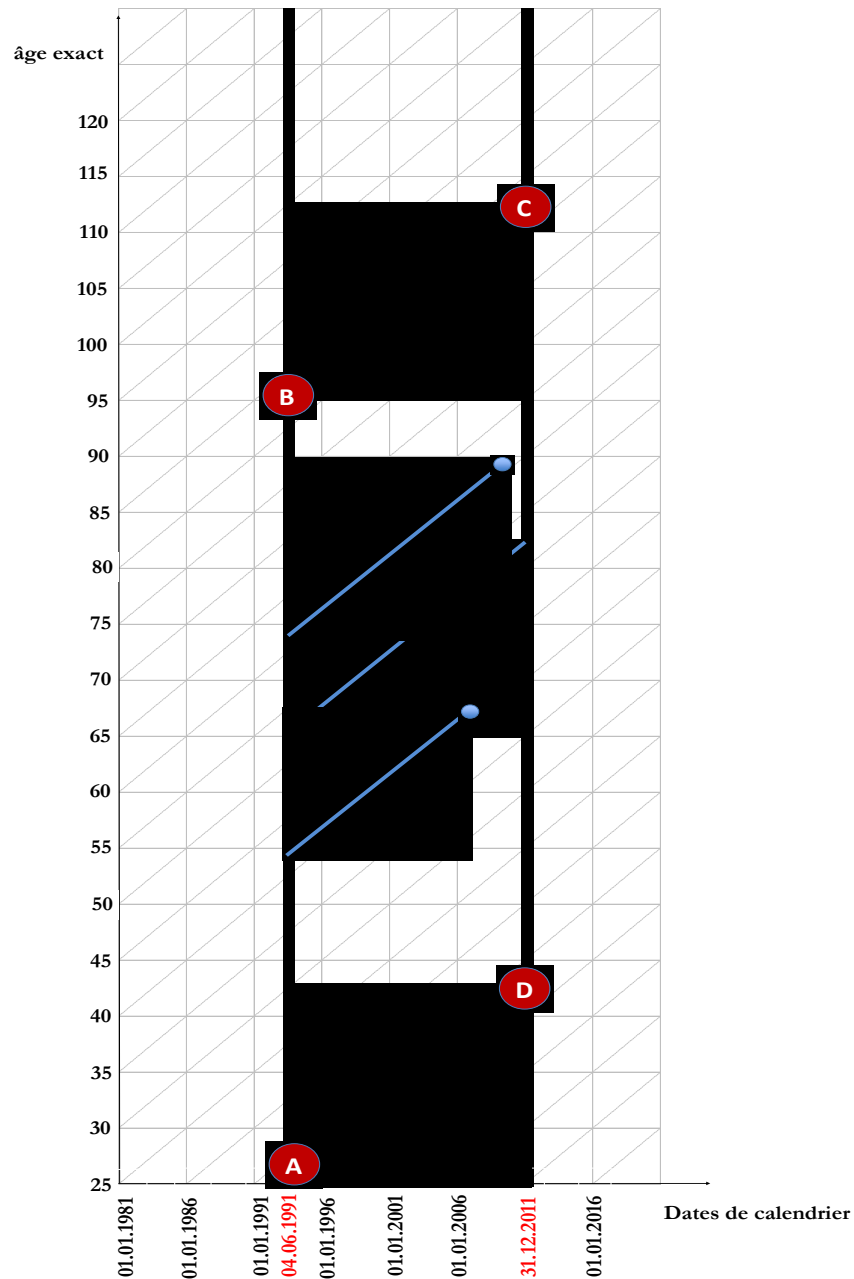
Ensuite un couplage d'enregistrements probabiliste entre les enregistrements des questionnaires complets remplis par des personnes de 25 ans et plus du recensement visés par l'étude (N=3 576 487) a été fait avec le reste des enregistrements du fichier de noms. Finalement, 80 % des enregistrements ont été appariés avec le fichier de noms. L'exactitude du couplage entre les enregistrements visés du recensement et le fichier de noms a également été évaluée, et on a déterminé que 99 % des enregistrements étaient appariés avec la bonne personne (voir Wilkins et al. (2008) pour plus de détails).

En 2017, comme nous l'avons déjà évoqué L'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 a été renommée *Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991*. Parmi les changements aux données, nous observons l'ajout d'un suivi de la mortalité du 1er janvier 2007 au 31 décembre 2011, ainsi que l'ajout de codes postaux pour les années fiscales 1981, 1982 et 1983. Puis, une analyse de la qualité des données a eu donné lieu à l'élimination de certains couplages entre le cancer et la mortalité, particulièrement au cours de la période allant de 1991 à 2001. Donc, la division auteure a réduit la taille de la cohorte de 2 735 152 à 2 644 370, ce qui donne un ratio final d'environ les trois quarts entre la cohorte et la population d'intérêt. Aussi, des renseignements supplémentaires sur les causes de décès ont été ajoutés.

La figure 2.1 illustre à l'aide d'un diagramme de Lexis l'univers d'analyse qu'offre la cohorte CSERCan. De manière conventionnelle, les dates de calendrier sont portées en abscisses et les durées écoulées depuis le recensement (du 4 juin 1991), soit l'âge, figurent en ordonnées, l'échelle du temps étant la même. Dans ce système d'axes, le déroulement de la vie d'un individu est présenté par une ligne diagonale, ou ligne de vie (lignes bleues dans le diagramme de Lexis à la figure 2.1). Chaque ligne de vie est interrompue lors du décès ou de l'émigration de l'individu. Les diagonales limitent donc les lignes de vie des personnes qui appartiennent à la cohorte CSERCan (ABCD dans la figure 2.1).

On a ajouté sur ce diagramme l'information relative à l'effectif de la cohorte CSERCan, soit 2 644 370.

FIGURE 2.1. Diagramme de Lexis illustrant l'univers d'analyse décrit par les données de la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.



D'ailleurs, vu que nous nous intéressons à la mortalité aux âges avancés, nous avons d'abord considéré les décès des personnes âgées de 25 ans et plus étant donné la structure de la cohorte. Néanmoins, attendu que très peu de décès surviennent entre 25 ans et 30 ans

(environ 0,35%) dans la cohorte CSERCan, et pour raisons de confidentialité, nous avons traité les observations qu'à partir de 30 ans pour tous les niveaux de scolarité.

2.1.1.2. Points forts et limites

L'étude de Statistique Canada ayant mené à l'établissement de la cohorte CSERCan est limitée aux personnes âgées de 25 ans ou plus au moment du recensement le 4 juin de 1991, et elle exclut les personnes qui étaient en institution, qui n'ont pas déclaré d'impôts et celles qui n'ont pas répondu au questionnaire long du recensement. Malgré ce fait, avec un taux de réponse au questionnaire long du recensement de 80% et un échantillon d'environ 2,6 millions de personnes, cette cohorte est largement représentative de la plupart des groupes de la population canadienne. Parmi les points forts de cette étude, soulignons :

- la grande taille de l'échantillon qui permet justement de représenter la plupart des sous-groupes de la population canadienne (immigrants, petits groupes comme les Autochtones)
- l'examen simultané de plusieurs variables, ce qui permet de faire des analyses multivariées
- la longue période d'observation, qui permet suivre l'évolution du cancer
- la possibilité de saisir la mobilité résidentielle sur une période de 20 ans (exposition environnementale par l'utilisation des codes postaux).

L'étude comporte par ailleurs quelques limites. En premier lieu, les variables socio-économiques ne sont connues qu'au départ (i.e. en 1991), ce qui est un désavantage étant donné que plusieurs caractéristiques socio-économiques peuvent changer au fil du temps. Deuxièmement, étant donné les restrictions d'inclusion dans la cohorte, les taux de mortalité de la cohorte CSERCan de 1991 s'avèrent un peu plus faibles que ceux de la population canadienne, en particulier chez les personnes âgées (Wilkins et al., 2008). Puis, on ne dispose pas d'information sur les facteurs comportementaux tels que le tabagisme et l'activité physique, qui sont hautement corrélés avec certaines causes de décès et la longévité. Finalement, au moment de faire le jumelage des données avec la Base de données de sur la mortalité canadienne (BCDM), seulement une cause du décès (la cause initiale) était disponible pour les personnes qui sont décédées au cours de la période d'étude, mais les autres causes possibles sous-jacentes à la mort ne sont pas disponibles (Wilkins et al. 2008).

2.1.2 La Base de données sur la longévité canadienne (BDLC)

Cette base de données a été développée par l'équipe de recherche Mortalité et longévité du Département de démographie de l'Université de Montréal, sous la direction de Robert Bourbeau, en collaboration avec le Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR) à Rostock en Allemagne et le Département de démographie de l'Université de Californie à Berkeley aux États-Unis.

Nous utilisons les données disponibles dans la BDLC³ pour créer une cohorte appelée ci-après la cohorte BDLC et qui correspond sensiblement le même univers d'analyse que celui de la cohorte CSERCan (présenté à la figure 2.1). Ensuite, nous calculerons et comparerons les taux de mortalité calculés selon le sexe et l'âge pour chacune des cohortes CSERCan et BDLC (en suivant une approche transversale). À partir de cette comparaison, nous pourrions avoir une meilleure idée des écarts entre les taux de la cohorte CSERCan et ceux obtenus pour la population canadienne complète issue de la cohorte BDLC.

³ La Base de données sur la longévité canadienne est accessible au www.bdlc.umontreal.ca.

2.2 Méthodologie

Pour bien atteindre les objectifs de notre recherche, nous avons décidé d'utiliser la méthodologie proposée par Ouellette et Bourbeau (2011). Cette dernière nous sert pour quantifier l'âge modal au décès, noté M , et un indicateur de la dispersion des durées de vie situées au-delà de cet âge, soit l'écart type des âges au décès, noté $SD(M+)$. En plus, pour quantifier l'incertitude relative à nos estimations pour M et pour $SD(M+)$, nous calculons des intervalles de confiance à 95% pour toutes les valeurs estimées. L'originalité de ce mémoire est due en partie à l'utilisation d'un modèle non paramétrique souple qui n'impose aucune structure prédéterminée des données pour modéliser la distribution des décès par âge en contrôlant pour le niveau de scolarité et le sexe. Plus précisément, nous avons choisi une approche de lissage par P-splines pour nos analyses en raison de sa plus grande flexibilité comparée aux approches paramétriques. Cette méthodologie assure un excellent suivi de l'âge modal au décès et des mesures de dispersion associées, et elle permet ici une détection fine des disparités de mortalité selon le niveau de scolarité. La méthodologie décrite ci-dessous est appliquée séparément selon le sexe et selon le niveau de scolarité. Chaque équation importante est identifiée par un numéro de référence entre parenthèses (par exemple (2.2.1.1)).

2.2.1 Taux de mortalité et force de mortalité

Pour une population, dénotons les décès observés et les effectifs de la population exposée au risque de décéder selon l'âge par \mathcal{D}_x et \mathcal{E}_x respectivement. Ainsi, nous pouvons obtenir une série de taux de mortalité notés m_x , qui correspond à

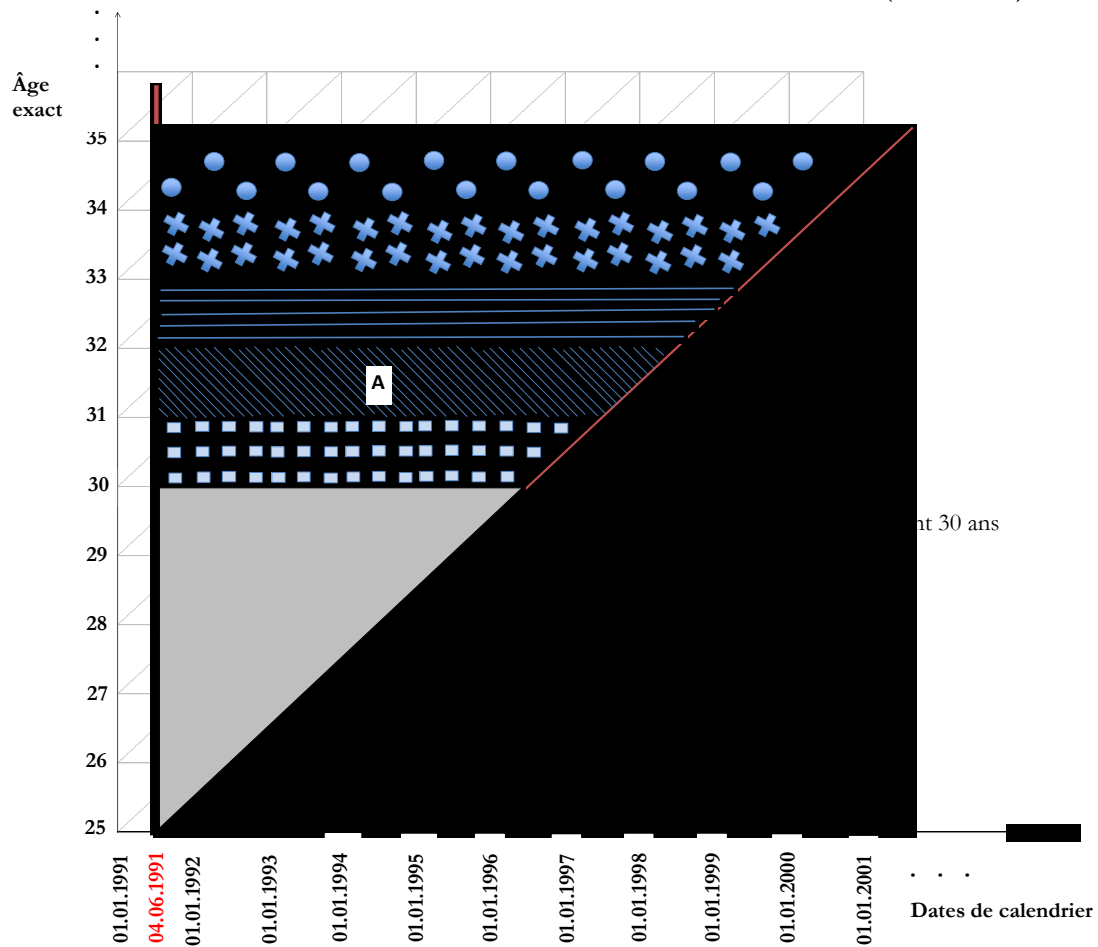
$$m_x = \frac{\text{Nombre de décès dans l'intervalle d'âge } x \text{ et } x+1}{\text{Nombre de personnes-années vécues dans l'intervalle d'âge } x \text{ et } x+1} = \frac{\mathcal{D}_x}{\mathcal{E}_x}. \quad (2.2.1.1)$$

Puis, la force de mortalité (i.e. le taux instantané de mortalité) désignée $\mu(x)$ est définie comme $m_x = \mu_{x+1/2}$ (Thatcher et al., 1998). Nous supposons que la force de mortalité est constante à l'intérieur de chaque intervalle d'âge $[x, x+1)$.

2.2.1.1 Calcul des taux de mortalité par âge pour la cohorte CSERCan

La figure 2.1 introduite précédemment illustre l'univers d'analyse des données de la cohorte CSERCan. La figure 2.2 présente plus précisément la configuration sur laquelle s'appuient nos calculs de taux de mortalité par âge.

FIGURE 2.2. Diagramme de Lexis illustrant un extrait de l'univers d'analyse décrit par les données de la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991.



Calcul des décès par âge

Pour calculer le nombre de décès par âge, qui constitue le numérateur de l'équation 2.2.1.1, nous avons compté le nombre de décès survenus dans l'intervalle x et $x+1$ ans exacts (i.e., le nombre d'individus décédés entre leur $x^{\text{ème}}$ anniversaire et la veille de leur $(x+1)^{\text{ème}}$

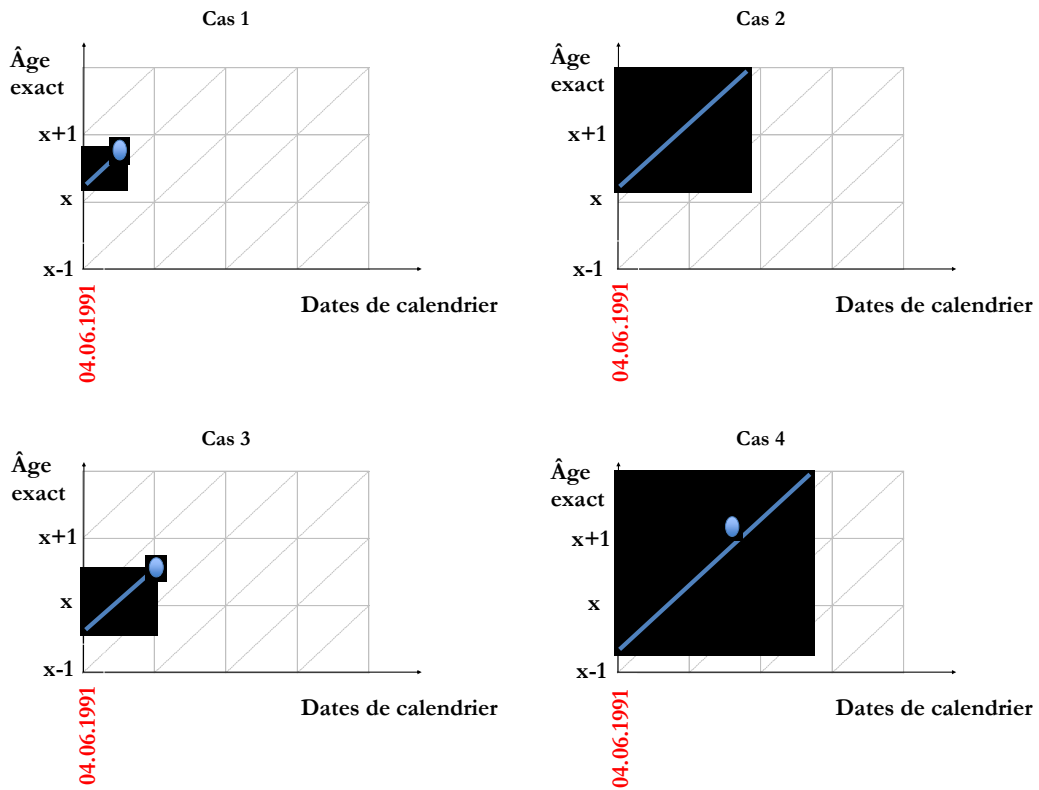
anniversaire). Par exemple, pour la région A délimitée par des lignes obliques bleues à la figure 2.2, nous avons compté le nombre de personnes décédées entre 31 et 32 ans exacts.

Calcul des effectifs de la population exposée au risque de décéder par âge

Étant donné la configuration de la cohorte CSERCan de 1991, nous devons calculer le nombre d'individus exposés au risque de décéder dans chaque intervalle d'âge, qui constitue le dénominateur de l'équation 2.2.1.1, de manière particulière. Nous avons identifié quatre cas distincts :

1. La personne est entrée dans la cohorte à l'âge de x ans révolus et elle décède dans l'intervalle d'âge $[x, x+1)$. De cette manière, cette personne contribuera à l'exposition au risque pour la différence entre l'âge au décès et l'âge à l'entrée, c'est-à-dire l'âge qu'elle avait le 4 juin 1991.
2. La personne est entrée dans la cohorte à l'âge de x ans révolus, et soit elle décède à l'âge de $x+1$ ans ou plus, soit elle survit jusqu'à la fin de l'étude, le 31 décembre 2011. Donc, l'exposition au risque dans l'intervalle d'âge $[x, x+1)$ sera égale à la différence entre $x+1$ et l'âge d'entrée à l'étude.
3. L'individu est entré dans la cohorte à un âge inférieur à l'âge de x ans exacts, et il décède dans l'intervalle d'âge $[x, x+1)$. Ainsi, son exposition au risque de décéder est égale à la différence entre l'âge au décès et l'âge exact x .
4. L'individu est entré dans la cohorte à un âge inférieur à l'âge exact x , et soit il décède dans l'intervalle d'âge $[x+1, \omega)$, soit il est encore en vie à la fin de l'étude. L'exposition au risque dans l'intervalle $[x, x+1)$ sera dans ces cas égale à 1 an.

FIGURE 2.3 Calcul des années vécues selon les divers cas possibles

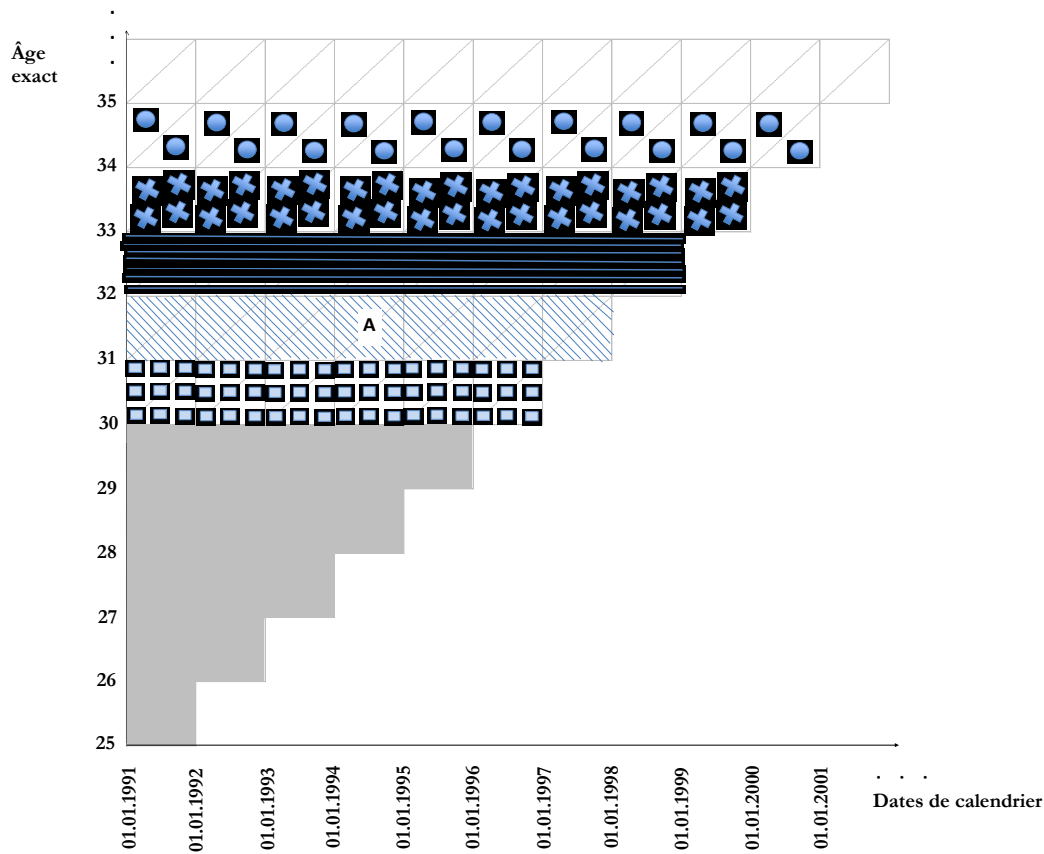


Les décès et les expositions au risque, en faisant la différence par sexe, peuvent être organisés en deux matrices D et E respectivement, dont les lignes sont indexées par âge et dont les colonnes sont indexées par niveau de scolarité. Par conséquent, la matrice des taux de mortalité est définie comme $M = D / E$. Pour un sexe donné, les colonnes de la matrice M correspondent donc aux séries de taux de mortalité par âge pour les divers niveaux de scolarité. Cette notation matricielle nous sera utile pour la description de nos modèles de régression de Poisson présentée ultérieurement à la section 2.2.2.

2.2.1.2. Calcul des taux de mortalité par âge pour la cohorte BDLC

La figure 2.4 illustre la configuration sur laquelle s'appuient nos calculs de taux de mortalité par âge à partir de la cohorte BDLC. Nous avons pris le nombre décès et les effectifs de population au risque de décéder par âge et année calendrier.

FIGURE 2.4. Diagramme de Lexis illustrant un extrait de l'univers d'analyse décrit par les données de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC) de 1991-2011.



Calcul des décès par âge

Pour calculer le nombre de décès par âge, qui constitue le numérateur de l'équation 2.2.1.1, pour la région A de la figure 2.4, nous avons sommé le nombre de personnes qui sont décédées entre 31 et 32 ans exacts durant les années 1991 à 1997, c'est-à-dire :

$$D_{31} = D_{31}^{1991} + D_{31}^{1992} + D_{31}^{1993} + D_{31}^{1994} + D_{31}^{1995} + D_{31}^{1996} + D_{31}^{1997}.$$

Calcul des effectifs de la population exposée au risque de décéder par âge

Similairement, pour le dénominateur de l'équation 2.2.1.1, nous avons sommé la population exposée au risque de décéder à l'âge de 31 ans révolus, par exemple, entre 1991 et 1997. Finalement, nous avons calculé le taux de mortalité à 31 ans révolus :

$$m_{31} = \frac{D_{31}^{1991} + D_{31}^{1992} + D_{31}^{1993} + D_{31}^{1994} + D_{31}^{1995} + D_{31}^{1996} + D_{31}^{1997}}{\mathcal{E}_{31}^{1991} + \mathcal{E}_{31}^{1992} + \mathcal{E}_{31}^{1993} + \mathcal{E}_{31}^{1994} + \mathcal{E}_{31}^{1995} + \mathcal{E}_{31}^{1996} + \mathcal{E}_{31}^{1997}}.$$

2.2.2. Modèle de régression de Poisson

Nous avons fait l'hypothèse que la force de mortalité (ou le taux instantané de mortalité) μ_x était constante dans chaque intervalle d'âge $[x, x+1)$. Cette hypothèse implique que le nombre de décès durant la période d'observation peuvent être vus comme des réalisations d'une loi de Poisson de moyenne $E_x * \mu_x$, c'est-à-dire

$$\mathcal{D}_x \sim \text{Poisson}(E_x * \mu_x). \quad (2.2.1)$$

En vue d'estimer la force de mortalité sous-jacente aux données sur les décès observés, nous avons appliqué un modèle de régression de Poisson. D'après l'équation (2.2.1), cela implique que

$$\ln(E[D]) = \ln(E * \mu) = \ln(E) + \ln(\mu),$$

où D , E et μ représentent respectivement les décès observés, les effectifs de la population exposée au risque de décéder et les forces de mortalité pour un âge donné. Grâce à une approche non paramétrique de lissage par P-splines, nous pouvons estimer les paramètres du modèle Poisson. Nous obtenons :

$$\ln(\hat{E}[D]) = \ln(E * \mu) = \ln(E) + \ln(\hat{\mu}) = \ln(E) + B\hat{\alpha}, \quad (2.2.2)$$

où B représente la matrice associée à la base B-splines évaluée aux âges x et où le vecteur $\hat{\alpha}$ contient les paramètres estimés associés à chacun des B-splines inclus dans la base B . Nous expliquons ces concepts en détail dans les sous-sections suivantes.

2.2.3. Lissage par P-splines

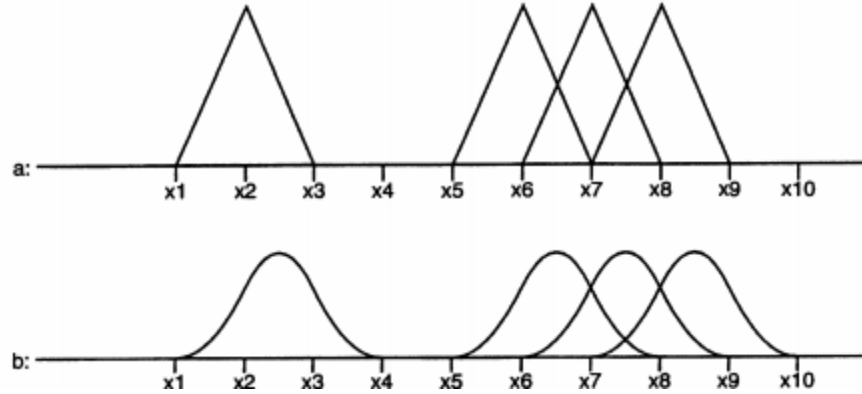
Dans leur article, Ouellette et Bourbeau (2011) présentent les attributs, les propriétés et la performance du lissage par P-splines, dans le contexte de la mortalité.

Par définition, cette méthode de lissage par P-spline combine les notions de B-splines et de fonction de vraisemblance pénalisée, pour estimer les paramètres inconnus du modèle de régression. En plus, comme nous l'avons déjà mentionné, cette méthode n'impose aucune hypothèse par rapport à la forme de la distribution des décès. Puis, il n'est pas nécessaire de sélectionner un domaine d'âges restreint étant donné que la procédure de lissage peut être appliquée dès l'âge de 10 ans par exemple; dans notre cas ce sera à partir de 30 ans. Cependant aux âges avancés, où les décès sont rares et les années-personnes vécues sont faibles, la courbe lissée par P-spline pourrait montrer un comportement irréaliste en raison de fluctuations aléatoires significatives. Cela n'aurait aucun effet sur l'estimation de l'âge modal \hat{M} , puisque l'âge modal est relativement insensible à de telles valeurs extrêmes. Toutefois, nous avons décidé de tronquer la distribution des décès observés à 90 ans chez les hommes et à 95 ans chez les femmes. En effet, nous avons constaté que les taux de mortalité après ces âges dans la cohorte CSERCan ne sont plus représentatifs de la mortalité canadienne décrite par la cohorte BDLC à cause de l'omission des personnes en institution.

2.2.3.1. Les B-splines et les P-splines

Les P-splines peuvent être compris comme une généralisation du modèle de régression, dans lequel les B-splines sont vus comme des régresseurs. L'idée principale des P-splines développée par Eilers et Marx (1996) consiste à utiliser un grand nombre de B-splines résultant de plusieurs nœuds répartis uniformément sur le domaine des données observées qui produirait une courbe passant par tous les points à modéliser. Cependant cela ne garantit l'aspect lisse de la courbe et il est donc nécessaire d'ajouter une pénalité agissant sur les coefficients des B-splines. La fonction de vraisemblance pénalisée assure que l'ajustement aux données demeure lisse. Cette pénalité garantit donc des variations moins abruptes entre les α , c'est-à-dire les coefficients des B-splines, qui dictent la hauteur de chaque B-splines.

FIGURE 2.5. Illustrations de B-splines isolés (a) degré 1; (b) degré 2



Source : Eilers et Marx (1996)

Le terme B-splines est une abréviation d'une base spline. Les B-splines de degré k sont constitués de pièces polynômiales de degré k , reliées entre elles par des points appelés nœuds. Le nombre de nœuds (valeurs sur l'axe des abscisses), de même que la distance entre chacun d'eux sont définis par l'utilisateur. L'augmentation du nombre de nœuds dans l'intervalle augmentera la quantité de B-splines ainsi que la capacité de la base B-splines à saisir la variation des données. Pour illustrer ces concepts, la partie gauche de la figure 2.5a montre un B-splines de degré 1 construit à partir de deux segments linéaires : le segment x_1x_2 et l'autre x_2x_3 , où les nœuds correspondent à x_1 , x_2 et x_3 . À droite, trois autres B-splines de degré 1 sont représentés, chacun basé sur trois nœuds. La partie droite de la figure 2.5b illustre pour sa part trois B-splines de degré 2, construits à partir de trois parties de polynômes quadratiques. Le B-spline isolé complètement à gauche est basé sur quatre noeuds adjacents : x_1 , x_2 , x_3 et x_4 . Bien sûr, nous pouvons construire l'ensemble de B-splines désiré, en introduisant plus de nœuds.

La matrice B associée à cette base B-splines (voir l'équation (2.2.2) par exemple) est bien adaptée pour lisser les points de données observées. D'une part, les B-splines offrent une flexibilité suffisante pour saisir les tendances dans les données; d'autre part, la pénalité appliquée aux coefficients de B-splines voisins assure une certaine régularité dans l'évolution de ces coefficients successifs en empêchant les changements trop brusques. Pour nos analyses, nous avons utilisé une base B-splines qui comprend 18 B-splines également espacés et de degré 3, à savoir des B-splines cubiques. La matrice B des B-splines est définie de la manière suivante

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} B_1(x_1) & \cdots & B_m(x_1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B_1(x_m) & \cdots & B_m(x_m) \end{bmatrix},$$

où $B_j(x_i)$ est le $j^{\text{ème}}$ B-spline évalué en x_i , tel que $j = 1, \dots, m$ et $i = 1, \dots, n$.

À l'aide de l'équation (2.2.2), nous arrivons à la formule suivante pour la force de mortalité lissée par l'âge grâce aux P-splines

$$\hat{\mu}(x) = \exp(\mathbf{B}(x)\hat{\alpha}) \quad (2.2.3)$$

Dans les sous-sections suivantes, nous exposons les relations d'équivalence entre la force de mortalité $\mu(x)$, la fonction de survie $S(x)$ et la fonction de densité $f(x)$ (Klein et Moeschberger, 1997, Chap. 2).

2.2.4. Fonctions de survie et de densité

À partir de la force de mortalité lissée ($\hat{\mu}_i$) obtenue suite à l'application du modèle de régression de Poisson décrit précédemment (voir l'équation 2.2.3), nous estimons la fonction de survie lissée $\hat{S}_k^s(x)$ pour un sexe s et un niveau de scolarité k comme ceci :

$$\hat{S}_k^s(x) = \exp\left(-\int_0^x \hat{\mu}(t) dt\right). \quad (2.2.4)$$

Ensuite, nous utilisons une méthode numérique simple pour résoudre cette intégrale. Vu que nous avons utilisé un modèle non paramétrique, il n'est pas possible de la résoudre utilisant des techniques d'intégration algébrique usuelles.

Finalement, la fonction de densité lissée \hat{f}_k^s décrivant la répartition des âges au décès pour un sexe s et un niveau de scolarité k donnés correspond à :

$$\hat{f}_k^s(x) = \hat{\mu}(x)\hat{S}_k^s(x). \quad (2.2.5)$$

2.2.4.1. L'âge modal au décès et la dispersion des durées de vie au-delà de cet âge

À partir de la fonction de densité lissée donnée par l'équation (2.2.5) décrivant la répartition des décès selon l'âge, nous en tirons l'âge modal au décès par sexe s et niveau de scolarité k comme suit :

$$\widehat{M}_k^s = \max \hat{f}_k^s(x). \quad (2.2.6)$$

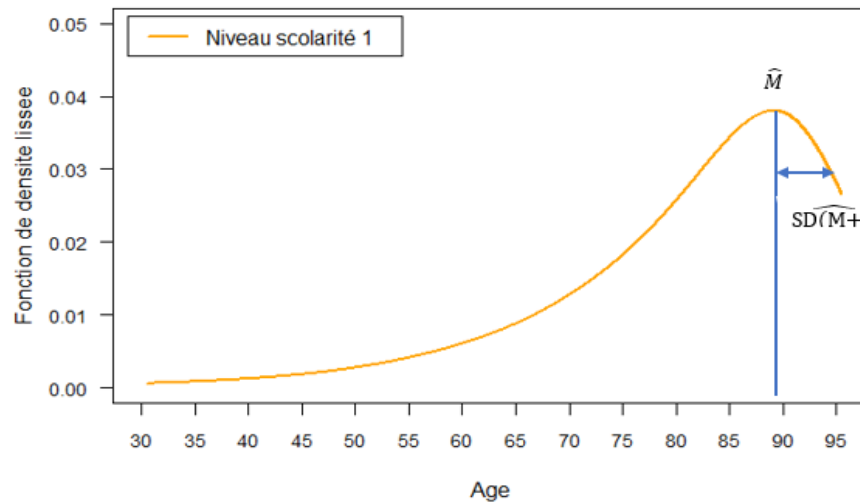
Nous pouvons ensuite estimer l'écart type des âges au décès au-delà du mode, à l'aide de l'équation suivante :

$$SD(\widehat{M}_k^s+) = \sqrt{\frac{\int_{\widehat{M}_k^s}^y (x - \widehat{M}_k^s)^2 \hat{f}_k^s(x) dx + \left(\frac{1}{\hat{\mu}_k^s(y)} - \widehat{M}_k^s\right)^2 \hat{S}_k^s(y)}{\int_{\widehat{M}_k^s}^y \hat{f}_k^s(x) dx + \hat{S}_k^s(y)}}, \quad (2.2.7)$$

où y vaut 90 et 95 pour les hommes et les femmes respectivement. Nous avons dû modifier cet indicateur, étant donné la censure à droite dans la distribution des décès. En effet, pour tenir compte des décès survenus après l'âge de 90 ans pour les hommes et 95 ans pour les femmes, nous avons estimé l'espérance de vie à ces âges par l'inverse du taux de mortalité lissé, comme l'indique l'équation (2.2.7).

À titre d'exemple, la figure 2.6 illustre la distribution lissée des décès selon l'âge pour les femmes qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires (niveau de scolarité 1). On y retrouve l'âge modal au décès estimé \widehat{M}_1^2 , et l'écart type relatif à l'âge modal au décès des durées de vie situées au-delà du mode estimé $SD(\widehat{M}_1^2+)$.

FIGURE 2.6. Illustration de l'âge modal au décès (M) et de l'écart type, relatif à M , des durées de vie situées au-delà de M ($SD(M+)$), niveau de scolarité 1, Femmes, Canada



En conclusion, les indicateurs M et $SD(M+)$ permettent d'abord de résumer la tendance centrale et la dispersion de la distribution des décès des divers sous-groupes de la population étudiés, pour ensuite constater les différences en matière de mortalité aux grands âges et ainsi atteindre nos principaux objectifs de recherche.

2.2.5. Méthode Bootstrap pour la construction des intervalles de confiance

Dans cette sous-section, nous présentons une méthode bootstrap nommée *residual bootstrap method* en anglais (Koissi et al., 2006). Elle a d'abord été développée pour construire des intervalles de confiance pour l'espérance de vie projetée à partir de la méthode Lee-Carter, et ensuite adaptée à l'approche par P-splines utilisée dans le présent mémoire (Ouellette et al., 2013).

D'une part, cette méthode permet d'estimer la variance pour chaque âge modal au décès estimé \widehat{M}_k^S , et chaque écart type au-delà du mode estimé $SD(\widehat{M}_k^S +)$, pour lesquels les lois de distributions théoriques sont inconnues, comme c'est notre cas. D'autre part, c'est grâce aux intervalles de confiance que nous pouvons déterminer l'existence des différences

significatives entre les \widehat{M}_k^S et entre les $SD(\widehat{M}_k^S +)$ obtenus pour chaque niveau de scolarité. Selon cette méthode, on définit les résidus du modèle Poisson, notés r , comme suit (McCullagh et Nelder, 1989, Sect. 2.4) :

$$r = \text{sing}(\mathbf{D} - \widehat{\mathbf{D}}) * \sqrt{2 \left[\mathbf{D} \ln \left(\frac{\mathbf{D}}{\widehat{\mathbf{D}}} \right) - \mathbf{D} + \widehat{\mathbf{D}} \right]}, \quad (2.2.8)$$

où r_x, D_x, \widehat{D}_x sont respectivement les éléments des vecteurs $r, \mathbf{D}, \widehat{\mathbf{D}}$ pour tout $x \in [30, 90)$ chez les hommes et $x \in [30, 95)$ chez les femmes. Il est important de préciser qu'à l'aide de la force de mortalité lissée de l'équation (2.2.3), nous pouvons obtenir la matrice de décès observés lissés $\widehat{D}_x = E_x * \hat{\mu}_x$. De cette façon, nous pouvons calculer le vecteur des résidus r . Nous avons ensuite généré 5 000 échantillons de résidus bootstrap, notés r_b^* , en faisant des tirages aléatoires avec remise des éléments originaux du vecteur r . Nous avons dû ensuite remplacer les résidus de déviance r par les résidus bootstrap r_b^* dans l'équation (2.2.8) et réorganiser cette équation pour la résoudre, c'est-à-dire :

$$\widehat{\mathbf{D}} - \mathbf{D} \ln(\widehat{\mathbf{D}}) + [r_b^*]^2 + \mathbf{D} - \mathbf{D} \ln(\mathbf{D}) = 0. \quad (2.2.9)$$

Nous obtenons à partir de l'équation (2.2.9) la nouvelle matrice de décès bootstrap \widehat{D}_x^* , qui se rapporte aux effectifs de population soumise au risque E_x . On répète le lissage par P-splines, dont on obtient une nouvelle fonction de densité lissée de laquelle on estime l'âge modal au décès $\widehat{M}_{k(b)}^S$ et l'écart type au-delà de cet âge $SD(M_k^S +)_{(b)}$. La procédure décrite ci-dessus a été réexécutée 5 000 fois. Nous avons pu, à partir de ces distributions de 5 000 valeurs bootstrap pour l'âge modal au décès et l'écart type au-delà de ces âges, construire des intervalles de confiance de type bootstrap à 95% autour de chaque valeur estimée \widehat{M}_k^S et $SD(M_k^S +)$, en retenant respectivement les percentiles 0,975 et 0,025 comme bornes supérieure et inférieure.

Chapitre 3. Présentation et interprétation des résultats

Ce chapitre a pour but de présenter les principaux résultats de nos analyses. Dans la première section, nous montrons comment nous avons procédé à la validation de notre méthodologie pour le calcul des effectifs de la population soumise au risque de décéder. Cette étape est également importante afin d'évaluer si la cohorte (CSERCan) représente bien la population canadienne, quant à la distribution des décès par âge et à l'évolution des taux de mortalité par âge, pour chaque sexe. Pour ce faire, nous avons créé une cohorte fictive entre le 1er janvier 1991 et le 31 décembre 2010, appelée la cohorte BDLC, avec une configuration de population qui ressemble à celle de la cohorte CSERCan de 1991 à partir des données de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC) (voir les sections 2.1.2 et 2.2.1.2 pour plus de détails).

La seconde section est consacrée à l'analyse des inégalités de mortalité pour les différents niveaux de scolarité et le sexe. En premier lieu, on examine les répartitions des décès par âge et on compare l'âge auquel on observe le plus grand nombre de décès (âge modal au décès), \widehat{M}_k^s . Ensuite, nous mesurons le degré d'hétérogénéité des durées de vie, à partir des écarts type au-delà de cet âge modal au décès, $SD(\widehat{M}_k^s+)$. Finalement, afin de quantifier l'incertitude relative à nos estimations, nous calculons des intervalles de confiance bootstrap à 95% pour toutes les valeurs estimées.

Dans une troisième section, nous analysons les inégalités de mortalité des Canadiens et des Américains, en comparant l'âge le plus commun au décès \widehat{M}_k^s des individus de chaque niveau de scolarité, ainsi que les écarts type au-delà de cet âge modal au décès $SD(\widehat{M}_k^s+)$.

3.1. Comparaison de la cohorte CSERCan et de la cohorte BDLC

Pour s'assurer de la pertinence de nos résultats, il est nécessaire de valider la cohérence entre la répartition des décès obtenue à partir de la cohorte CSERCan et celle obtenue à partir de la cohorte BDLC. Comme nous l'avons déjà mentionné, nous avons construit une cohorte ayant sensiblement la même structure que la cohorte CSERCan de 1991 à partir des données de la BDLC (voir la figure 2.4).

3.1.1 Proportions des décès selon l'âge

Nous avons d'abord calculé la proportion des décès observés selon l'âge par sexe (voir les figures 3.1.1 et 3.1.2), de sorte que nous pouvons constater que la proportion de décès de la cohorte CSERCan présente une allure similaire à celle de la cohorte BDLC pour chaque sexe. On note que la proportion de décès (observés) dans la cohorte CSERCan est supérieure entre 40 et 65 ans chez les femmes et inférieure chez les hommes, mais il est fort probable que ces différences disparaissent une fois que la population exposée au risque de décéder sera considérée par le calcul des taux de mortalité par âge.

FIGURE 3.1.1. Proportion de décès selon l'âge pour les femmes au Canada : Comparaison des cohortes CSERCan et BDLC

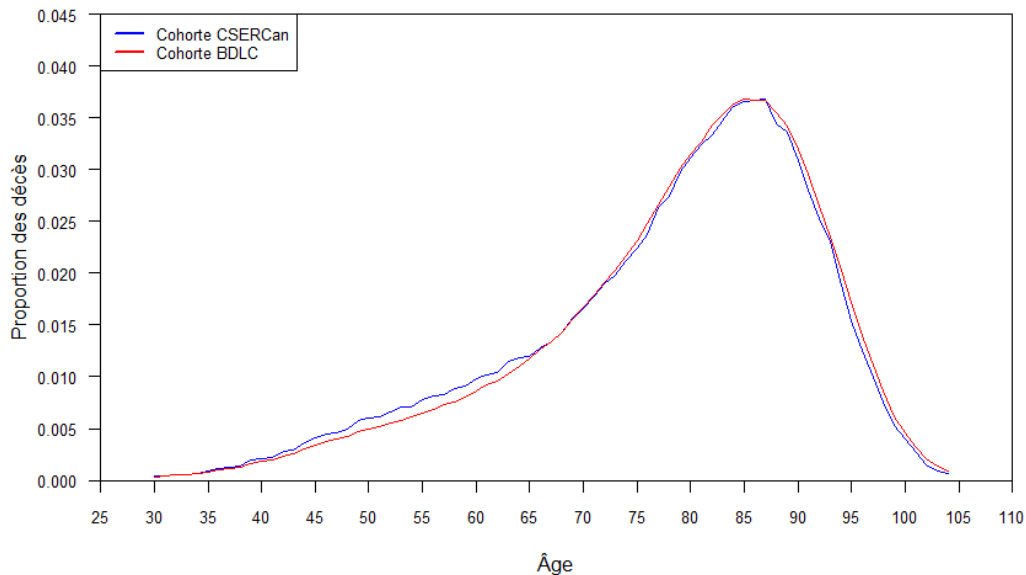
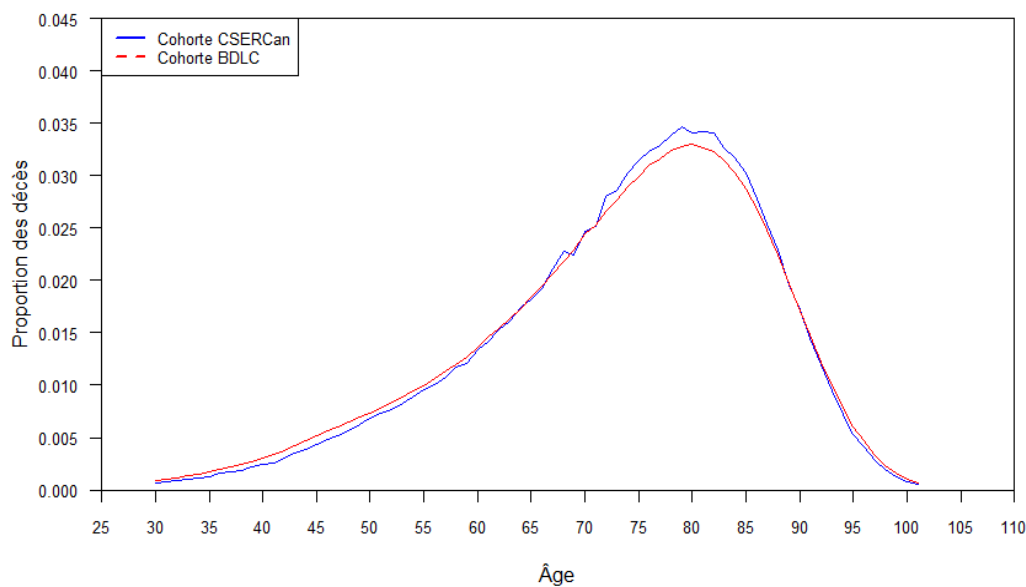


FIGURE 3.1.2. Proportion de décès selon l'âge pour les hommes au Canada : Comparaison des cohortes CSERCan et BDLC



3.1.2 Taux de mortalité selon l'âge

Bien que la distribution des décès par âge (décrite par la fonction de densité), la fonction de survie (c'est à dire le complément à l'unité de la fonction de répartition) et la force de mortalité (c'est-à-dire la « hazard function ») décrivent toutes le même phénomène, c'est la force de mortalité qui est le plus souvent utilisée pour décrire l'évolution de la mortalité. La raison principale est que le taux permet plus facilement de capturer le changement du risque de décès selon l'âge, en raison de son lien avec les survivants à cet âge particulier (Camarda, 2008). C'est pour cette raison que nous avons calculé les taux de mortalité par âge pour comparer les deux cohortes CSERCan et BDLC.

Ainsi, sur les figures 3.1.3 et 3.1.4, on peut voir que dans l'ensemble les deux courbes sont très proches. Toutefois, on discerne bien qu'aux âges plus avancés, la courbe de la force de mortalité de la cohorte BDLC est plus élevée que celle de la cohorte CSERCan, en particulier chez les femmes. Cette constatation nous a amené à censurer (à droite) les distributions à 95 ans chez les femmes et 90 ans chez les hommes. Après ces âges, la force de mortalité de la cohorte CSERCan n'est plus représentative de la population canadienne. La chute de la mortalité pour la cohorte CSERCan pourrait être expliquée par le fait que les

personnes qui forment cette cohorte sont plus robustes que celles de la population canadienne, en particulier chez les personnes âgées à cause de l'absence des personnes en institutions (dont la plupart ont une mauvaise santé), ainsi que des personnes qui n'avaient pas fait une déclaration de revenus en 1990 ou en 1991 (y compris les personnes inactives ou chômeurs, et d'autres personnes à revenu très faible). En somme, la cohorte excluait tous les groupes où l'on s'attend à ce que la mortalité soit plus élevée (Wilkins et al., 2008). Par conséquent, cette chute ne veut pas dire que le risque de décéder diminue au fur et à mesure que l'âge augmente, mais qu'une personne âgée qui appartient à la cohorte CSERCan a un risque de décéder moins élevé qu'une personne de la population canadienne en général. En résumé, il existe un biais de sélection dans la cohorte CSERCan, concernant les femmes de 95 ans et plus et pour les hommes de 90 ans et plus. Ce biais nous empêche d'obtenir une distribution des décès par âge complète, mais il n'empêche pas d'atteindre nos objectifs étant donné que l'âge modal au décès est situé avant ces très grands âges.

FIGURE 3.1.3. Comparaison des taux de mortalité selon l'âge pour les femmes au Canada : des cohortes CSERCan et BDLC

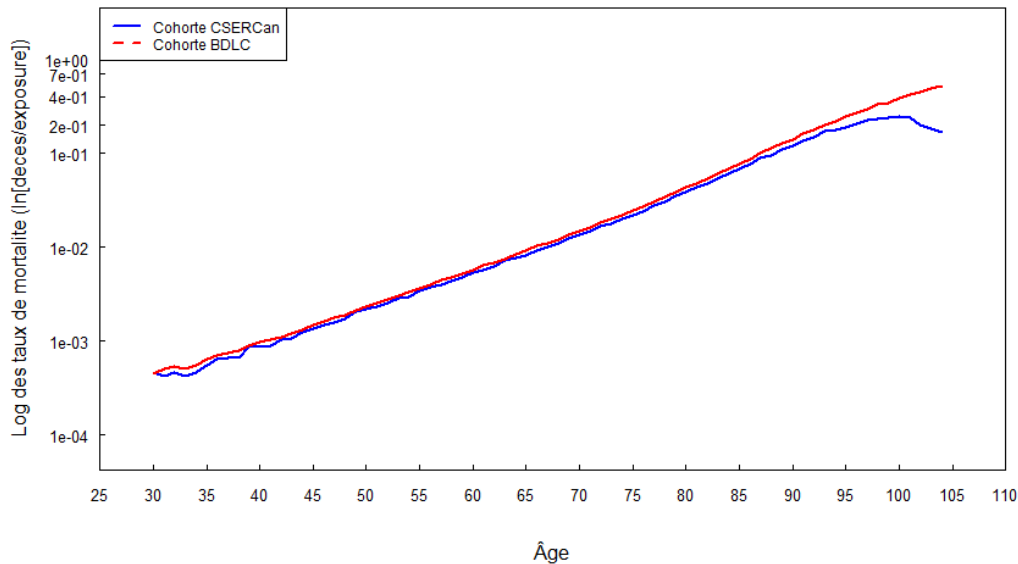
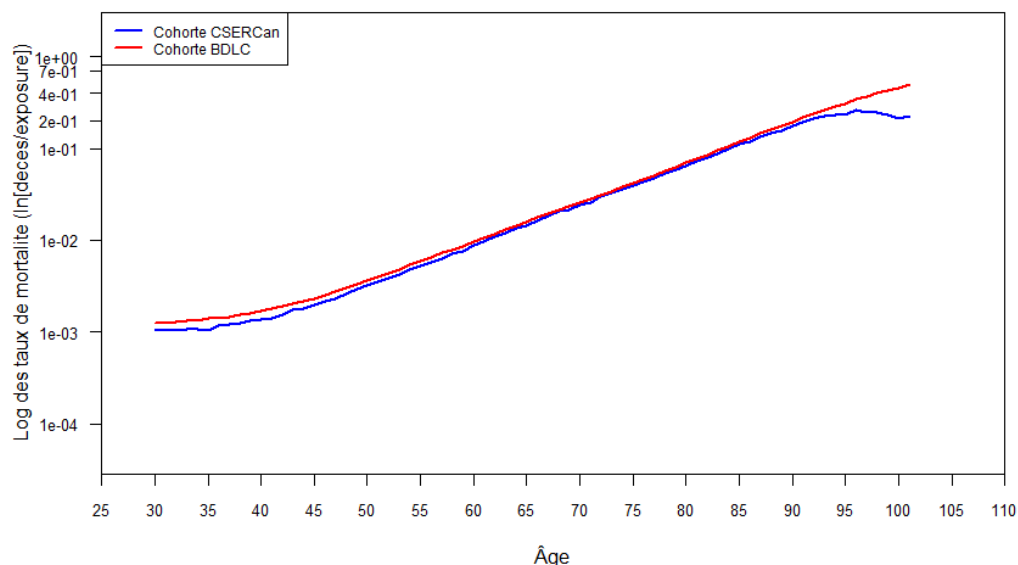


FIGURE 3.1.4. Comparaison des taux de mortalité selon l'âge pour les hommes au Canada : des cohortes CSERCan et BDLC



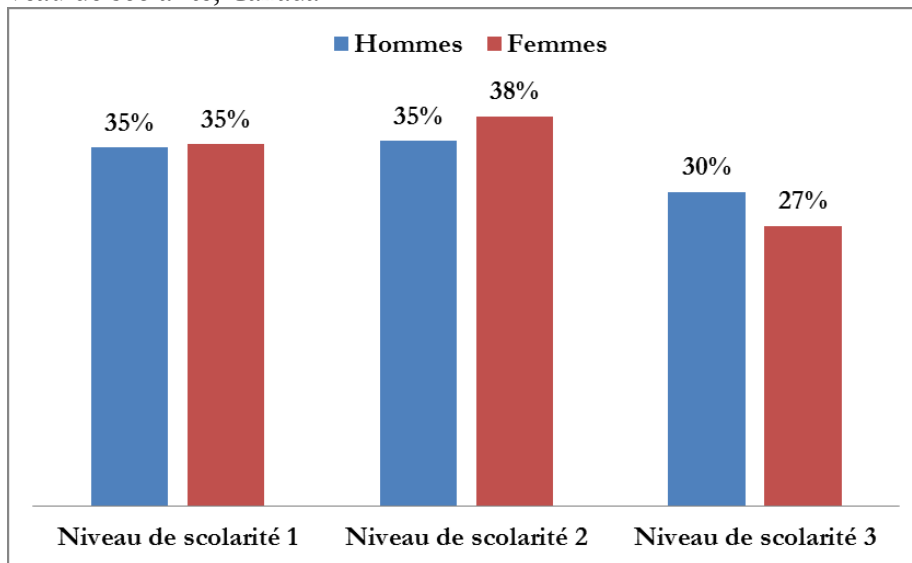
3.2. Différences d'âge modal au décès selon le niveau de scolarité

Dans cette section, nous voulons savoir si effectivement le gradient de mortalité selon le niveau de scolarité persiste aux grands âges au Canada. On veut donc savoir si les individus qui ont des durées de vie modales plus courtes sont ceux qui appartiennent à un groupe socio-économique inférieur mesuré en années de scolarité. De plus, on se demande s'ils font face à une plus grande variabilité dans la répartition des décès par âge.

Les décès selon le niveau de scolarité sont obtenus à partir du jumelage des données du recensement de 1991 et celles de l'état civil (BCDM). Le plus haut niveau de scolarité atteint au moment de la création de la cohorte CSERCan de 1991 a été ventilé en quatre catégories : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), certificat ou diplôme d'études postsecondaires (d'un niveau inférieur au baccalauréat) et grade universitaire. La proportion de membres de la cohorte chez les hommes et chez les femmes, selon le niveau de scolarité, étaient respectivement, de 35 % et de 35 % pour ceux n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires, de 35 % et de 38 % pour les titulaires d'un diplôme d'études secondaires, de 18 % et de 12 % pour les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires, et de 12 % et de 15 % pour les titulaires d'un grade

universitaire. Cependant, nous avons décidé de réunir les personnes qui ont un diplôme d'études postsecondaires et celles qui ont un grade universitaire (voir figure 3.2.1), de telle sorte que la distribution dans les trois niveaux de scolarité soit plus équitable et que nous pourrions comparer notre étude à celle de chercheurs américains (Brown et al., 2012). Finalement, selon la nouvelle catégorisation, dans le niveau de scolarité 1 (N1), les taux bruts de mortalité de la cohorte de sexe masculin et de sexe féminin, sont respectivement de 38% et de 32%, pour les niveaux de scolarité 2 (N2) de 20% et de 13%, et pour le niveau de scolarité 3 (N3), c.à.d. les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires ou plus, de 12% et de 11%.

FIGURE 3.2.1. Répartition (en %) des membres de la cohorte CSERCan par sexe et niveau de scolarité, Canada



Les distributions des décès selon l'âge (figures 3.2.2 et 3.2.6), décrites par les fonctions de densité lissées \widehat{f}_k^S , illustrent clairement que le niveau de scolarité modifie l'emplacement et l'étendue des courbes. On assiste à un déplacement de la courbe de répartition des décès selon l'âge vers la droite au fur et à mesure que le niveau de scolarité augmente. Autrement dit, ces courbes montrent bien le désavantage des moins éduqués (niveau de scolarité 1) par rapport aux autres groupes de la population au Canada.

3.2.1 Résultats pour les femmes

Pour les femmes de la cohorte CSERCan, avoir un niveau de scolarité plus élevé est associé à un changement positif dans la répartition des durées de vie (figure 3.2.2). En effet, les femmes moins éduquées sont plus susceptibles de décéder avant l'âge modal au décès; c'est pour cette raison qu'il y a moins de survivants à l'âge modal et que les courbes de survie deviennent plus rectangulaires à des niveaux plus élevés de l'éducation (figure. 3.2.3).

FIGURE 3.2.2. Fonction de densité estimée selon le niveau de scolarité pour les femmes de la cohorte CSERCan, Canada

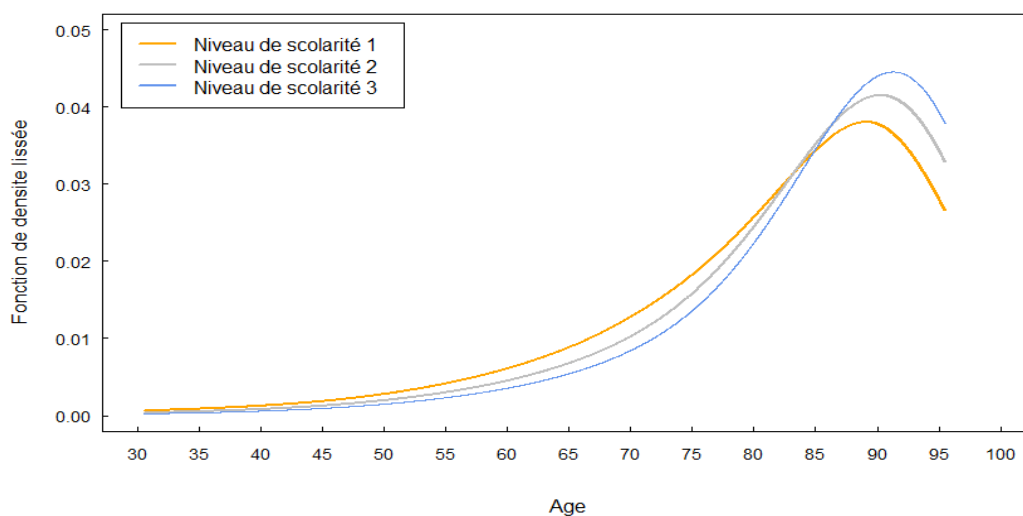
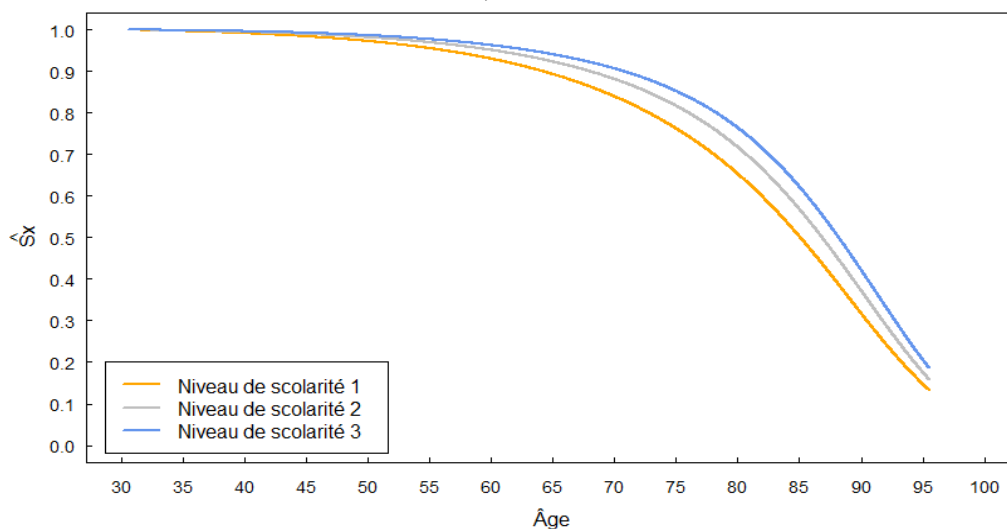
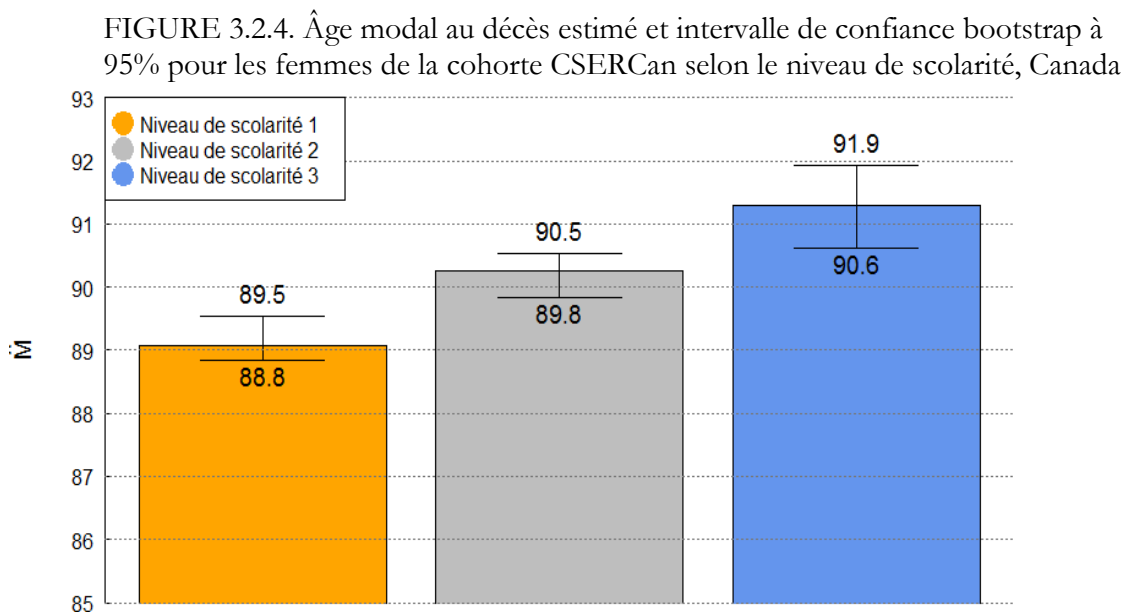


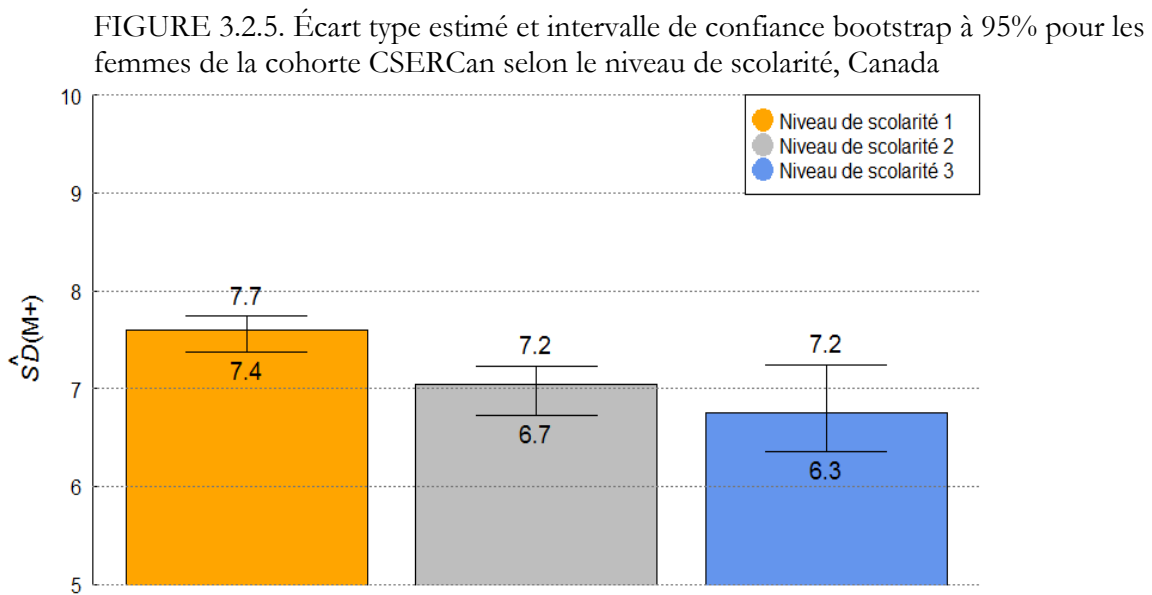
FIGURE 3.2.3. Fonction de survie estimée selon le niveau de scolarité pour les femmes de la cohorte CSERCan, Canada



Ainsi l'âge modal, c'est-à-dire l'âge auquel on observe le plus grand nombre de décès, augmente et la variabilité autour du mode diminue avec l'accroissement du niveau de scolarité. L'augmentation substantielle du mode avec le niveau de scolarité suggère fortement la présence d'un gradient : le mode atteint 89,08 ans chez les femmes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires, 90,25 pour celles qui ont un diplôme d'études secondaires et 91,29 ans pour les titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires ou plus (figure 3.2.4). L'âge modal pour les femmes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires ($\widehat{M}_1^2 = 89,08, IC\ 88,8 - 89,5$) est de 1,17 an inférieur à celui des femmes qui ont un diplôme d'études secondaires. La différence entre les niveaux de scolarité 2 et 3 est moins marquée, soit 1,04 an. Cependant, l'intervalle de confiance autour de l'âge modal au décès estimé pour chaque niveau de scolarité (seuil à 5%) (figure 3.2.4) permet de s'assurer que ces différences d'âge modal sont toutes significatives. En d'autres mots, il y a effectivement un gradient dans la durée de vie la plus commune par niveau de scolarité chez les femmes canadiennes, traduisant l'existence d'inégalités sociales, même aux grands âges. Selon les résultats présentés dans le chapitre 1, concernant la comparaison entre les quatre pays, nous constatons qu'un gain d'un an pour l'âge modal est significatif puisqu'il est atteint dans un intervalle d'environ cinq années de calendrier au Canada.



Ensuite, nous utilisons une mesure pour décrire le degré d'hétérogénéité des durées de vie aux âges avancés, soit l'écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès, noté $SD(M+)$. Cet indicateur permet naturellement d'effectuer des comparaisons dans le temps et dans l'espace, mais aussi entre divers sous-groupes de population. Une valeur plus élevée de l'indicateur représente des différences plus marquées dans les durées de vie aux grands âges, c'est-à-dire qu'il existe une plus grande variabilité dans la répartition des âges au décès parmi les individus du sous-groupe en question. Lorsque la valeur de $SD(M+)$ est peu élevée comparé à celle d'un second sous-groupe, ceci suggère qu'une forme de compression de la mortalité se manifeste aux grands âges, impliquant que plus de gens décèdent autour de la durée de vie la plus commune dans le second sous-groupe (Lecours, 2011).



Source : Tableau 1 en Annexe

À partir de la figure 3.2.5, on remarque que $SD(M+)$ est plus élevé au sein des moins éduqués, suggérant une plus grande hétérogénéité dans ce sous-groupe de la population. Ensuite, le niveau de compression de la mortalité au-delà de l'âge modal au décès estimé (M) est significativement différent au plan statistique (seuil à 5%) seulement entre les personnes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires (niveau de scolarité 1) et les personnes qui ont obtenu plus qu'un diplôme d'études secondaires (niveaux de scolarité 2 et 3).

3.2.2 Résultats pour les hommes

Pour les hommes de la cohorte CSERCan, nous obtenons en général des résultats similaires à ceux des femmes. Cependant, la figure 3.2.6 (comparée à la figure 3.2.2) suggère d'emblée que le gradient éducatif en matière de durée de vie modale et dans la compression de la mortalité sont plus importants pour les hommes que pour les femmes.

FIGURE 3.2.6. Fonction de densité estimée selon le niveau de scolarité, pour les hommes de la cohorte CSERCan, Canada

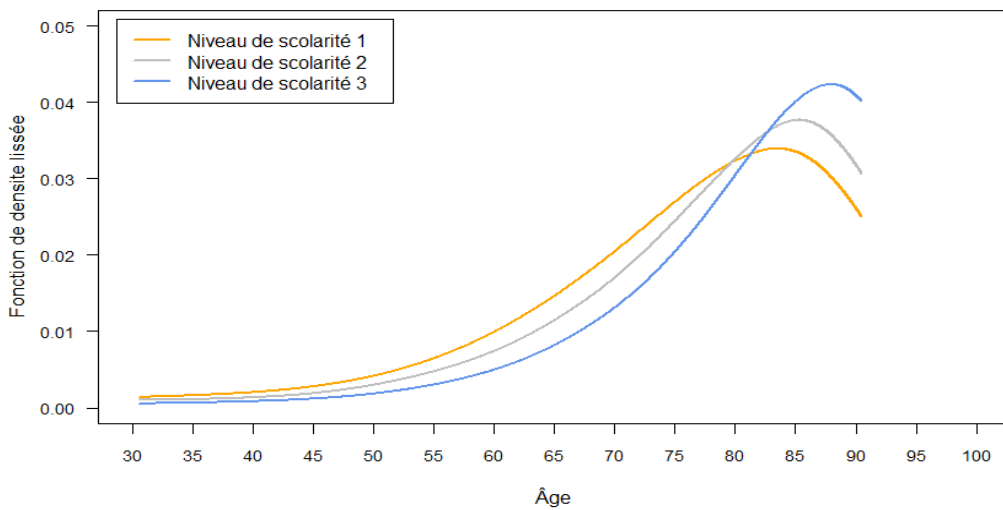
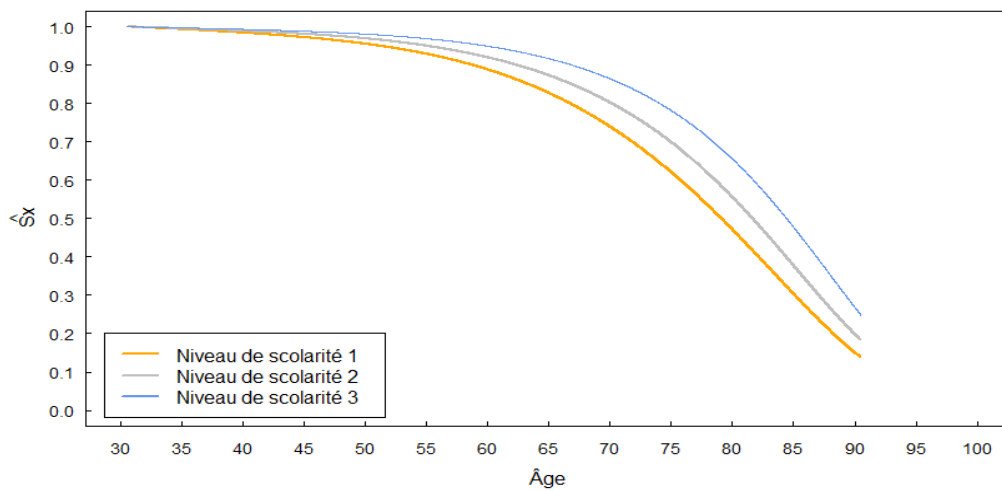


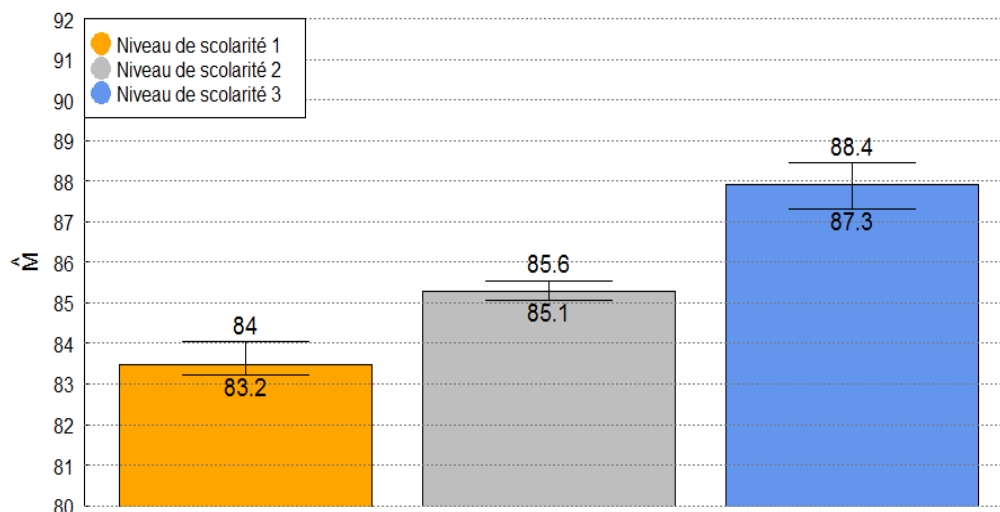
FIGURE 3.2.7. Fonction de survie estimée selon le niveau de scolarité, pour les hommes de la cohorte CSERCan, Canada



La figure 3.2.7 montre par ailleurs que les courbes de survie pour les hommes sont moins rectangulaires dans tous les niveaux de scolarité par rapport à celles des femmes (voir figure 3.2.3).

La figure 3.2.8 confirme l'avantage de longévité des hommes plus instruits par rapport aux autres groupes. Ainsi l'âge modal pour les hommes n'ayant pas obtenu de diplôme d'études secondaires ($\widehat{M}_1^2 = 83.48, IC 83.2 - 84$) est de 1,8 an inférieur à celui des hommes qui ont un diplôme d'études secondaires. La différence entre les niveaux de scolarité 2 et 3 est plus marquée, soit 2,65 ans. En outre, l'écart entre l'âge modal au niveau de scolarité 1 (83,48) et au niveau de scolarité 3 (87,92) atteint 4,44 ans, soit le double de celui chez les femmes. En conséquence, l'âge le plus commun au décès varie donc selon le sexe au Canada; il est systématiquement plus élevé chez les femmes et les écarts parmi les niveaux de scolarité sont plus grands chez les hommes.

FIGURE 3.2.8. Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les hommes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada

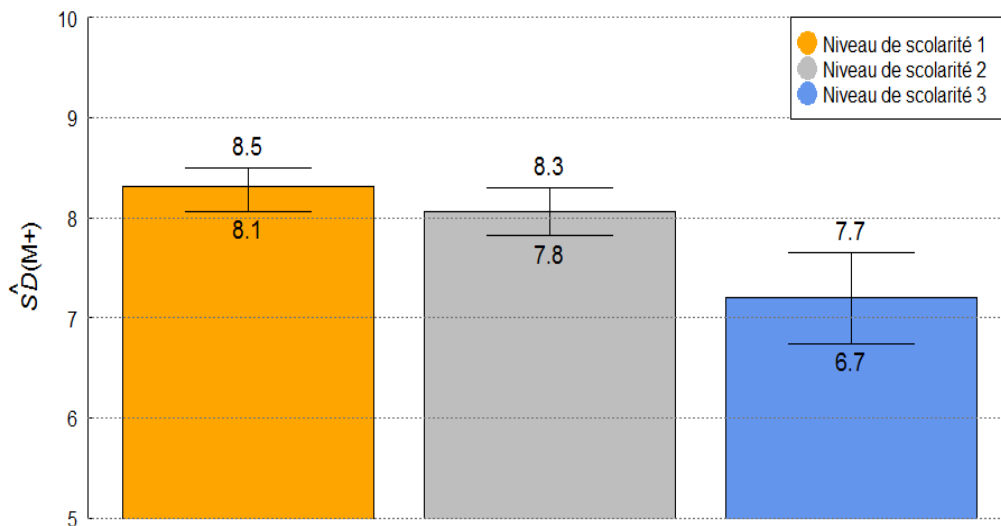


Source : Tableau 2 en Annexe

En premier lieu, de la même façon que chez les femmes, l'estimation de $SD(M^+)$ des hommes est plus élevée au sein des moins éduqués (figure 3.2.9). Par ailleurs, les hommes se distinguent des femmes, dans la mesure où les décès sont systématiquement plus dispersés pour un niveau de scolarité donné chez les hommes que chez femmes. Une grande proportion

d'hommes meurent dans chaque groupe de scolarité avant l'âge le plus commun au décès, ce qui fait que l'âge auquel la distribution des décès atteint son maximum montre moins de survivants. En deuxième lieu, les différences en matière de dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès estimé sont statistiquement significatives seulement entre les niveaux de scolarité 1 et 3 et les niveaux de scolarité 2 et 3 pour les hommes (figure 3.2.9).

FIGURE 3.2.9. Écart type estimé et intervalle de confiance bootstrap à 95% pour les hommes de la cohorte CSERCan selon le niveau de scolarité, Canada



Source : Tableau 2 en Annexe

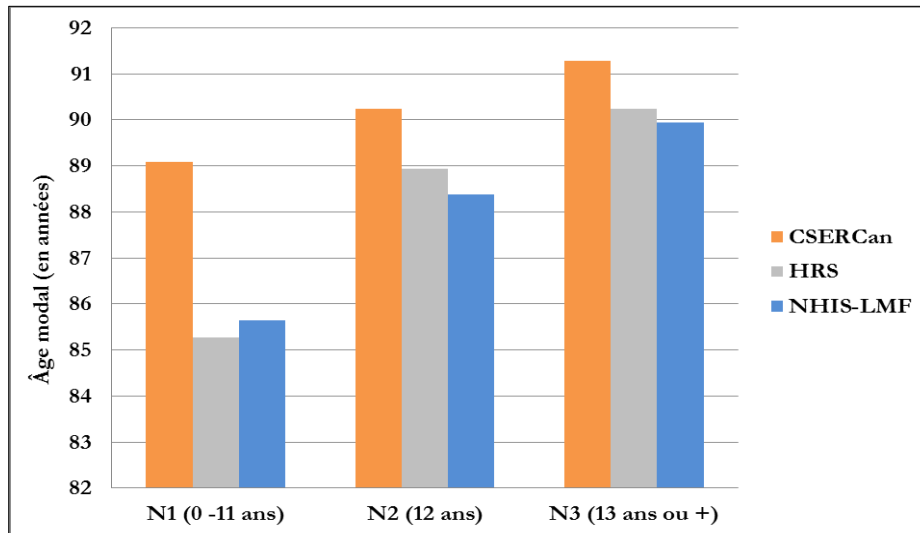
En somme, les niveaux de scolarité plus élevés sont associés à un âge modal au décès plus élevé, à une moins grande variabilité des décès autour du mode et à une courbe de survie plus rectangulaire. Ces différences dans la répartition des décès chez les hommes sont particulièrement prononcées. Les résultats sont conformes à nos hypothèses où l'éducation est associée à une plus grande longévité et à une compression de la mortalité plus prononcée pour les femmes que pour les hommes. Aussi, nous avons vérifié que le gradient de mortalité persiste aux grands âges.

3.3 Comparaison entre les États-Unis et le Canada

Finalement, pour comparer la situation canadienne à celle des États-Unis en matière d'inégalités de survie selon le niveau d'éducation, nous avons pu constater une certaine cohérence entre nos résultats et ceux de l'article de Brown et al. (2012). Dans ce dernier article, les auteurs ont utilisé deux bases de données : la première base de données est le *Health and Retirement Study* (HRS) pour les années 1992 à 2006 jumelé au *National Death Index* (NDI). Le HRS est une enquête longitudinale des ménages aux États-Unis, représentative de la population civile âgée de 51 ans et plus, non institutionnalisée. Le deuxième ensemble de données correspond à la *National Health Interview Survey Linked Mortality Files* (NHIS-LMF), qui jumelle l'enquête NHIS de 1986 à 2000 au NDI de 1986 à 2002. Le NHIS est une enquête transversale auprès des ménages, représentative de la population civile âgée de 18 ans et plus, excluant la population en institution. Donc, si on compare la nature de ces jeux de données américaines avec celle de notre base de données, elles se ressemblent dans la mesure où elles excluent les personnes qui résident en institution et que hormis cela, elles sont représentatives de l'ensemble de la population.

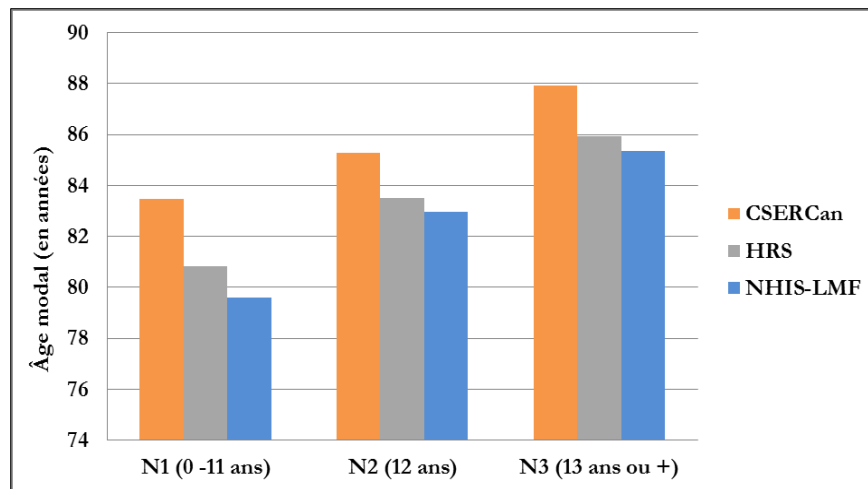
Comme nous pouvons le constater sur les figures 3.3.1 et 3.3.2, à niveau de scolarité comparable, l'âge modal aux États-Unis est systématiquement inférieur à celui des Canadiens. Ces écarts à l'avantage du Canada s'expliquent en partie par la période plus récente sur laquelle portent les données canadiennes. Par ailleurs, il est évident qu'on observe dans les deux pays un accroissement de l'âge modal au décès au fur et à mesure que le niveau de scolarité augmente.

FIGURE 3.3.1. Comparaison de l'âge modal pour les femmes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)



Source : Brown et al. (2012) pour les États-Unis

FIGURE 3.3.2. Comparaison de l'âge modal pour les hommes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)



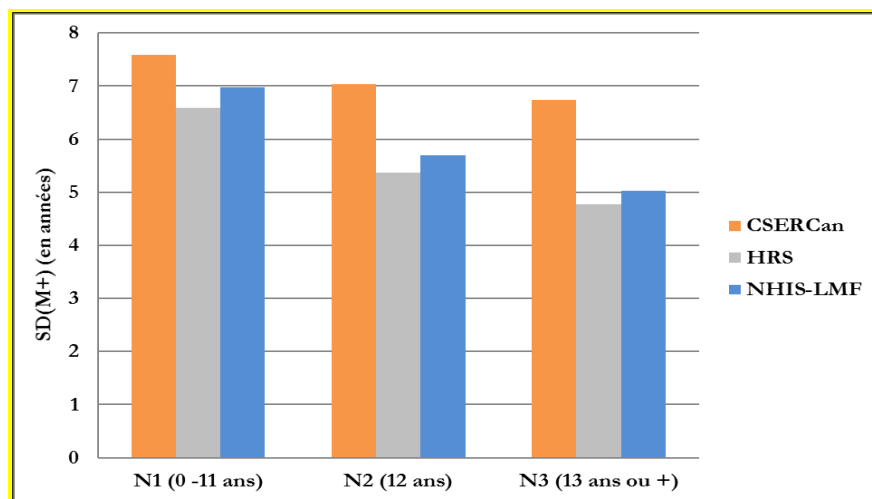
Source : Brown et al. (2012) pour les États-Unis

Aux États-Unis, c'est pour le niveau de scolarité 1, c'est-à-dire les personnes ayant moins de 12 ans de scolarité, qu'on remarque la plus grande différence pour les deux sexes, avec un écart de 3,8 ans selon la HRS et de 3,43 ans selon NHIS-LMF chez les femmes et de 2,64 selon la HRS et de 3,89 ans selon NHIS-LMF chez les hommes (figures 3.3.1 et 3.3.2). Aussi, on

observe des écarts nettement plus grands entre les niveaux de scolarité 1 et 3 aux États-Unis qu'au Canada : la différence de durée de vie modale entre le niveau de scolarité 1 et 3 au Canada est de 2,21 ans chez les femmes et 4,44 ans chez les hommes. Pour les Américaines, si on prend l'information de la HRS, l'écart est de 4,96 ans et 5,08 ans respectivement. En outre, nous observons que la différence entre l'âge modal entre les femmes les moins éduquées et les hommes les plus éduqués est de 1,16 an au Canada, presque le double que pour les Américaines.

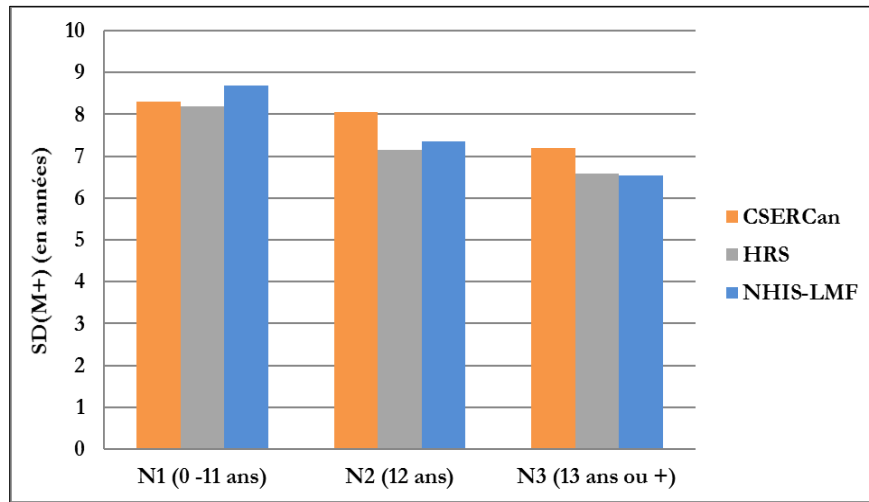
La dispersion des décès survenant au-delà de l'âge modal ($SD(M+)$) est un peu plus élevée au Canada; en d'autres mots, les sous-groupes définis par la scolarité au Canada sont plus hétérogènes qu'aux États-Unis (voir les figures 3.3.3 et 3.3.4). Toutefois, on observe dans les deux pays un gradient selon le niveau de scolarité : plus le niveau de scolarité est élevé, moins la dispersion des décès aux grands âges est prononcée.

FIGURE 3.3.3. Comparaison de l'écart type pour les femmes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)



Source : Brown et al. (2012) pour les États-Unis

FIGURE 3.3.4. Comparaison de l'écart type pour les hommes selon le niveau de scolarité, Canada (CSERCan, période 1991 à 2011) et États-Unis (HRS, période 1992 à 2006; NHIS-LMF, période 1989 à 1996)



Source : Brown et al. (2012) pour les États-Unis

Discussion et conclusion

Dans cette dernière partie du présent mémoire, nous visons à situer nos résultats dans le contexte plus général du Canada, en mettant l'accent sur nos questions de recherche, et sur les résultats obtenus quant aux inégalités de mortalité selon le niveau de scolarité.

Tout d'abord, nous voulions savoir si le niveau de scolarité a un effet sur les valeurs d'âge modal au décès (soit l'âge le plus fréquent au décès) et sur la dispersion des décès aux grands âges pour la mortalité générale (toutes causes de décès réunies). Tel que nous l'avions anticipé, nos résultats montrent une augmentation de la durée de vie la plus commune et une diminution de la variabilité des âges au décès autour de cette durée de vie modale au fur et à mesure que le niveau de scolarité augmente. Ajoutons qu'il y a des différences statistiquement significatives de la durée de vie la plus commune selon chacun des trois niveaux de scolarité étudiés (pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, et diplôme d'études postsecondaires ou plus). Autrement dit, nous avons constaté l'existence d'un gradient de mortalité et nous pouvons affirmer que les différences en matière de durée de vie modale sont en partie reliées au niveau de scolarité. Comme nous l'avons évoqué dans la revue des études, plusieurs facteurs expliquent cette relation. Par exemple, les personnes moins éduquées adoptent souvent des comportements plus risqués pour la santé, sont moins réceptives aux programmes de prévention des problèmes de santé et moins aptes à utiliser efficacement le système de soins de santé.

Un deuxième constat que l'on peut tirer de notre analyse est que l'augmentation de la durée de vie modale selon le niveau de scolarité s'accompagne d'une concentration des décès dans un intervalle d'âge progressivement plus court chez les adultes, soit un phénomène de compression de la mortalité. À la lumière de nos résultats, nous pouvons affirmer que pour un niveau de scolarité donné, les décès aux grands âges se concentrent systématiquement davantage autour de la durée de vie modale parmi les femmes que chez les hommes. On peut aussi remarquer ce phénomène dans la courbe de survie, qui est plus rectangulaire pour les femmes que pour les hommes pour tous les niveaux de scolarité étudiés. Ces résultats sont en cohérence avec ceux obtenus sur la base de données américaines et européennes, où les auteurs

ont trouvé que la mortalité était plus comprimée chez les femmes et les personnes hautement scolarisées que chez les hommes et ceux qui avaient des niveaux de scolarité moindres (Raalte et al., 2011; Brown et al., 2012; Sasson, 2016).

En troisième lieu, bien que nos résultats montrent clairement l'avantage des femmes en matière de survie aux grands âges, l'écart entre l'âge modal au décès des hommes et des femmes diminue lorsque le niveau de scolarité augmente. Pour les personnes qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires, l'âge modal est de 89,08 ans chez les femmes et de 83,48 ans chez les hommes, un écart de 5,6 ans. Pour les personnes qui ont un diplôme d'études secondaires, l'écart est d'environ 5 ans, et pour les personnes qui ont un diplôme d'études postsecondaires ou plus, l'écart est de 3,4 ans. Différents facteurs contribuent à cet avantage féminin de longévité au-delà de la composante génétique. En premier lieu, la conscientisation des filles, en partie due à leur fonction reproductrice, leur enseigne à faire plus attention à leur santé, de sorte que les femmes sont plus habituées à utiliser les services médicaux et à être plus attentives aux programmes de dépistages. En deuxième lieu, les facteurs de comportement comme le tabagisme, la consommation d'alcool et la prise de risques sur la route expliquent en partie la surmortalité des hommes par rapport aux femmes (Mustard et Etches, 2003 ; Tjepkema, 2012). Finalement, les facteurs environnementaux peuvent aussi intervenir, les femmes occupant des emplois souvent moins risqués du point de vue de la santé que les hommes.

En dernier lieu, la comparaison des résultats entre le Canada et les États-Unis montre un avantage évident du Canada par rapport aux États-Unis en termes de durée de vie modale. Il faut toutefois souligner quelques différences au plan des périodes d'observation et au plan méthodologique entre notre étude et celle de Brown et collègues (2012). En effet, la période d'observation au Canada s'étend sur 20 ans, soit de 1991 à 2011, et elle est somme toute plus récente que celles retenues pour les États-Unis (1992 à 2006 et 1989 à 1996 selon la base de données). En ce qui concerne la méthodologie, tout d'abord, aux États-Unis, les échantillons ont été limités aux répondants blancs, non hispaniques, âgés de 50 ans et plus; ces restrictions ont été imposées pour améliorer la qualité des données et réduire l'hétérogénéité de la population. Nous n'avons pas fait ce type d'exclusions pour les données canadiennes, mais cela ne changerait pas significativement les résultats. Ce qu'il faut surtout mentionner, c'est

que les méthodes d'estimation de l'âge modal au décès et de l'écart type au-delà de cet âge modal ne sont pas les mêmes pour les études canadienne et américaine. D'un côté, Brown et al. (2012) ont utilisé les estimations des paramètres des modèles de régression de type Gompertz pour calculer la probabilité de décéder par âge, pour chaque niveau de scolarité et chaque sexe. Puis une approche de microsimulation a été utilisée pour construire les tables de mortalité par sexe et par niveau de scolarité. Enfin, l'âge modal a été calculé à partir de l'approche proposée par Kannisto (2001) et l'écart type a été calculé en supposant que les décès sont répartis uniformément dans un intervalle d'âge donné. La méthode de Kannisto (2001) mène à des estimations nettement plus fluctuantes de ces deux indicateurs que la méthode utilisée dans ce mémoire, et elle tend à sous-estimer l'âge modal au décès (Ouellette et Bourbeau, 2011). Au-delà de ces considérations méthodologiques favorables au Canada, il reste probablement un véritable avantage de survie aux grands âges des Canadiens, comme plusieurs travaux l'ont déjà montré (pour une compilation récente des études à ce sujet, voir par exemple Barbieri et Ouellette, 2012). Les écarts de durée de vie entre les États-Unis et le Canada peuvent s'expliquer en partie par les coûts élevés d'accès à l'éducation supérieure aux États-Unis, ce qui rend les inégalités de plus prononcées par rapport au Canada, où il y a des mécanismes pour financer les études, des programmes de soutien du revenu en cas de perte d'emploi, de grossesses, etc. Aussi, sur le plan des habitudes de vie, les Américains ont des taux plus élevés de tabagisme notamment, qui est un facteur de risque fortement lié aux causes de décès les plus fréquentes, dont les maladies cardiovasculaires et le cancer du poumon.

Les recherches antérieures faites sur la mortalité au Canada ne permettaient pas d'analyser la mortalité par niveau socioéconomique de la façon que nous l'avons fait dans ce mémoire. Avec une source de données aussi complète et d'une aussi grande qualité que la Cohorte santé et environnement du recensement canadien (CSERCan) de 1991, la présente étude sur la mortalité adulte au Canada présente des résultats inédits et permet de donner avec précision une estimation de l'âge modal au décès, combiné à une mesure de dispersion au-delà de cet âge par niveau de scolarité. En effet, l'utilisation de cet indicateur plutôt que l'espérance de vie à la naissance apporte les éléments nécessaires à la compréhension des disparités dans la mortalité aux âges avancés, puisqu'il permet d'isoler les changements dans la mortalité des personnes âgées.

Bien que ces résultats aident à comprendre les inégalités de mortalité selon le niveau de scolarité, il convient de mentionner les limites de notre étude. Premièrement, à partir de l'âge de 95 ans chez les femmes et 90 ans chez les hommes, nos taux de mortalité (m_x) sont toujours inférieurs aux taux observés dans la cohorte BDLC, fait que nous avons déjà évoqué dans la description de la source de données, et qui est le résultat de l'exclusion des personnes en institution dans la cohorte CSERCan. Si nous avions eu l'information concernant la population institutionnalisée, nous aurions pu connaître la distribution complète des décès plutôt que d'avoir à censurer les distributions (à 95 ans et à 90 ans chez les femmes et les hommes respectivement). Ainsi, nous aurions pu obtenir de meilleures estimations des écarts-types, $SD(M+)$, en évitant d'estimer l'espérance de vie aux âges censurés comme nous avons été contraints de faire. Cela illustre l'importance de faire plus d'efforts pour inclure et mieux connaître cette population en institution, qui est en forte croissance depuis plusieurs décennies déjà, notamment à l'aide de recensements ou d'enquêtes.

En guise de seconde limite de notre recherche, il convient de souligner que nos résultats appartiennent à une combinaison de plusieurs générations dont les comportements en matière de scolarité ont été différents, les plus anciennes étant moins scolarisées que les plus récentes, ce qui est susceptible d'influencer leur expérience de mortalité. Dans nos analyses, nous traitons cependant l'ensemble de ces personnes comme appartenant à une cohorte fictive, qui aurait été exposée tout au long de sa vie aux conditions de mortalité de la période 1991-2011, sans tenir compte des disparités de scolarité implicites mentionnées plus haut.

En troisième lieu, dans notre base de données, les caractéristiques socio-économiques ne sont connues qu'en 1991, mais il est possible que certaines caractéristiques, incluant le niveau de scolarité qui nous intéresse ici, changent au fil du temps. Par exemple, si une personne acquiert des années de scolarité additionnelles entre 1991 et 2011, elle peut passer à un niveau de scolarité plus élevé sans que nous puissions en tenir compte. Par conséquent, nos estimations des âges modaux présentées au chapitre précédent pourraient être plus élevées qu'elles le sont en réalité. En effet, la valeur de l'âge modal au décès estimée pour le niveau de scolarité 1 serait plus faible comparée à celle que nous avons obtenue, dans le cas où des personnes appartenant réellement à un niveau de scolarité supérieur étaient retirées. Pour le niveau de scolarité 2, la valeur de l'âge modal au décès estimée pourrait demeurer inchangée

s'il y avait un effet de compensation entre les entrées et les départs du groupe ; toutefois, les transitions du niveau de scolarité 1 vers le niveau 2 sont plus fréquentes que celles du niveau de scolarité 2 vers le niveau 3. Ainsi, pour le niveau de scolarité 2, l'estimation que nous avons obtenue s'avère probablement un peu faible. Pour le niveau de scolarité 3, en suivant le même raisonnement, la valeur de l'âge modal au décès que nous avons estimée pourrait être très légèrement plus faible seulement. En ce sens, nos résultats peuvent être vus comme étant plutôt conservateurs, minimisant possiblement les disparités en matière d'âge modal au décès entre les trois niveaux de scolarité étudiés. En ce qui concerne l'effet de ces changements sur l'écart type, $SD(M+)$, il est plus difficile de se prononcer. Bien que cet indicateur soit d'abord influencé par la valeur estimée de l'âge modal au décès, il prend également en compte la forme de la distribution des durées de vie et la variation de celle-ci en fonction des transitions entre niveaux de scolarité évoquées précédemment est plus difficile à prévoir.

Quatrièmement, le manque d'information sur les habitudes et les conditions de vie en matière de santé, en particulier le tabagisme et la consommation d'alcool, limitent notre compréhension des inégalités de mortalité.

Finalement, nous n'avons pas adopté la catégorisation de la variable niveau de scolarité que tous les articles faits à partir de la base de données CSERCan ont utilisée, dans laquelle la variable a quatre catégories : pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), certificat ou diplôme d'études postsecondaires (d'un niveau inférieur au baccalauréat) et grade universitaire. Nous avons examiné quelques autres alternatives de la relation entre l'éducation et le risque de décès et avons trouvé qu'une spécification en trois catégories donnait un meilleur ajustement et nous permettait de faire des comparaisons entre le Canada et les États-Unis.

Pour les prochains travaux qui porteront sur la différence de mortalité par niveau socioéconomique, il serait intéressant de voir s'il existe des différences plus marquées dans certaines provinces canadiennes. On sait que certaines provinces ont une plus forte immigration, et cela pourrait influencer les résultats, sachant qu'au Canada il y a une sélection des immigrants et qu'habituellement les immigrants admis sont nettement plus éduqués que les personnes natives. Ainsi, on pourrait comparer ces résultats avec ceux d'un article montrant que les provinces de l'Atlantique (Nouvelle-Écosse, l'Île-du-Prince-Édouard, Terre-Neuve-et-

Labrador) ont un âge modal au décès significativement plus faible qu'ailleurs, tant pour les hommes que pour les femmes (Ouellette et al., 2012).

Une autre piste de recherche intéressante pour mieux comprendre la relation entre le niveau de scolarité et la mortalité est d'introduire la cause de décès. Une étude récente portant sur les principales causes de décès au Canada a montré que les personnes décédées par cancer de poumon ont l'âge modal le plus faible, alors que les personnes décédées par maladies cardiovasculaires ont l'âge modal le plus élevé (Diaconu et al., 2016). Donc, il serait intéressant d'évaluer si, en contrôlant pour une variable comme le niveau de scolarité, on obtiendrait le même résultat.

Annexe

Tableau 1. Âge modal au décès estimé (\hat{M}) et écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($SD(\hat{M}+)$), intervalle de confiance bootstrap à 95%, selon le niveau de scolarité, femmes, Canada

Niveau de scolarité	1	2	3
\hat{M}	89,08 (88,8;89,5)	90,25 (89,8;90,5)	91,29 (90,6;91,9)
$SD(\hat{M}+)$	7,59 (7,4;7,7)	7,04 (6,7;7,2)	6,74 (6,3;7,2)

Tableau 2. Âge modal au décès estimé (\hat{M}) et écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($SD(\hat{M}+)$), intervalle de confiance, selon le niveau de scolarité, hommes, Canada

Niveau de scolarité	1	2	3
\hat{M}	83,48 (83,2;84)	85,28 (85,1;85,6)	87,92 (87,3;88,4)
$SD(\hat{M}+)$	8,31 (8,1;8,5)	8,06 (7,8;8,3)	7,19 (6,7;7,7)

Bibliographie

- ADLER, N.E. and NEWMAN K. (2002). Socioeconomic disparities in health: pathways and policies. *Health Affairs*, 21(2): 60-76.
- BARBIERI, M., et OUELLETTE N.(2012). La démographie du Canada et des États-Unis des années 1980 aux années 2000 : Synthèse des changements et bilan statistique. *Population*, 67(2): 221–328.
- BLACKBURN, M.-E., BOURBEAU, R. et DESJARDINS, B. (2004). Hérité et longévité au Québec ancien. *Cahiers québécois de démographie*, 33(1): 9–28.
- BONGAARTS, J. (2005). Long range trends in adult mortality: Models and projection methods. *Demography*, 42(1): 23–49.
- BONGAARTS, J. and FEENEY, G. (2002). How long do we live? *Population and Development Review*, 28(1): 13–29.
- BONGAARTS, J. and FEENEY, G. (2003). Estimating mean lifetime. *Proceedings of the National Academy of Science*, 100(23): 13127–13133.
- BROWN, D., J. KARAS MONTEZ, C.-T. CHIU, R. A. HUMMER and M. M. HIDAJAT. S. D. (2012). The Significance of Education for Mortality Compression in the United States. *Demography*, 49(1): 315–336.
- CAMARDA, C.G (2008). *Smoothing Methods for the analysis of mortality development*. Thèse de doctorat, Universidad Carlos III de Madrid (Spain) and Max Planck Institute for Demographic Research.
- CANUDAS-ROMO, V. (2010). Three measures of longevity: time trends and record values. *Demography*, 47(2): 299–312.
- CANUDAS-ROMO, V. 2008. The modal age at death and the shifting mortality hypothesis. *Demographic Research*, 19(30): 1179-1204.
- CHEUNG, S. L. K., ROBINE, J.-M. (2007). Increase in common longevity and the compression of mortality: The case of Japan. *Population Studies*, 61(1): 85–97.
- CHEUNG, S. L. K., ROBINE, J.-M. and CASELLI, G. (2008). The use of cohort and period data to explore changes in adult longevity in low mortality countries. *Genus*, LXIV(1-2): 101–129.
- CHEUNG, S. L. K., ROBINE, J.-M., TU, E. J.-C., and CASELLI, G. (2005). Three dimensions of the survival curve: Horizontalization, verticalization, and longevity extension. *Demography*, 42 (2): 243–258.

- DIACOUNU, V., OUELLETTE, N., CAMARDA, G., BOURBEAU, R., (2016). Insight on 'typical' longevity: An analysis of the modal lifespan by leading causes of death in Canada. *Demography*, 35(17): 471-504.
- EDWARDS, R.D., TULJAPURKAR, S. (2005). Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. *Population and Development Review*, 31(4): 645–674.
- ELO I.T. (2009). Social class differentials in health and mortality: patterns and explanations in comparative perspective. *Annual Review of Sociology*, 35: 553–72.
- ELO, I.T. et S.H. PRESTON. (1996). Educational differentials in mortality: United States, 1979–1985. *Social Science and Medicine*, 42: 47-57.
- FINÈS, P., WILKINS, R., COURTEAU, J.-P. et BERTHELOT, J.-M. (2007). Analyse de la relation entre le revenu et la mortalité : un commentaire méthodologique. *Cahiers québécois de démographie*, 36(1): 129–142.
- GRUNDY E, HOLT G. (2001). The socioeconomic status of older adults: how should we measure it in studies of health inequalities? *J Epidemiology Community Health*, 55: 895–904.
- HOFFMANN R. (2005). Do socioeconomic mortality differences decrease with rising age? *Demographic Research*, 13: 35-62.
- HORIUCHI, S. (2003). Interspecies differences in the life span distribution: Humans versus invertebrates. *Population and Development Review*, 29(Suppl.): 127–151.
- HUMMER, R A. And LARISCY, J (2011). Educational Attainment and Adult Mortality. *International Handbook of Adult Mortality*, edited by R. G. Rogers and E. Crimmins. New York: Springer, 241–62.
- JARRY, V., GAGNON A., And R. BOURBEAU, (2012) Survival advantage of siblings and spouses of centenarians in 20th century Quebec. *Canadian Studies in Population*, 39 (3-4): 67-78.
- KANNISTO, V. (2000). Measuring the compression of mortality. *Demographic Research*, 3(6).
- KANNISTO, V. (2001). Mode et dispersion de la durée de vie. *Population : Biodémographie de la longévité*, 56(1-2): 183-197.
- KANNISTO, V. (2007). Central and dispersion indicators of individual life duration: New methods. In Robine, J.-M., Crimmins, E., Horiuchi, S. et Zeng, Y., éditeurs: *Human longevity, individual life duration, and the growth of the oldest-old population*, pages 111–129. Springer, Netherlands.

- KIBELE, E.U., D. JASILIONIS and V.M. SHKOLNIKOV. (2013). Widening socioeconomic differences in mortality among men aged 65 years and older in Germany, *Journal of Epidemiology & Community Health*, 67(5): 453-457.
- KOISSI, M.-C., SHAPIRO, A. F. and HÖGNÄS, G. (2006). Evaluating and extending the Lee-Carter model for mortality forecasting: Bootstrap confidence interval. *Insurance: Mathematics and Economics*, 38: 1–20.
- LANTZ P.M., HOUSE J.S., LEPKOWSKI J.M., WILLIAMS D.R., MERO R.P., CHEN J. (1998). Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality: results from a nationally representative prospective study of US adults, *Journal of the American Medical Association*, 279(21): 1703-1708.
- LANTZ, P.M., E. GOLBERSTEIN, J.S. HOUSE and J. MORENOFF, (2010). Socioeconomic and behavioral risk factors for mortality in a national 19-year prospective study of U.S. adults, *Social Science and Medicine*, 70(10): 1558-1566.
- LECOURS, C. (2011). *Les inégalités sociales dans la durée de vie la plus commune : la répartition des décès selon l'âge et le quintile de défavorisation au Québec en 2000-2002 et 2005-2007*. Mémoire de maîtrise, Université de Montréal.
- LEINSALU M., STIRBU I., VAGERO D., KALEDIENE R., KOVACS K., WOJTYNIAK B., WROBLEWSKA W., MACKENBACH J.P., and ANTON E KUNST² (2009). Educational inequalities in mortality in four Eastern European countries: divergence in trends during the post-communist transition from 1990 to 2000. *International Journal of Epidemiology*, 38:512–525
- LEXIS, W. (1877). *Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft [Sur la théorie des phénomènes de masse dans la société humaine]*. Fr. Wagner'sche Buchhandlung, Freiburg i.B.
- LEXIS, W. (1878). Sur la durée normale de la vie humaine et sur la théorie de la stabilité des rapports statistiques. *Annales de démographie internationale*, 2(5): 447–460.
- LUCHENSKI, S., A. QUESNEL-VALLÉE and J. LYNCH. (2008). Differences between women's and men's socioeconomic inequalities in health: longitudinal analysis of the Canadian population, 1994–2003. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62(12): 1036-1044.
- LUY M., WEGNER-SIEGMUNDT C., WIEDEMANN A., SPIJKER J. (2015) Life Expectancy by Education, Income and Occupation in Germany: Estimations Using the Longitudinal Survival Method. *Population Studies*. 40(4): 399-436.

- MACKENBACH JP, STIRBU I, ROSKAM A-JR, SCHAAP MM, MENVIELLE G. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *New England Journal of Medicine*. 358: 2468–81
- MACKENBACH JP. (2006). *Health Inequalities: Europe in Profile*. London: UK Department of Public Health Health. 2.1:612
- MACKENBACH JP, KUNST AE, CAVELAARS AE, GROENHOF F, GEURTS JJ. (1997). Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet*. 349(9066): 1655–1659.
- MAZAN,R. et GAGNON,A. (2007). Influence des facteurs familiaux et environnementaux sur la longévité au Québec ancien. *Population*, 62(2): 315–338
- MCCULLAGH, P. and NELDER, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*. Monographs on Statistics and Applied Probability. Chapman & Hall, London, second edition.
- MENVIELLE, G. A. LECLERC, CHASTANG J.F. and LUCE D. (2010), Socioeconomic inequalities in cause specific mortality among older people in France, *BMC Public Health*, 10: 260.
- MIECH, R., F.C. PAMPEL, J. KIM and R.G. ROGERS. 2011. The Enduring Association between Education and Mortality, *American Sociological Review*, 76(6): 913-934.
- MONTEZ, J. K., HUMMER, R. A., HAYWARD, M. D., WOO, H., & ROGERS, R. G. (2011). Trends in the educational gradient of U.S. adult mortality from 1986 through 2006 by race, gender, and age group. *Research on Aging*, 33: 145–171.
- MUSTARD, C. et ETCHES, J. (2003). Gender differences in socioeconomic inequality in mortality. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57: 974–980.
- OEPPEN, J. and VAUPEL, J. W. (2002). Broken limits to life expectancy. *Science*, 296: 1029–1031.
- OUELLETTE, N. (2011). Changements dans la répartition des décès selon l'âge : une approche non paramétrique pour l'étude de la mortalité adulte, Université de Montréal.
- OUELLETTE, N. and BOURBEAU, R. (2011) «Changes in the age-at-death distribution in four low mortality countries : A nonparametric approach. », *Demographic Research*, 25(19): 595-628.
- OUELLETTE, N., BOURBEAU, R., and CAMARDA, G. (2013). Regional disparities in canadian adult and old-age mortality: A comparative study based on smoothed mortality ratio surfaces and age-at-death distributions. *Canadian studies in Population*, 39 (3–4): 79–106.

- PACCAUD, F., PINTO, C. S., MARAZZI, A. ET MILI, J. (1998). Age at death and rectangularization of the survival curve : Trends in Switzerland 1969-1994. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52(7): 412–415.
- PAMPALON, R. et RAYMOND, G. (2000). Un indice de défavorisation pour la planification de la santé et du bien-être au Québec. *Maladies chroniques au Canada*, 21(3): 113–122.
- PAMPALON, R. et RAYMOND, G. (2003). Indice de défavorisation matérielle et sociale : son application au secteur de la santé et du bien-être. *Santé, société et solidarité*, (1): 191–208.
- PAMPALON, R. et RAYMOND, G. (2010). Étude descriptive de la prévalence de la détresse psychologique et des troubles mentaux au sein de la population canadienne : comparaison entre la population à faible revenu et la population à revenu plus élevé. *Maladies chroniques au Canada*, 30(3): 86–97.
- PAMPEL, F.C., P.M. KRUEGER and J.T. DENNEY. (2010). Socioeconomic Disparities in Health Behaviors. *Annual review of sociology*, 36: 349-370.
- POIRIER, A. et MARANDA, M.-A. (2007). *Troisième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec, Riches de tous nos enfants*. Direction du programme de santé publique du ministère de la Santé et des Services sociaux et de l'Institut national de santé publique du Québec, 163 pages.
- PRESTON S.H., ELO IT. (1995). Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States? *Journal of Aging and Health*, 7(4): 476–96.
- PRESTON S.H., TAUBMAN P. (1994). Socioeconomic differences in adult mortality and health status. *Demography of Aging*, ed. L Martin, SH Preston, pp. 279–318.
- 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*, 56(1-2): 199–222.
- ROGERS R.G., HUMMER RA, NAM CB. (2000). *Living and Dying in the U.S.A: Behavioral, Health, and Social Differentials of Adult Mortality*. New York: Academic.
- ROGERS, R.G., B.G. EVERETT, A. ZAJACOVA ET R.A. HUMMER, (2010). Educational degrees and adult mortality risk in the United States, *Biodemography and Social Biology*, 56(1): 80-99.
- SASSON, I. (2017). Reply to Trends in Education-Specific Life Expectancy, Data Quality, and Shifting Education Distributions: A Note on Recent Research. *Demography*, 54(3): 1215–1219.

- SASSON. I. (2016). Trends in Life Expectancy and Lifespan Variation by Educational Attainment: United States, 1990–2010, *Demography*, 53: 269–293.
- SCHNITTKER J., Education and the Changing Shape of the Income Gradient in Health. (2004). *Journal of Health and Social Behavior*, 45: 286–305.
- SHKOLNIKOV, V., M., ANDREEV, E. M., BEGUN, A. Z. (2003). Gini coefficient as a life table function: computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples. *Demographic Research*, 8(11): 305-358.
- SINGH, GOPAL K. (2004). Area Deprivation and Widening Inequalities in U.S. Mortality, 1969–1998. *American Journal of Public Health*, 93: 1137–43.
- STATISTIQUE CANADA (2013). Les statistiques : le pouvoir des données. Statistique Canada, no 12-004-X au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (2016). *USER GUIDE : 1991 Canadian Census Health and Environment Cohort (CanCHEC)*, Health Analysis Division.
- THATCHER, A. R., CHEUNG, S. L. K., HORIUCHI, S. ET ROBINE, J.-M. (2010). The compression above the mode. *Demographic Research*, 22: 505–538.
- TJEPKEMA, M.H.. , M.U. R. WILKINS and M. A. LONG. (2013). Mortalité par cause en fonction du niveau de compétence professionnelle au Canada : une étude de suivi sur 16 ans. *Maladies chroniques et blessures au Canada*, 33 (4): 219-230.
- TJEPKEMA, M.H.. , M.U. R. WILKINS and M.. A. LONG. (2013). Mortalité par cause selon le niveau de scolarité au Canada : une étude de suivi sur 16 ans. *Maladies chroniques et blessures au Canada*, 23 (3).
- VALKONEN T. (1999). The widening differentials in adult mortality by socioeconomic status and their causes. In: Chamie J, Cliguet R, eds. Health and mortality: issues of global concern. Proceedings of the symposium on health and mortality, Brussels, Nov 19–22, 1997. Leuven: Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations Secretariat and Population and Family Study Centre, Flemish Scientific Institute.
- VALLIN, J. and MESLÉ, F. (2009). The segmented trend line of highest life expectancies? *Population and Development Review*, 39(1): 159–187.
- VAN RAALTE, A., A.E. KUNST, O. LUNDBERG, M. LEINSALU, P. MARTIKAINEN, B. ARTNIK, P. DEBOOSERE, I. STIRBU, B. WOJTYNIAK et J.P. MACKENBACH. 2012. « The contribution of educational inequalities to lifespan variation ». *Population Health Metrics*, (10): 3.

- VAN RAALTE, A., A.E. KUNST, P. DEBOOSERE, M. LEINSALU, O. LUNDBERG, P. MARTIKAINEN, B.H. STRAND, B. ARTNIK, B. WOJTYNIAK et J.P. MACKENBACH. (2011). More variation in lifespan in lower educated groups : evidence from 10 European countries. *The International Journal of Epidemiology*, 40(6): 1703-14.
- VAN RAALTE, A., MARTIKAINEN, P. MYRSKYLÄ, M. (2014). Lifespan Variation by Occupational Class: Compression or Stagnation Over Time? *Demography*, 51(1):73-95.
- VAUPEL, J. W. and YASHIN, A. I. (2006). Unobserved population heterogeneity. *Demography: Analysis and synthesis: A treatise in population studies*, volume 1, (Eds.) G. Caselli, J. Vallin and G. Wunsch. Academic Press, London.
- WILKINS, R., M. TJEPKEMA, C. MUSTARD et CHOINIÈRE R.. (2008). Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. *Rapports sur la santé*, 19(3) : 25-48.
- WILMOTH, J. R. and HORIUCHI, S. (1999). Rectangularization revisited : Variability of age at death within human populations. *Demography*, 36(4): 475–495.