

Université de Montréal

**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**

par

Chantale Lecours

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

octobre 2011

© Chantale Lecours, 2011

Université de Montréal

Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé

**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**

présenté par

Chantale Lecours

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Alain Gagnon

(président-rapporteur)

Robert Bourbeau

(directeur de recherche)

Nadine Ouellette

(membre du jury)

RÉSUMÉ

Nous avons choisi de focaliser nos analyses sur les inégalités sociales de mortalité spécifiquement aux grands âges. Pour ce faire, l'utilisation de l'âge modal au décès combiné à la dispersion des décès au-delà de cet âge s'avère particulièrement adapté pour capter ces disparités puisque ces mesures ne sont pas tributaires de la mortalité prématurée.

Ainsi, à partir de la distribution des âges au décès selon le niveau de défavorisation, au Québec au cours des périodes 2000-2002 et 2005-2007, nous avons déterminé l'âge le plus commun au décès et la dispersion des durées de vie au-delà de celui-ci. L'estimation de la distribution des décès selon l'âge et le niveau de défavorisation repose sur une approche non paramétrique de lissage par P-splines développée par Ouellette (2011).

Nos résultats montrent que l'âge modal au décès ne permet pas de détecter des disparités dans la mortalité des femmes selon le niveau de défavorisation au Québec en 2000-2002 et en 2005-2007. Néanmoins, on assiste à un report de la mortalité vers des âges plus avancés alors que la compression de la mortalité semble s'être stabilisée. Pour les hommes, les inégalités sociales de mortalité sont particulièrement importantes entre le sous-groupe le plus favorisé et celui l'étant le moins. On constate un déplacement de la durée de vie la plus commune des hommes vers des âges plus élevés et ce, peu importe le niveau de défavorisation. Cependant, contrairement à leurs homologues féminins, le phénomène de compression de la mortalité semble toujours s'opérer.

MOTS-CLÉS : Défavorisation, âge modal au décès, inégalités sociales, lissage par P-splines, report de la mortalité, compression de la mortalité, Québec

ABSTRACT

Social inequalities in the most common age at death : the distribution of deaths by age and deprivation quintile in Quebec in 2000-2002 and 2005-2007

We chose to focus our analysis on the social inequalities of mortality at older ages especially. The use of the modal age at death, combined with the dispersion of deaths above this age is particularly adapted to capture such disparities. Indeed, these measures are not dependent on premature mortality.

From the distribution of ages at death by level of deprivation in Quebec during the periods of 2000-2002 and 2005-2007, we determined the most common age at death and the dispersion of deaths above it. We first estimated the distribution of deaths by age and level of deprivation with a nonparametric smoothing approach based on P-splines developed by Ouellette (2011).

Our results show that the modal age at death does not allow to detect disparities in mortality among women by level of deprivation in Quebec in 2000-2002 and in 2005-2007. Nevertheless, mortality shifted to older ages, while the compression of mortality seems to have stabilized. For men, social inequalities in mortality are particularly important between the most and least favored subgroups. There is a shift in male modal age at death towards older ages, regardless of the level of deprivation. However, unlike their female counterparts, the phenomenon of compression of mortality still seems ongoing.

KEYWORDS : Deprivation, modal age at death, social inequalities, P-spline smoothing, shifting mortality, mortality compression, Quebec

Chapitre 2. Sources de données et méthodologie.....	29
2.1. SOURCES DE DONNÉES.....	29
2.2. MÉTHODOLOGIE.....	32
2.2.1. Taux de mortalité et force de mortalité.....	34
2.2.2. Modèle de régression de Poisson.....	34
2.2.3. Lissage par P-splines.....	35
2.2.4. Fonctions de survie et de densité.....	38
2.2.5. Méthode <i>bootstrap</i> pour la construction des intervalles de confiance.....	39
Chapitre 3. Inégalités sociales de mortalité selon le niveau de défavorisation : dimensions matérielle et sociale combinées.....	42
3.1. VALIDATION DE LA MÉTHODE DE RÉPARTITION DES PERSONNES AVEC QUINTILE MANQUANT.....	43
3.2. INÉGALITÉS D'ÂGE MODAL AU DÉCÈS SELON LE NIVEAU DE DÉFAVORISATION.....	46
3.3. COMPARAISONS DES INÉGALITÉS SOCIALES D'ESPÉRANCE DE VIE ET D'ÂGE MODAL AU DÉCÈS.....	52
3.4. RAPPORTS ENTRE LES QUINTILES EXTRÊMES (Q5/Q1) DE L'INDICE DE DÉFAVORISATION POUR L'ÂGE MODAL AU DÉCÈS ET LES ESPÉRANCES DE VIE À LA NAISSANCE ET À 65 ANS.....	57
3.5. LA DISPERSION DES DURÉES DE VIE AU-DELÀ DE L'ÂGE MODAL AU DÉCÈS.....	58
3.6. DISCUSSION.....	61
Conclusion.....	69
Bibliographie.....	73
Annexe A. Chapitre 1.....	A-i
Annexe B. Chapitre 3.....	B-i

LISTE DES FIGURES

1.1	Coefficient de GINI et courbe de Lorenz.....	10
1.2	Échelle bi-dimensionnelle de défavorisation matérielle et sociale, subdivisée en quintile (Q).....	12
1.3	Courbe de mortalité par âge, Lexis.....	15
1.4	Proportion de décès selon l'âge pour les hommes du Québec, périodes sélectionnées entre 1921-1924 et 2000-2004.....	17
1.5	Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, périodes sélectionnées entre 1921-1924 et 2000-2004.....	18
1.6	Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, 2000-2004.....	19
1.7	Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 1996-1998 et 2000-2002.....	22
1.8	Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 1996-1998 et 2000-2002.....	23
1.9	Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 2000-2004.....	24
1.10	Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 2000-2004.....	25
1.11	Espérance de vie à 65 ans selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 2000-2004.....	26
1.12	Espérance de vie à 65 ans selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 2000-2004.....	27
2.1	Modalités de regroupement des quintiles de défavorisation matérielle et sociale.....	30

2.2	Illustrations d'un B-spline isolé et plusieurs autres qui se chevauchent (a) degré 1 ; (b) degré 2.....	36
2.3	Base B-spline construites à partir de 8 B-splines cubiques avec noeuds équidistants	37
3.1	Comparaisons entre trois sources pour l'espérance de vie à la naissance, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe au Québec, 2000-2002 et 2000-2004	45
3.2	Comparaisons entre deux sources pour l'espérance de vie à 65 ans, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe au Québec, 2000-2002 et 2000-2004	45
3.3	Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance à 95% chez les femmes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007 au Québec	47
3.4	Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002	48
3.5	Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2005-2007	48
3.6	Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance à 95% chez les hommes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007 au Québec	49
3.7	Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002	51
3.8	Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2005-2007	51
3.9	Comparaisons de l'espérance de vie à la naissance et de l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées pour les femmes en 2000-2002 et 2005-2007	53
3.10	Comparaisons de l'espérance de vie à la naissance et de l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées pour les hommes en 2000-2002 et 2005-2007	53

3.11	Comparaisons de l'âge au décès des femmes ayant atteint 65 ans (espérance de vie à 65 ans + 65) et de l'âge modal au décès selon le niveau de défavorisation en 2000-2002 et 2005-2007.....	55
3.12	Comparaisons de l'âge au décès des hommes ayant atteint 65 ans (espérance de vie à 65 ans + 65) et de l'âge modal au décès selon le niveau de défavorisation en 2000-2002 et 2005-2007.....	55
3.13	Écarts absolus (Q1 - Q5) pour l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe en 2000-2002 et 2005-2007.....	56
3.14	Rapport entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) pour l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans (+ 65) et l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe en 2000-2002 et 2005-2007.....	57
3.15	Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, 2000-2004.....	59
3.16	Écart type estimé et intervalle de confiance à 95% chez les femmes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007.....	59
3.17	Écart type estimé et intervalle de confiance à 95% chez les hommes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007.....	60
3.18	Rapport des taux ajustés de mortalité ¹ des quintiles extrêmes (Q5/Q1) de défavorisation matérielle et sociale selon l'âge, sexes réunis, Québec, 2000-2004.....	64
A.1	Durée de vie modale et espérance de vie à la naissance, Finlande, 1750-1995.....	A-i
A.2	Distribution (%) des décès de la table de mortalité selon l'âge des femmes, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec.....	A-ii
A.3	Distribution (%) des décès de la table de mortalité selon l'âge des hommes, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec.....	A-ii

A.4	Âges maximum, modal et médian et espérance de vie à la naissance, Suède, 1840-2006.....	A-iii
-----	--	-------

LISTE DES TABLEAUX

1.1	Distribution selon la tranche de revenu, revenu familial après impôt et transferts, Québec, 2006	7
1.2	Indicateurs par quintile, revenu familial après impôt et transferts, Québec, 2006	8
2.1	Nombre absolus et pourcentage de décès avec quintile manquant, sexes réunis, Québec, 2000 à 2007	31
B.1	Âge modal au décès estimé (\widehat{M}) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007	B-i
B.2	Âge modal au décès estimé (\widehat{M}) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007	B-i
B.3	Espérance de vie à la naissance, à 65 ans et âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007	B-ii
B.4	Espérance de vie à la naissance, à 65 ans et âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007.....	B-ii
B.5	Écarts relatifs entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) dans l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées selon le sexe, 2000-2002 et 2005-2007 au Québec	B-iii

- B.6 Écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($SD(\widehat{M}_+)$) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007.....B-iii
- B.7 Écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($SD(\widehat{M}_+)$) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007.....B-iv

DÉDICACE

À mon fils Alexandre et
à mon amoureux François.

REMERCIEMENTS

Je voudrais tout d'abord remercier mon directeur de recherche, Robert Bourbeau, de qui j'ai énormément appris sur la démographie et sur la rédaction. En effet, sa rigueur, ses commentaires et ses suggestions m'ont permis de mener à terme ce mémoire de maîtrise en le rendant toujours meilleur. C'est une personne passionnée par la démographie et son expérience rendait assurément nos conversations très instructives et enrichissantes. Ce fût un immense privilège de faire partie de son équipe et j'ai toujours senti sa confiance, sa fierté et son appui tout au long de mon parcours en démographie.

Merci beaucoup à monsieur Robert Pampalon de l'Institut National de Santé Publique du Québec de qui j'ai pu obtenir des compléments d'informations et des conseils lorsque cela s'est avéré nécessaire. Sa générosité dans ses commentaires fût un atout important dans la réalisation de ce mémoire de maîtrise.

Des remerciements tout particuliers à Nadine Ouellette qui m'a permis de mieux comprendre les notions méthodologiques et de qui j'ai eu la chance d'avoir de précieux commentaires et suggestions. Sa générosité sans borne et sa grande disponibilité lui ont certainement valu quelques maux de tête suite à mes multiples questions et je lui en suis extrêmement reconnaissante.

J'ai pu obtenir les données nécessaires à l'élaboration de ce mémoire grâce à la précieuse collaboration de monsieur Robert Choinière de l'Institut National de Santé Publique du Québec (INSPQ) que je tiens à remercier. Je veux dire merci à Jérôme Martinez et à Carolyne Alix de l'Unité d'études et analyses de

l'état de santé de la population de l'INSPQ pour m'avoir permis, lors de mon stage au sein de leur équipe, de comprendre davantage certains enjeux liés aux inégalités sociales.

Finalement, même si la dédicace en dit long, je tiens à remercier du plus profond de mon cœur les deux hommes de ma vie, mon amoureux et mon fils, qui ont su me comprendre, m'appuyer et m'encourager dans des moments qui, ma foi, n'ont vraiment pas toujours été de tout repos... C'est grâce à votre amour, à votre confiance et à votre soutien que j'ai réussi à mener à terme cet ambitieux projet de retourner aux études il y a 7 ans. Je vous aime.

INTRODUCTION

Les inégalités sociales de santé et de mortalité restent encore difficiles à expliquer tant sur le plan moral que scientifique. On tente de comprendre les déterminants des disparités qui subsistent entre « riches » et « pauvres », mais cette mission s'avère plutôt ardue. En effet, plusieurs chercheurs ont suggéré des façons d'observer, de mesurer, de quantifier et d'analyser ces inégalités et ce, dans le but de mieux en comprendre les fondements et ainsi convaincre les décideurs, de même que la société tout entière, qu'il est essentiel de tenter de réduire l'écart qui perdure entre les différentes classes sociales au Québec.

Jusqu'à tout récemment, il était quasiment impossible d'avoir des données individuelles permettant le jumelage d'information sur le statut socio-économique et des informations sur le décès d'un individu au Canada. En effet, il n'existe, à notre connaissance, qu'une seule base de données construite grâce au couplage des informations du questionnaire complet du recensement aux données sur la mortalité (Wilkins *et al.*, 2008). Pour pallier ce manque d'information, puisque cette base de données n'existe que depuis 2008 et n'est pas accessible à tous, on utilise l'approche écologique. C'est sur cette approche qu'est fondée l'élaboration de l'indice de défavorisation (Pampalon et Raymond, 2000), qui permet une sorte de classement des individus selon un certain nombre de caractéristiques et une méthodologie que nous aborderons ultérieurement.

Une mesure bien souvent utilisée pour décrire ou quantifier d'éventuelles inégalités en matière de mortalité est l'espérance de vie à la naissance. En effet,

mesure nous a permis, et nous permet toujours dans certains pays économiquement moins avancés, de constater les impacts majeurs des avancées sanitaires, technologiques et socio-économiques dans la lutte contre la mortalité. C'est d'abord la mortalité infantile et celle maternelle, intimement liées aux maladies parasitaires et infectieuses, qui ont été réduites considérablement, ce qui a eu pour effet d'augmenter l'espérance de vie à la naissance de façon importante. Si on s'intéresse plus particulièrement aux pays à faible mortalité, on tente maintenant de combattre les décès liés aux maladies chroniques et dégénératives. Les changements à venir sont donc plus particulièrement concentrés aux âges adultes et avancés. Puisque l'espérance de vie est une moyenne, elle est fortement influencée par les valeurs extrêmes. Par conséquent, même si d'importants changements surviennent aux grands âges, les effectifs étant petits, l'espérance de vie ne sera pratiquement pas affectée. En fait, dans la majorité des pays à faible mortalité, l'espérance de vie poursuit son augmentation, mais en suivant une trajectoire beaucoup moins abrupte que durant la première moitié du 20^e siècle. De plus, puisque cette mesure impose une limite supérieure d'âge au décès, particulièrement lorsque les données sur les décès ne sont pas disponibles selon l'âge jusqu'à des âges très avancés, et qu'elle est grandement influencée par les décès prématurés, elle n'est peut-être pas suffisamment adaptée pour déceler les changements en cours et à venir. En effet, ceux-ci étant certainement beaucoup plus modestes que ceux que l'on a connus et que nous avons décrits précédemment. Ainsi, l'âge modal au décès combiné à la mesure de la dispersion autour de cet âge peuvent s'avérer plus précis lorsque l'on cherche à étudier la mortalité à l'âge adulte et aux âges avancés.

Ce mémoire de maîtrise se distingue à plusieurs égards des autres recherches en lien avec les inégalités sociales de mortalité. D'une part, nous utilisons une mesure permettant de mieux cerner les disparités qui surviennent aux grands âges, soit l'âge modal au décès, associé à une mesure de dispersion des durées de vie situées au-delà de cet âge modal. D'autre part, ces mesures sont extraites de la distribution des décès selon l'âge que l'on estime à

l'aide d'une méthode nouvellement développée (Ouellette, 2011) privilégiant une approche non paramétrique.

Dans le premier chapitre, nous exposerons d'abord la problématique qui sera suivie d'une brève recension des écrits. Celle-ci portera sur les différentes façons de mesurer les inégalités sociales au Québec à l'aide d'indicateurs ou d'indices. Nous aborderons aussi, dans ce même chapitre, la pertinence d'utiliser le mode (fréquence la plus élevée) de la distribution des âges au décès dans l'analyse des inégalités sociales de mortalité à l'âge adulte et aux âges avancés. Nous dresserons ensuite la liste de nos questions de recherche.

Le deuxième chapitre sera consacré à la description explicite des données que nous utiliserons dans le cadre de ce mémoire de maîtrise. Nous présenterons ensuite la méthodologie que nous avons utilisée, ainsi que les analyses jugées pertinentes afin de répondre à nos questions de recherche en lien avec les inégalités sociales de mortalité au Québec.

Finalement, nous exposerons dans le troisième chapitre les résultats obtenus suite à nos analyses et nous terminerons avec une discussion concernant les principaux résultats qui permettent de décrire les inégalités sociales de mortalité au Québec au cours des périodes 2000-2002 et 2005-2007.

Chapitre 1

PROBLÉMATIQUE, RECENSION DES ÉCRITS ET QUESTIONS DE RECHERCHE

1.1. PROBLÉMATIQUE

L'égalité face à la mort ne devrait avoir ni âge ni genre. D'un point de vue biologique, certains individus plus « fragiles » auront un risque plus élevé de décéder que d'autres du même âge \times pour une année donnée. On s'attendrait donc à ce que seulement des personnes plus « fragiles » décèdent prématurément sauf pour quelques cas de décès de causes accidentelles.

Pourtant, la réalité est toute autre. D'abord, on ne peut passer sous silence le fait qu'il existe une hétérogénéité au niveau génétique entre les individus. En effet, certaines personnes, plus « robustes », auraient des prédispositions à une longévité plus élevée par rapport à d'autres (Blackburn *et al.* (2004) ; Vaupel et Yashin (2006) ; Mazan et Gagnon (2007)). Par contre, on remarque des disparités qui vont bien au-delà de la génétique. Des études ont en effet démontré que l'environnement, pris au sens large, soit les conditions de vie, le statut socio-économique, l'origine ethnique et le statut social, joue un rôle prédominant dans les différences d'état de santé, physique et psychologique, et de mortalité entre les individus (Hamel et Pampalon (2002) ; Kairouz et Demers (2003) ; Finès *et al.* (2007) ; Poirier et Maranda (2007) ; Pampalon et Raymond (2010)). Ces inégalités sociales de santé et de mortalité sont, la plupart du temps, mesurées

à l'aide de calculs d'espérance de vie ou d'espérance de santé.

Ce mémoire de maîtrise apporte un regard nouveau sur les inégalités sociales en mortalité selon l'indice de défavorisation. En effet, contrairement aux autres recherches sur les inégalités sociales de santé et de mortalité, nous avons choisi d'analyser les changements dans la répartition des âges au décès sous un nouvel angle. Les indicateurs étudiés sont l'âge modal, soit la durée de vie la plus commune recensée à partir de la répartition des âges au décès, ainsi que la dispersion des décès au-delà de cet âge plutôt que l'espérance de vie, c'est-à-dire la durée de vie moyenne.

1.2. RECENSION DES ÉCRITS

1.2.1. Mesures des inégalités sociales

De nombreuses études ont montré des différences importantes dans la mortalité des adultes selon le statut socio-économique des individus, révélant que le niveau d'éducation, le type de profession ou le niveau de revenu ont un impact énorme sur la santé et la mortalité (Wilkinson et Marmot, 2003). Cependant, peu d'études ont abordé cette question dans le cas de la mortalité aux grands âges en particulier. Les récents travaux de Brown *et al.* (sous presse) ont étudié les disparités de la longévité et la compression de la mortalité aux âges avancés aux États-Unis selon le niveau d'éducation.

Au Québec, les chercheurs ont utilisé plusieurs façons de mesurer les inégalités sociales entre les individus. Le revenu est généralement l'indicateur privilégié dans l'analyse des inégalités. Mentionnons qu'il est important de ne pas confondre les indicateurs d'inégalité avec ceux de faible revenu. Ces derniers se fondent essentiellement sur une mesure de seuil de faible revenu que nous n'allons pas développer dans le présent document.

Nous énumérons, dans cette section, certains des indicateurs d'inégalité les plus couramment utilisés au Québec, soient la distribution selon la tranche de

revenu, les indicateurs par quintiles de revenu et le coefficient de Gini. Afin de procéder à des analyses sur les inégalités qui ne tiennent pas uniquement compte du revenu, l'indice de défavorisation qui intègre six indicateurs socio-économiques s'avère être une excellente mesure. Nous donnerons une courte définition des indicateurs et de l'indice de défavorisation mentionnés précédemment pour ensuite discuter de quelques limites et avantages de chacun d'eux.

1.2.1.1. *Distribution de la population selon la tranche de revenu*

Cet indicateur représente la distribution des fréquences relatives du revenu d'une population que l'on segmente en tranches. Cette distribution s'avère être une forme d'analyse descriptive de la dispersion du revenu. Il est donc possible d'avoir une idée du niveau d'inégalité entre les individus d'une population. Ainsi, lorsque le revenu est moins dispersé, un pourcentage élevé de la population se concentre dans les tranches intermédiaires et on peut penser que les revenus sont répartis de façon relativement égalitaire entre les individus. Par contre, des pourcentages élevés se concentrant plutôt dans les tranches de revenus situés aux extrémités de la distribution laisse entrevoir de plus grande disparités au sein de la population à l'étude. Les tranches de revenu choisies, du moins au Québec, sont les suivantes :

- Moins de 10 000\$
- 10 000\$ – 19 999\$
- 20 000\$ – 29 999\$
- 30 000\$ – 39 999\$
- 40 000\$ – 49 999\$
- 50 000\$ et plus

Au Québec, en 2006, la répartition des revenus (voir tableau 1.1) semble passablement égalitaire quoique la dernière tranche de revenus affiche un pourcentage élevé par rapport aux autres tranches. Mentionnons toutefois qu'il

est surtout attribuable à des familles (de tout type) plutôt qu'à des personnes seules (Crespo, 2008).

TABLEAU 1.1. Distribution selon la tranche de revenu, revenu familial après impôt et transferts, Québec, 2006

	Moins de 10 000\$	10 000\$— 19 999\$	20 000\$— 29 999\$	30 000\$— 39 999\$	40 000\$— 49 999\$	50 000\$ et plus
	%					
Toutes les familles et les personnes seules ¹	5,2	15,8	16,2	15,3	12,6	34,8

1. Le sexe et l'âge du principal soutien économique sont utilisés. Les tranches de revenu sont établies en dollars de 2006.

Source : Crespo (2008)

Ce type d'indicateur peut nous informer sur l'allure générale de la distribution du revenu au sein d'une population. Par contre, il ne tient pas compte de la composition exacte des familles. De plus, le choix du découpage peut sembler tout à fait subjectif.

1.2.1.2. Indicateurs par quintiles de revenu

Les indicateurs par quintiles de revenu permettent de découper une population en cinq catégories (quintiles) sur la base du revenu. Plutôt que de fixer des tranches de revenu, comme c'est le cas dans une distribution de la population selon la tranche de revenu, c'est la taille de chacune de ces catégories qui reste fixe. Suivant la valeur de leur revenu, les individus (ou ménages) sont ordonnés de façon croissante, c'est-à-dire du revenu le plus faible au revenu le plus élevé. Puis, cette distribution est divisée en cinq groupes comprenant chacun 20% de la population totale. Le premier quintile est ainsi constitué des 20% de la population dont le revenu est le plus faible et ainsi de suite jusqu'au cinquième quintile comprenant les 20% dont le revenu est le plus haut. On peut alors inférer la limite quintile qui constitue la valeur du revenu représentant la borne supérieure de chaque quintile. Cette borne est en fait le revenu pour lequel 20%, dans le cas de la limite quintile inférieure, des individus (ou

ménages) de la population se situent. Dans le cas de la deuxième, troisième, quatrième et dans le cas de la limite quintile supérieure, cette borne représente le revenu en-deçà duquel respectivement 40%, 60%, 80% et 100% des individus (ou ménages) de la population se situent. On peut en déduire que le niveau d'inégalité dans une population donnée est faible lorsque les écarts entre deux limites quintiles sont eux aussi faibles. Au contraire, si les différences entre deux limites quintiles sont élevées, on peut dire que le niveau d'inégalité l'est également.

Au Québec, en 2006, 20% de toutes les familles et les personnes seules ont un revenu inférieur à 20 000\$ et ces revenus représentent 5,4% du revenu total des familles et personnes seules de la province, tandis que celles du cinquième quintile en percevaient 42,9% (voir tableau 1.2). Ainsi, les deux derniers quintiles récoltent deux tiers du revenu total de toutes les familles et les personnes seules québécoises. Si on compare avec l'ensemble du Canada, ces mêmes 40% de la population reçoivent 68% du revenu total des familles et personnes seules du pays (ISQ, 2011).

TABLEAU 1.2. Indicateurs par quintile, revenu familial après impôt et transferts, Québec, 2006

	Limites des quintiles					Répartition du revenu				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
	\$ (2008) en milliers					%				
Toutes les familles et les personnes seules ¹	20,1	33,2	47,9	70,4	...	5,4	11,1	16,7	23,9	42,9

1. Le sexe et l'âge du principal soutien économique sont utilisés.

Source : ISQ (2011)

Tout comme c'était le cas pour l'indicateur de distribution de la population selon la tranche de revenu, il s'agit d'une manière assez grossière de scinder les revenus de la population québécoise pour en déduire de quelconques inégalités. Cet indicateur par quintiles est toutefois un peu moins subjectif dans le

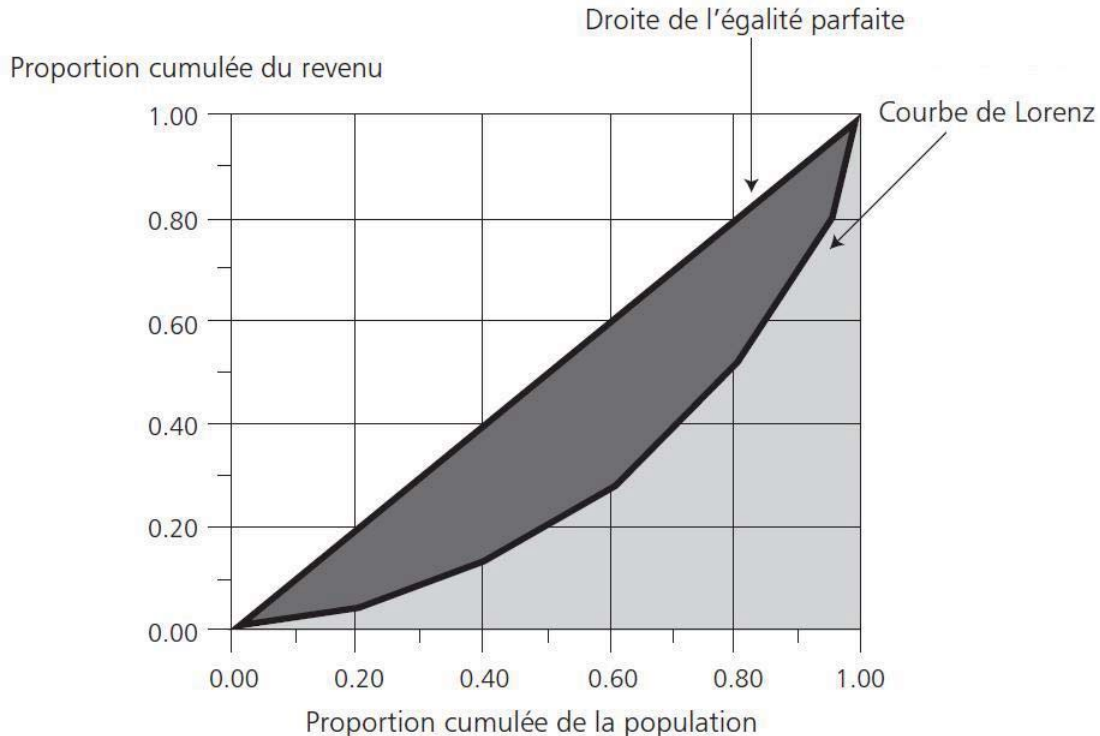
découpage des revenus puisque celui-ci est fait à partir de la réelle distribution des revenus.

1.2.1.3. Coefficient de GINI

Le coefficient (ou indice) de Gini est un indicateur synthétique qui permet de mesurer le niveau d'inégalité dans la répartition du revenu au sein d'une population. Il correspond, comme le montre la figure 1.1, à l'aire de la surface comprise entre la droite de l'égalité parfaite et la courbe de Lorenz. Cette courbe résulte du croisement de deux variables, soit la proportion cumulative d'une population et la proportion cumulative du revenu agrégé détenu par cette population, le revenu étant trié par ordre croissant. Le coefficient de Gini varie entre 0 et 1. Notons que ces deux valeurs sont bien entendu théoriques puisqu'elles sont impossibles à observer dans la réalité. Dans une situation d'égalité parfaite, le cas où toutes les unités d'une population ont le même revenu, la courbe de Lorenz se confond à la courbe d'égalité parfaite. L'indice est alors égal à 0 puisque l'aire entre les deux courbes est nulle. À l'autre extrême, l'indice est égal à 1 dans une situation la plus inégalitaire possible, soit celle où tous les revenus des individus (ou ménages) d'une population seraient nuls à l'exception d'un seul. Entre ces deux valeurs extrêmes, l'inégalité empirique s'accroît à mesure que les segments d'une population, situés à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu, détiennent une grande part de l'ensemble du revenu de cette population. En d'autres termes, entre 0 et 1, l'inégalité est d'autant plus forte que le coefficient de Gini est élevé.

Le coefficient de Gini était de 0,376 en 2006 au Québec lorsqu'il a été calculé sur la base du revenu familial après impôt et transferts pour toutes les familles et les personnes seules (Crespo, 2008). Il est important de noter que dans le cas des pays développés, il est généralement accepté que le coefficient de Gini varie entre 0,240 et 0,360 (Schepper et Couturier, 2010). Cela signifie, en terme d'inégalité, que le Québec se trouve bien au-dessus de cette norme en 2006.

FIGURE 1.1. Coefficient de GINI et courbe de Lorenz



Source : Morasse (2005)

L'avantage de cette mesure est qu'elle peut être calculée pour un grand nombre de pays, ce qui permet d'effectuer certaines comparaisons quant au niveau d'inégalité de revenu entre ceux-ci. Par contre, la définition de la variable de revenu peut différer selon les pays ou selon la période pour un même pays.

1.2.1.4. Indice de défavorisation

Le concept de défavorisation (*deprivation*, en anglais) a émergé au cours des années 1980 en Angleterre à la suite des travaux de Peter Townsend. Ce dernier définit la défavorisation comme un « état observable et démontrable de désavantage relatif face à la communauté locale ou à l'ensemble de la société à laquelle appartient l'individu, la famille ou le groupe » (traduction de Pampalon et Raymond (2000), p. 200). Peter Townsend (1987) conçoit donc un indice de défavorisation (*index of deprivation*, en anglais) en faisant la distinction entre deux formes de défavorisation, matérielle et sociale, bien que l'indice que

celui-ci produit ne reflète, selon ses dires, que la dimension matérielle de la défavorisation. Plus précisément, il introduit à l'indice deux dimensions tenant compte davantage des aspects matériels mais aussi sociaux de la défavorisation.

C'est en 2000 que Pampalon et Raymond (2000) ont adapté l'indice de défavorisation de Townsend au contexte québécois et l'ont construit sur la base d'unités micro-géographiques provenant des recensements canadiens, soit le secteur de dénombrement en 1991 et 1996 et l'aire de diffusion en 2001 et 2006 (Pampalon *et al.*, 2011). L'aire de diffusion est une petite unité géographique composée d'un ou plusieurs pâtés de maison avoisinants et regroupant de 400 à 700 personnes (Statistique Canada, 2011). L'indice de défavorisation pour le Québec est obtenu à partir de six indicateurs issus des recensements : trois pour chacune des deux formes (dimensions matérielle et sociale). Ces indicateurs sont les suivants :

Dimension matérielle

- (1) la proportion de personnes de 15 ans et plus sans certificat ou diplôme d'études secondaires
- (2) le ratio emploi/population chez les 15 ans et plus
- (3) le revenu moyen des personnes de 15 ans et plus

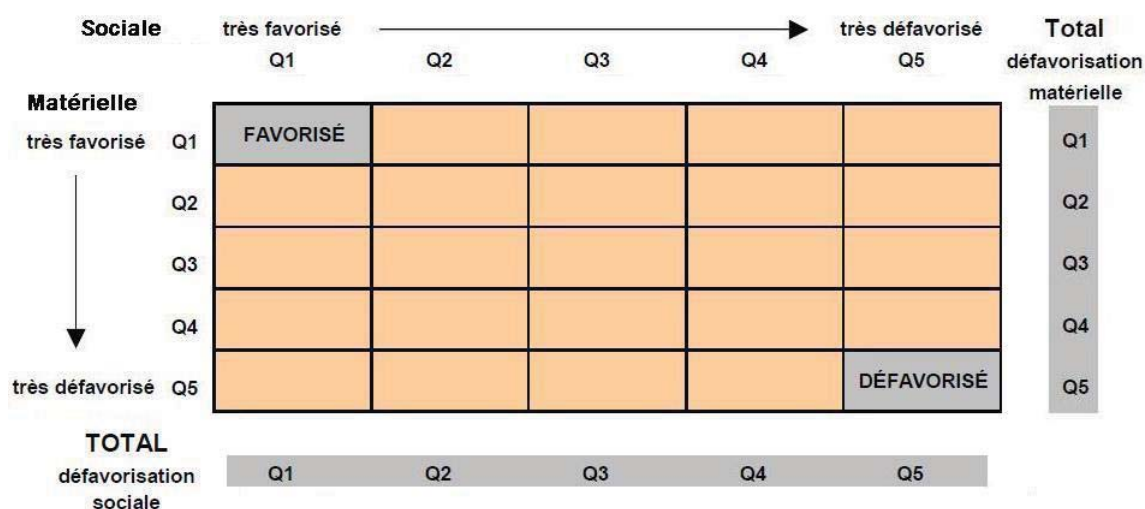
Dimension sociale

- (1) la proportion de personnes de 15 ans et plus vivant seules
- (2) la proportion de personnes de 15 ans et plus séparées, divorcées ou veuves
- (3) la proportion de familles monoparentales

En 2006, chacune des aires de diffusion (AD) s'est vue attribuer une note factorielle suite à une analyse en composantes principales. Pour chacune des

deux formes de défavorisation, on a ensuite ordonné ces notes factorielles – de l'AD la plus favorisée à celle la plus défavorisée – afin de fragmenter la distribution ainsi obtenue en quintile et ce, en fonction de la taille de la population de chaque AD. Finalement, les deux groupes de quintiles ont été croisés pour obtenir 25 groupes permettant de distinguer la population en tenant compte des deux formes de défavorisation simultanément. C'est ce que représente la figure 1.2.

FIGURE 1.2. Échelle bi-dimensionnelle de défavorisation matérielle et sociale, subdivisée en quintile (Q)



Source : Pampalon et Raymond (2003)

C'est sur la base de cet indice que nous avons choisi de mener nos analyses. Le fait que cet indice comporte deux dimensions comprenant trois indicateurs chacune le rend plus complet par rapport aux autres indicateurs qui se basent essentiellement sur le revenu. Or, au-delà de la défavorisation matérielle, le concept de privation sociale permet d'en connaître un peu plus sur la condition de ceux qui ne se conforment pas aux modèles « ordinaires » de famille et/ou qui ont des difficultés dans leurs autres relations sociales (Townsend, 1987). L'indice de défavorisation a aussi été associé à un grand nombre de problématiques sanitaires et sociales au Québec, démontrant sa validité comme mesure illustrant les conditions socio-économiques de la population. Une liste exhaustive des publications relatives à l'indice est d'ailleurs fournie dans la

publication de Pampalon *et al.* (2011). Soulignons que nous sommes tout à fait conscients que cet indice est construit selon une approche dite écologique et non individuelle. En effet, l'approche écologique se fonde sur l'hypothèse que les individus de chacune des zones géographiques considérées, en l'occurrence les aires de diffusion pour les années 2001 et 2006, sont relativement homogènes sur la base des caractéristiques prises en compte lors de la construction de l'indice. Plus particulièrement, lorsque l'on s'intéresse à l'impact que peuvent avoir certaines caractéristiques individuelles et celles du milieu sur la santé d'une population, l'utilisation de l'approche écologique ne permet pas de distinguer l'impact de ces deux types de caractéristiques séparément. Il faudra donc faire preuve de prudence lors de l'interprétation de nos résultats. Nonobstant cette hypothèse fondamentale d'homogénéité, on peut difficilement passer sous silence le fait que l'utilisation de mesures écologiques, particulièrement dans le domaine de la santé, permet non seulement de saisir des aspects du milieu local, mais aussi d'obtenir une estimation relativement stable dans le temps de la situation socio-économique. Ces mesures permettent, par exemple, de calculer des taux de mortalité selon le groupe social puisque la population soumise au risque (dénominateur des taux) est issue du recensement, offrant ainsi une répartition selon le groupe social. Cela n'est pas nécessairement le cas lorsque l'on utilise des mesures individuelles (Pampalon et Raymond, 2003).

1.2.2. Le mode comme mesure de tendance centrale

Comme nous allons le montrer, l'utilisation de l'âge modal au décès (M) dans l'étude de la mortalité à l'âge adulte est tout à fait justifiée. Effectivement, la durée modale de la vie constitue une bonne base pour l'observation de la survie jusqu'à la vieillesse et de la longévité (Kannisto, 2001).

Rappelons que l'espérance de vie à la naissance (e_0) est une mesure très sensible aux événements survenant avant l'âge adulte. Ainsi, puisque l'espérance de vie à la naissance est un cumul (moyen) d'années vécues, un jeune enfant qui échappe à la mort peut ajouter plusieurs dizaines d'années vécues

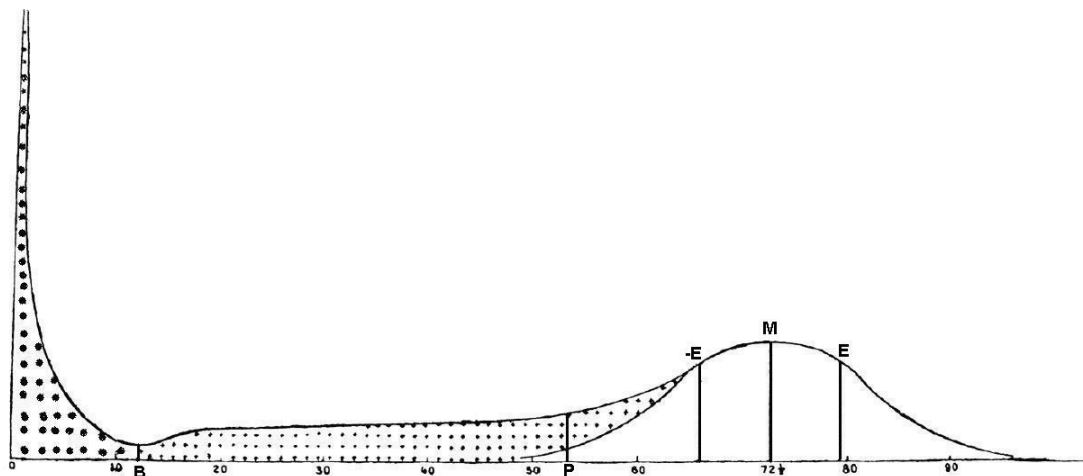
au calcul de e_0 ce qui aura pour effet d'augmenter substantiellement sa valeur. Ce qui fut d'ailleurs le cas au début du 20^e siècle au Canada (de même que dans la plupart des pays affichant aujourd'hui les plus faibles niveaux de mortalité) alors qu'il y eu une diminution drastique des maladies infectieuses (Bourbeau, 2004). Mais depuis le début des années 2000, les taux de mortalité infantile sont faibles et demeurent relativement stables (Statistique Canada, 2008). Par ailleurs, on sait que la deuxième moitié du 20^e siècle a connu un recul des maladies dégénératives telles les maladies cardio-vasculaires (Bourbeau, 2004). Cet important recul a principalement touché les âges plus avancés de la vie. Or, une personne âgée qui échappe à la mort à un âge donnée risque de n'ajouter que quelques années vécues au cumul, ce qui n'affecte pas tellement e_0 . À moins que ce soit une progression massive et à des âges près de la limite des décès prématurés comme ce fut le cas. Depuis 2001, la population des personnes de 80 ans et plus a augmenté de 25% ce qui fait qu'en 2006, plus d'une personne âgée sur quatre atteignait l'âge de 80 ans ou plus (Statistique Canada, 2007). De ce fait, l'âge modal au décès et la dispersion au-delà de cet âge semblent tout à fait appropriés pour mesurer ces « nouveaux » gains en matière de survie sans contredit plus modestes qu'entre 1950 et 2000.

Cette notion d'âge modal au décès émerge de l'idée qu'il existe une durée « normale » de la vie humaine. C'est Lexis (1878) qui défend cette idée en distinguant, dans la distribution des décès selon l'âge, trois catégories de décès. Ainsi, sur la figure 1.3 on peut discerner le mode M et reconnaître les trois différentes parties :

- (1) les décès prématurés d'enfants (zone entre la naissance et l'âge B)
- (2) les décès prématurés d'adultes (zone pointillée entre l'âge B et l'âge -E)
- (3) les décès normaux (ensemble délimité par la courbe en forme de cloche)

Avec des données provenant de la Finlande, Kannisto (2001) constate qu'entre 1750 et 1880, la mortalité était élevée et que l'espérance de vie et le mode

FIGURE 1.3. Courbe de mortalité par âge, Lexis



Source : Lexis (1878)

fluctuaient beaucoup. Mais, dans les années 1880, les fluctuations s'atténuent pour ces deux mesures et tandis que la durée de vie moyenne augmente de manière significative, le mode augmente de manière plus modeste. C'est à partir de 1970, que le mode commence soudainement à augmenter de manière importante alors qu'on remarque une plus faible progression de l'espérance de vie (voir figure A.1 en Annexe). « Une nouvelle ère, non apparente avec la durée de vie moyenne, venait de s'ouvrir. » (Kannisto, 2001)

En utilisant des tables de mortalité complètes quinquennales tirées de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC), Martel et Bourbeau (2003) ont examiné l'évolution, au sein de la population québécoise, de la répartition des décès selon l'âge ainsi que la compression de la mortalité pour les périodes 1921-1924 à 1995-1999. Ils ont constaté que, tant chez les hommes que chez les femmes, l'âge modal au décès s'est déplacé vers des âges de plus en plus élevés au cours des périodes à l'étude. Au même moment, le pourcentage de décès survenant au mode augmentait et cela s'accompagnait d'une diminution de la variance autour de l'âge modal (voir les figures A.2 et A.3 en Annexe).

Plus récemment, le même type de conclusion émane d'un article de Vladimir Canudas-Romo (2010) qui montre bien qu'au sein de la population suédoise, le rythme d'augmentation de l'âge modal au décès est plus élevé durant la seconde moitié du 20^e siècle que durant la première alors que c'est l'inverse pour l'espérance de vie à la naissance et l'âge médian au décès. De plus, l'espérance de vie à la naissance suit une trajectoire quasi stable contrairement à l'âge le plus commun au décès qui, quant à lui, affiche une augmentation évidente depuis 2003 (voir figure A.4 en Annexe). Soulignons qu'un des avantages d'utiliser le mode est qu'il est très sensible à des variations de la mortalité aux âges avancés, plus particulièrement aux âges au-delà du mode (Canudas-Romo, 2010).

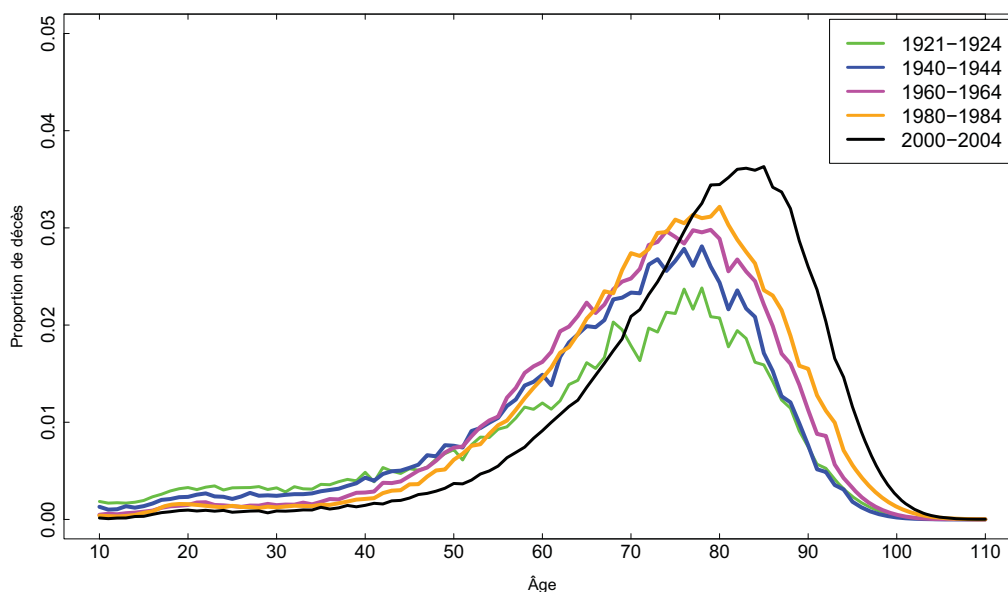
Il est primordial de préciser que la durée de vie la plus commune n'est pas utilisée ici en remplacement de l'espérance de vie à la naissance (âge moyen au décès), mais plutôt comme une mesure complémentaire à cette dernière. En effet, Canudas-Romo (2010) a démontré analytiquement que l'âge modal au décès est une mesure influencée strictement par des changements dans la mortalité qui surviennent aux grands âges. Par contre, l'âge moyen sera affecté peu importe si la mortalité est modifiée en-deçà ou au-delà de celui-ci. Ainsi, l'espérance de vie à la naissance ne nous informe pas aussi bien que l'âge modal sur la réduction de la mortalité aux âges avancés.

1.2.3. La dispersion des durées de vie

Une diminution de la dispersion des durées de vie, caractérisant le phénomène de compression de la mortalité, réfère à une augmentation de la concentration des âges au décès dans un intervalle du plus en plus restreint. Au Québec, ce phénomène s'est opéré tout au long du XX^e siècle mais de façon moins prononcée que pour des pays ayant une espérance de vie parmi les plus élevées comme le Japon, la Suède et la France (Martel et Bourbeau, 2003). On assiste, entre 1921-1924 et 2000-2004, à une évolution de la distribution des décès selon l'âge, de telle sorte qu'une plus grande proportion de décès se produirait aux

âges avancés. La majorité des décès surviennent également dans un intervalle d'âge qui diminue au fil du temps chez les hommes (voir figure 1.4) et chez les femmes (voir figure 1.5). Toutefois, cette évolution de la compression de la mortalité est plus évidente chez les femmes. Entre 1980-1984 et 2000-2004, les décès prématurés chez les hommes ont connu une diminution très importante donnant lieu à un report de la mortalité de la population masculine à des âges avancés. On s'aperçoit alors qu'une plus grande part des décès surviennent aux grands âges et on assiste également à un déplacement de la courbe de répartition des décès selon l'âge vers la droite.

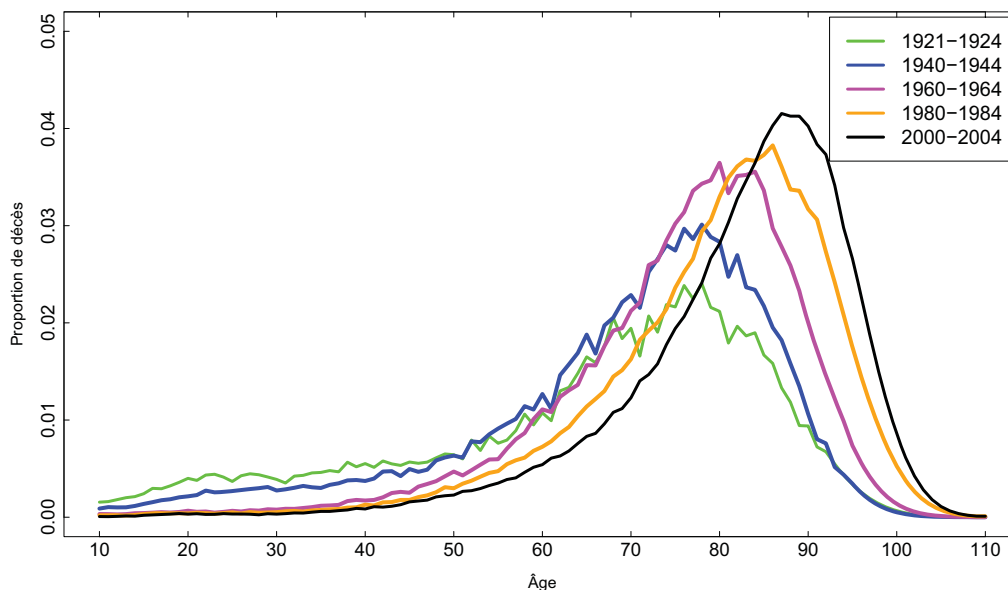
FIGURE 1.4. Proportion de décès selon l'âge pour les hommes du Québec, périodes sélectionnées entre 1921-1924 et 2000-2004



Source : Base de données sur la longévité canadienne (2011)

Dans une optique d'analyse de la mortalité aux âges avancés, nous utilisons une mesure de la variabilité des durées de vie en se penchant sur la portion des décès situés au-delà de l'âge modal. En effet, l'écart type des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès, noté $SD(M+)$ et proposé par Kannisto (2001), tout comme l'âge modal, n'est pas influencé par les décès se produisant avant le mode M (voir figure 1.6). Cet indicateur a émergé suite aux travaux,

FIGURE 1.5. Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, périodes sélectionnées entre 1921-1924 et 2000-2004

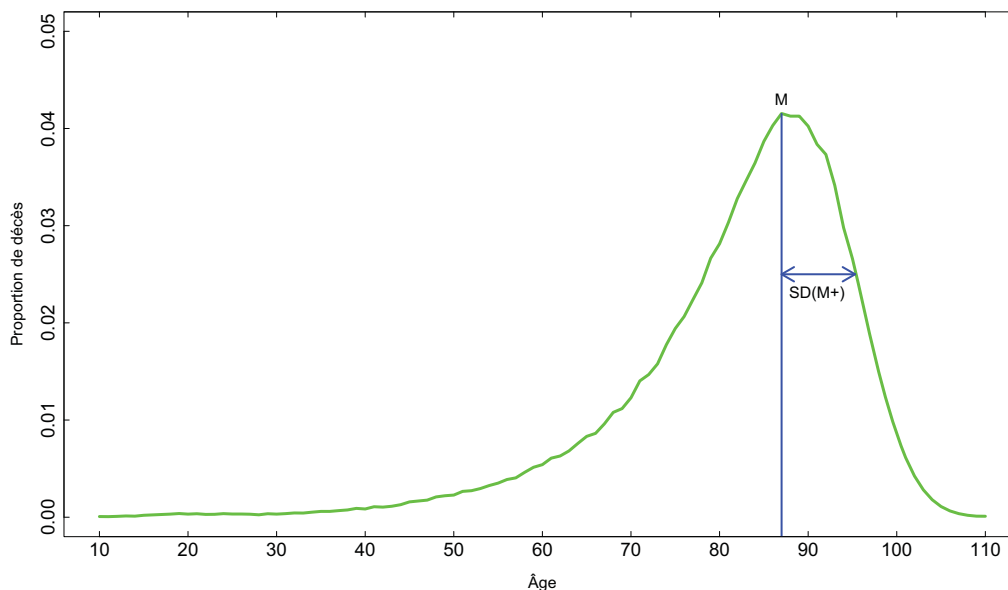


Source : Base de données sur la longévité canadienne (2011)

entre autres, de Wilmoth et Horiuchi (1999) qui ont démontré l'importance de s'intéresser à la variabilité des décès selon l'âge et non pas qu'à la tendance centrale de ces derniers.

La dispersion des durées de vie caractérise le degré d'homogénéité de la longévité chez les adultes et nous permet aisément d'effectuer des comparaisons dans le temps et dans l'espace, mais aussi entre divers sous-groupes de population. En s'appuyant sur cette idée d'homogénéité des durées de vie suite à une compression « complète » de la mortalité, il existe une hypothèse sous-jacente selon laquelle tous les individus d'une population, peu importe leurs caractéristiques, décéderont à l'âge limite de la vie humaine (Martel et Bourbeau, 2003). En admettant qu'une telle limite à la longévité puisse exister et sachant que tous les individus n'ont pas les mêmes caractéristiques (habitudes de vie, état de santé, génétique, ...), des inégalités sociales de mortalité, particulièrement quant à l'homogénéité des durées de vie, peuvent survenir.

FIGURE 1.6. Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, 2000-2004



Source : Base de données sur la longévité canadienne (2011)

On peut conclure que l'âge modal au décès combiné à une mesure de dispersion au-delà de cet âge, n'étant pas tributaires des décès prématurés, nous permettent d'apprécier les changements dans la mortalité aux âges avancés. Ces deux mesures permettent notamment de caractériser la longévité des individus d'une population dans un contexte de mortalité donné.

1.2.4. La mortalité différentielle selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale

1.2.4.1. Inégalités sociales de mortalité prématurée

Lors d'une étude de l'évolution de la mortalité prématurée au Québec, Pampalon *et al.* (2008) ont effectué des analyses selon les dimensions matérielle et sociale de l'indice de défavorisation, le sexe, la cause principale de décès et le milieu géographique. Ils considèrent que de mourir avant 75 ans, tant chez les hommes que chez les femmes, est en partie évitable puisque les déterminants de cette mortalité dite prématurée sont bien connus et certains font l'objet d'interventions de santé publique. Les auteurs constatent, entre 1989-1993

et 1999-2003, une diminution des taux ajustés¹ de mortalité prématurée entre les personnes les plus favorisées et les plus défavorisées aux plans matériel et social. Cette diminution est toutefois non significative au plan statistique chez les femmes plus défavorisées. De plus, Pampalon *et al.* (2008) notent une augmentation de l'écart relatif de mortalité prématurée entre les groupes extrêmes de défavorisation entre ces deux périodes autant chez les hommes que chez les femmes. L'augmentation des écarts relatifs est particulièrement marquée en milieu rural entre les quintiles extrêmes de l'indice.

1.2.4.2. *Inégalités d'espérance de vie*

Dans une première étude, Pampalon (2002) arrive à la conclusion que la durée de vie moyenne, soit l'espérance de vie à la naissance, est moins grande dans les quintiles les plus défavorisés lorsque les deux dimensions de l'indice sont croisées. En effet, ils mentionnent que l'espérance de vie, au cours de la période 1996-1998, des hommes les moins défavorisés est de huit années de plus que celles des hommes les plus défavorisés (Q1Q1 : 79,3 ans vs Q5Q5 : 71,3 ans). Pour les femmes, durant la même période, l'écart d'espérance de vie entre ces deux groupes est de 2,5 années (Q1Q1 : 82,6 ans vs Q5Q5 : 80,1 ans). Au cours de la période 2000-2002, des résultats similaires ont pu être constatés. Dans une seconde étude, Pampalon (2005) utilise les données de cette période pour montrer, en considérant les deux dimensions de l'indice simultanément, que l'espérance de vie des hommes et celle des femmes les plus favorisés sont respectivement de huit années (Q1Q1 : 80,1 ans vs Q5Q5 : 72,1 ans) et de trois années (Q1Q1 : 83,4 ans vs Q5Q5 : 80,4 ans) de plus que les moins favorisés. On peut penser que le même type de conclusion ressortirait d'une analyse de l'âge modal au décès. Par contre, puisque l'on y distinguerait les décès prématurés et les décès naturels (dus au vieillissement), les écarts inter-quintiles devraient être moins prononcés à cause de l'effet de sélection. En effet, les décès prématurés, souvent associés à nos façons de vivre, font en sorte que les individus les

¹Taux ajusté selon l'âge, le sexe, le milieu géographique et l'autre forme de défavorisation (matérielle ou sociale).

plus « fragiles » n'atteindront pas les âges avancés.

De son côté, Kannisto (2001) mentionne que les résultats de plusieurs études menées en Finlande montrent que la mortalité est en recul dans toutes les classes sociales. Par contre, les écarts entre ces groupes sont toujours grands. Il croit que si les efforts visant à réduire les inégalités devant la mort aboutissent, la dispersion des durées de vie sera plus faible. Il faut cependant demeurer prudent lorsque l'on veut mesurer cette dispersion puisque suivant le degré d'homogénéité à l'intérieur de chacun des quintiles de défavorisation, il se pourrait que la dispersion à l'intérieur de chaque quintile ait un poids plus élevé que la dispersion entre les quintiles. Une telle situation rendrait difficile l'analyse de différentiels. En effet, une trop grande part de la dispersion totale proviendrait de l'intérieur même de certains quintiles et masquerait de potentielles inégalités entre les quintiles (Edwards et Tuljapurkar, 2005).

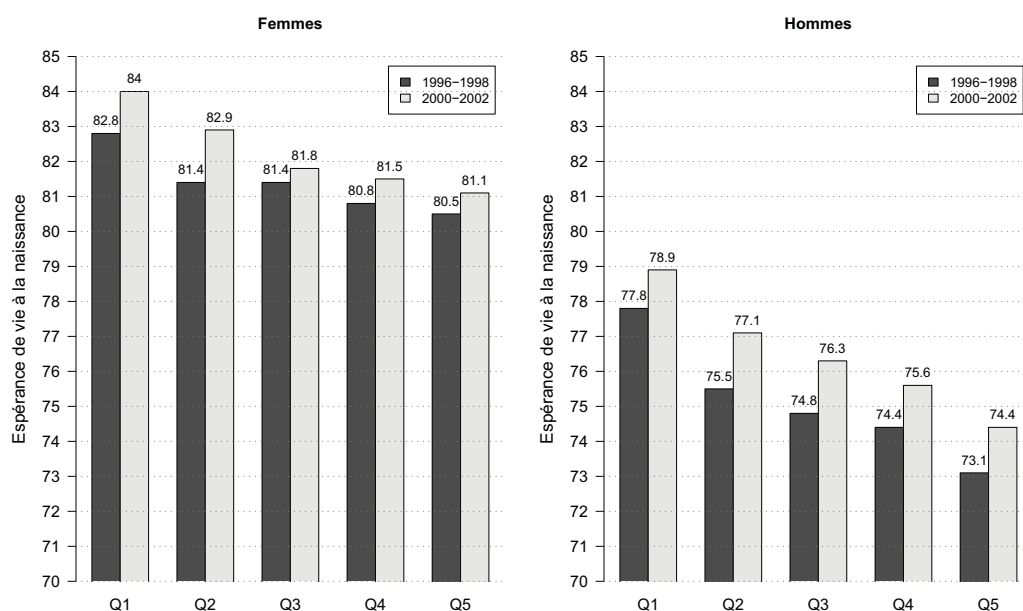
Lorsque l'on s'intéresse aux deux dimensions de l'indice de défavorisation de façon distincte, on constate clairement un gradient, autant chez les hommes que chez les femmes, avantageant les mieux nantis dans l'analyse des quintiles de défavorisation matérielle. Ce gradient n'apparaît toutefois pas de manière aussi nette lorsque l'on analyse plutôt les quintiles de défavorisation sociale. L'espérance de vie des hommes et des femmes, selon la dimension que l'on observe, ne suivent pas la même tendance².

En effet, l'espérance de vie à la naissance, en considérant la dimension matérielle (voir figure 1.7), diminue de façon relativement continue à mesure que

²La défavorisation matérielle est particulièrement importante dans les petites villes et le milieu rural alors que la défavorisation sociale marque principalement le monde urbain (source : http://www.msss.gouv.qc.ca/statistiques/atlas/atlas/index.php?id_carte=330#rmr). De façon générale, les modélisations faites dans les études citées dans cette section tiennent compte des différences quant à la zone géographique. Par contre, les statistiques tirées de l'INSPQ (2010) et présentées dans ce mémoire de maîtrise n'effectuent pas de tel ajustement.

la défavorisation augmente et ce, pour les deux sexes quoique plus abruptement chez les hommes. Pour la période 1996-1998, la différence entre l'espérance de vie à la naissance des moins défavorisés (Q1) et des plus défavorisés (Q5) est de 2,3 années et de 4,7 années chez les femmes et les hommes respectivement. La période 2000-2002 laisse transparaître, quant à elle, des écarts dans la durée de vie moyenne, entre le premier et le dernier quintile, de 2,9 années chez les femmes et de 4,5 années chez les hommes.

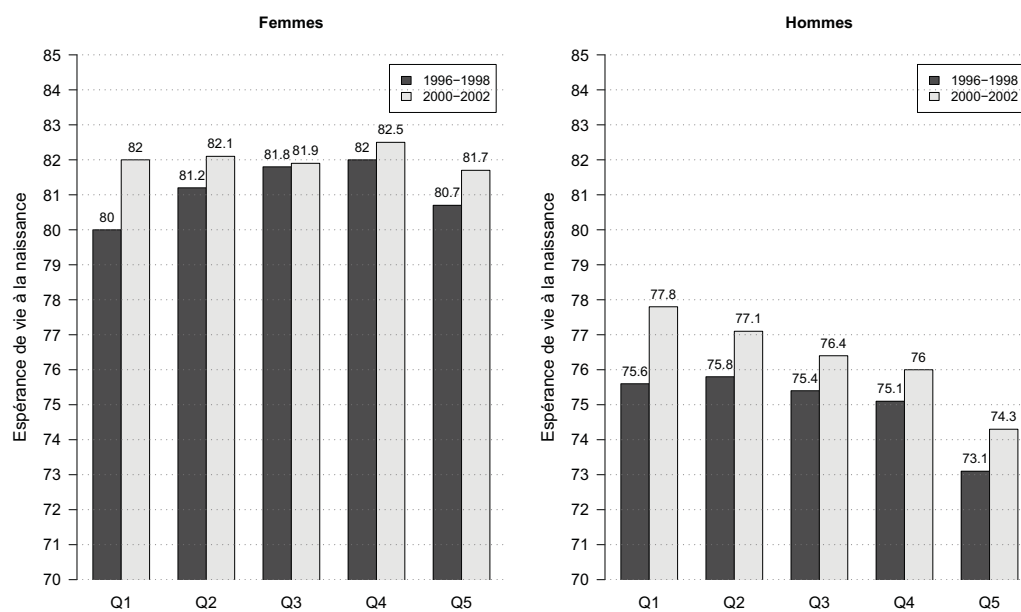
FIGURE 1.7. Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 1996-1998 et 2000-2002



Sources : Pampalon (2002) et Pampalon (2005)

Pour la dimension sociale (voir figure 1.8), l'espérance de vie à la naissance des hommes au cours de la période 1996-1998, est d'abord assez stable entre les quintiles 1 à 4 puis diminue d'environ deux ans pour le plus défavorisé (Q5). En 2000-2002, le gradient est beaucoup plus évident. Chez les femmes, la durée de vie moyenne augmente avant de diminuer pendant la première période. On remarque même que le quintile le plus favorisé (Q1) du point de vue social n'est nullement avantagé par rapport aux quintiles subséquents. La période 2000-2002 ne laisse entrevoir aucun avantage d'un quintile par rapport

FIGURE 1.8. Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 1996-1998 et 2000-2002



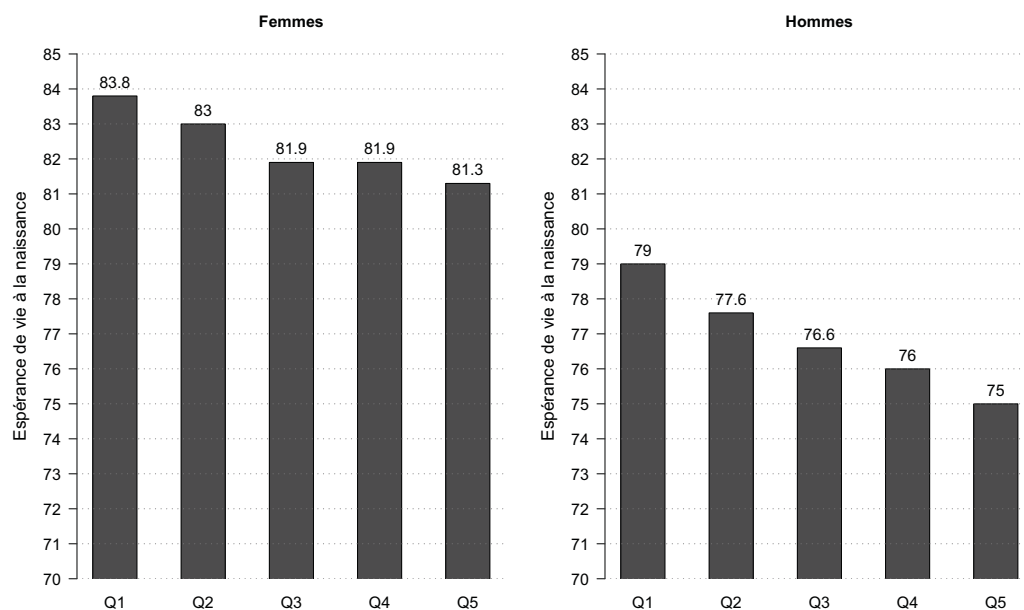
Sources : Pampalon (2002) et Pampalon (2005)

à un autre et on ne peut distinguer de gradient.

En ajoutant les années 2003 et 2004 aux résultats présentés antérieurement pour la période 2000-2002, on se rend compte que le gradient est toujours bien présent. Durant cette période, l'écart d'espérance de vie des hommes et celui des femmes entre les plus favorisés et ceux qui le sont le moins sont respectivement de 8,1 années (Q1Q1 : 80,5 ans vs Q5Q5 : 72,4 ans) et de 4,1 années (Q1Q1 : 83,9 ans vs Q5Q5 : 79,8 ans) (INSPQ, 2010). Ces différentiels, déduits à la suite du croisement de la dimension matérielle et de la dimension sociale, sont évidemment à l'avantage des mieux nantis. Par contre, on peut remarquer une stabilité de l'écart pour les hommes mais une augmentation pour les femmes par rapport aux périodes 1996-1998 et 2000-2002. Cette hausse de l'écart chez les femmes provient principalement de l'accroissement de la mortalité reliée au cancer du poumon et aux maladies des voies respiratoires inférieures chez les plus défavorisées (Pampalon *et al.*, 2008).

Lorsque l'on considère la défavorisation matérielle (figure 1.9), les femmes du quintile le plus défavorisé ont une durée de vie moyenne de 2,5 années de moins que celles faisant partie du quintile le plus favorisé. On remarque, pour les hommes, une diminution de l'écart entre ces deux groupes, par rapport aux périodes précédentes, alors que celui-ci est de quatre années pour 2000-2004.

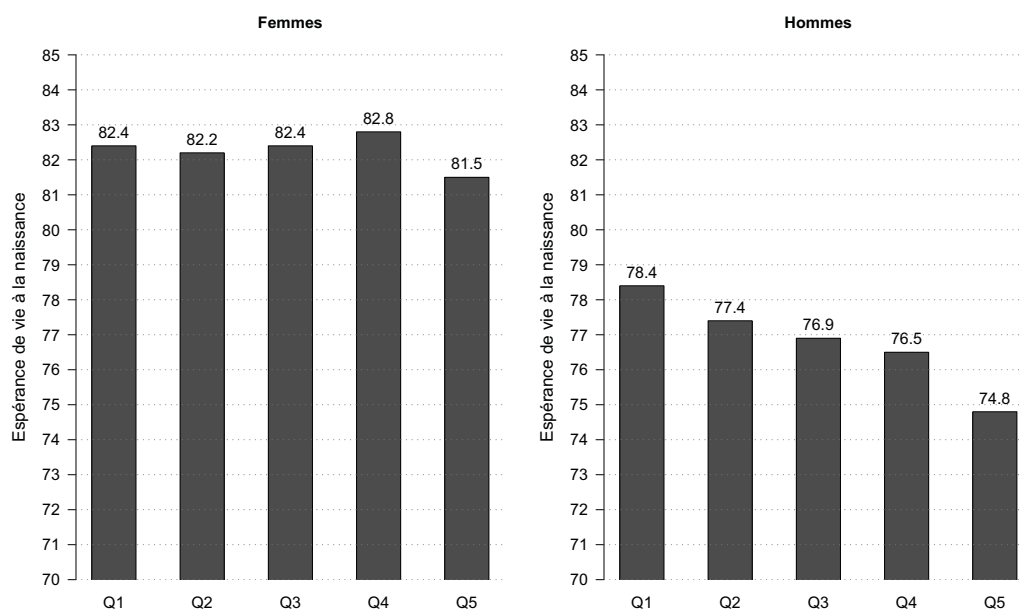
FIGURE 1.9. Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 2000-2004



Source : INSPQ (2010)

De plus, tout comme c'était le cas dans la figure montrant les espérances de vie pour les années 1996-1998 et 2000-2002, la figure 1.10 traduit bien certaines inégalités quant à la défavorisation sociale entre le quintile le plus et le moins défavorisé. Contrairement aux tendances observées à la figure 1.8, en particulier pour les hommes, le constat d'un avantage du quintile le plus favorisé par rapport aux quintiles subséquents est un peu plus marqué que lors des périodes considérées précédemment. Pour les hommes, 3,6 années séparent la durée de vie moyenne des plus favorisés de ceux l'étant le moins. Malgré une légère augmentation de l'écart entre le quintile 1 et le quintile 5, pour les femmes, par rapport aux périodes 1996-1998 et 2000-2002, la tendance semble

FIGURE 1.10. Espérance de vie à la naissance selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 2000-2004



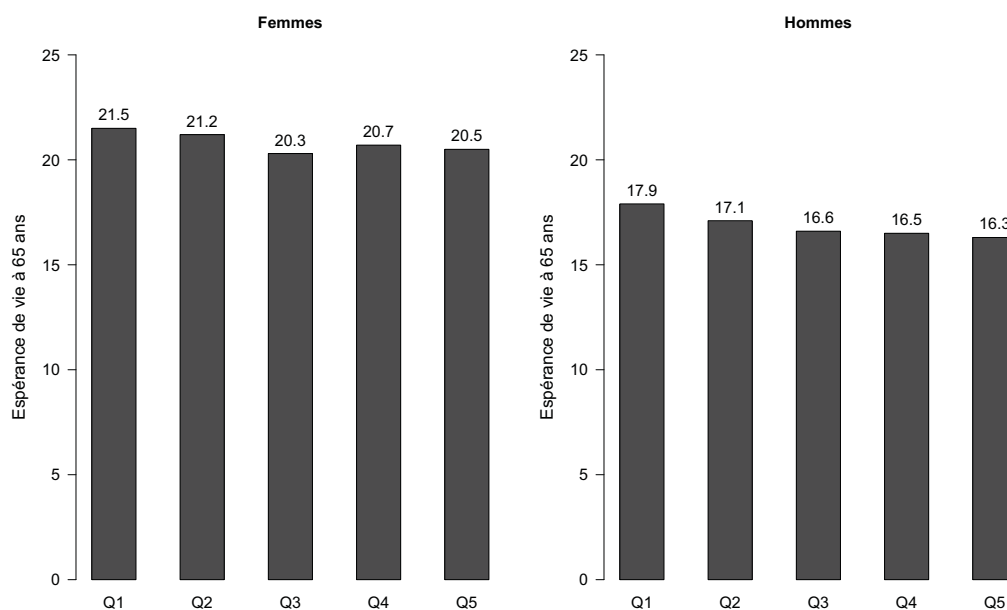
Source : INSPQ (2010)

être sensiblement la même.

Si on s'intéresse maintenant aux différences dans l'espérance de vie à 65 ans selon la dimension matérielle pour la période 2000-2004 (voir figure 1.11), on peut constater la présence d'un gradient comme c'était le cas pour l'espérance de vie à la naissance. Cependant, si on s'intéresse aux écarts absolus, le gradient est moins prononcé car en effet, 1 an chez les femmes et 1,6 année chez les hommes sépare les quintiles extrêmes Q1 et Q5.

Or, on s'aperçoit lors de l'analyse des rapports entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) qu'il ne semble pas y avoir de différence majeure entre les inégalités observées en matière d'espérance de vie à la naissance et celles à 65 ans au cours de la période 2000-2004. En ce qui a trait aux hommes, ces ratios d'espérances de vie à la naissance et à 65 ans sont respectivement de 1,05 et de 1,1. Pour les femmes, ces mêmes ratios se chiffrent à 1,03 et 1,05. On pourrait croire que les disparités, en termes relatifs, ne sont donc pas moins grandes aux âges

FIGURE 1.11. Espérance de vie à 65 ans selon le quintile de défavorisation matérielle, Québec, 2000-2004



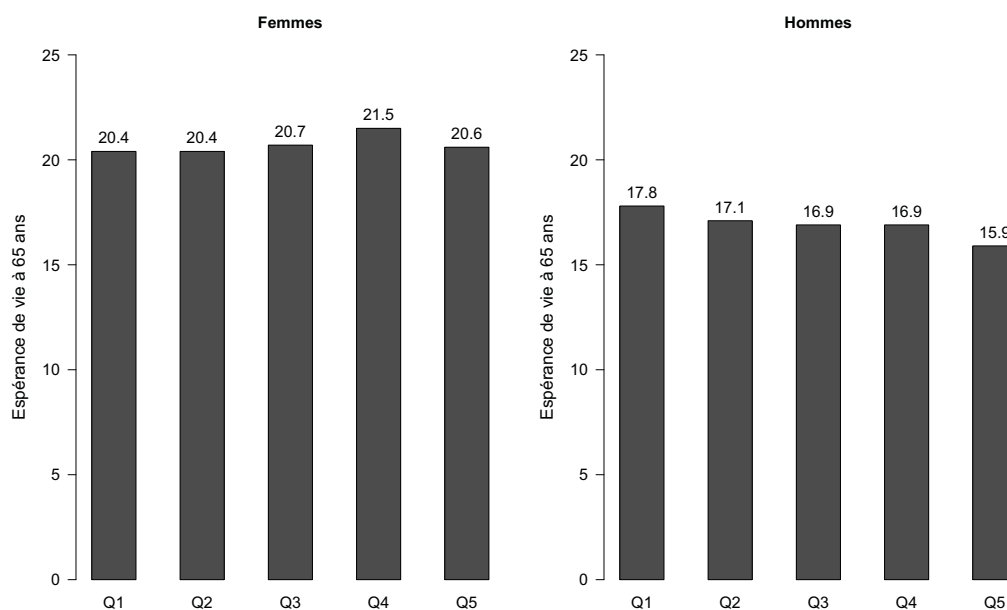
Source : INSPQ (2010)

plus avancés.

Relativement à la dimension sociale de l'indice de défavorisation, la figure 1.12 nous permet de tirer le même genre de conclusion que lors de l'analyse de l'espérance de vie à la naissance selon cette même dimension.

Les tendances sont analogues particulièrement chez les hommes où on constate une différence de 1,9 an entre les quintiles extrêmes Q1 et Q5. La tendance est toutefois équivoque chez les femmes. Si les deux dimensions de l'indice de défavorisation sont prises de façon simultanée, l'espérance de vie à 65 ans des hommes les moins défavorisés par rapport à ceux l'étant le plus engendre un écart de près de 5 années (Q1Q1 : 18,7 ans vs Q5Q5 : 14,6 ans). Pour les femmes, l'écart d'espérance de vie à 65 ans entre ces deux groupes est d'une année et demie (Q1Q1 : 21,3 ans vs Q5Q5 : 19,8 ans).

FIGURE 1.12. Espérance de vie à 65 ans selon le quintile de défavorisation sociale, Québec, 2000-2004



Source : INSPQ (2010)

Une analyse des rapports entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) laisse entrevoir que les inégalités sociales ne sont pas nécessairement moins importantes aux grands âges. En effet, on constate que pour les femmes, le ratio entre les quintiles extrêmes pour l'espérance de vie à la naissance est de 1,01 et de 0,99 pour l'espérance de vie à 65 ans. Chez les hommes, ces ratios sont respectivement de 1,05 et de 1,1.

1.3. QUESTIONS DE RECHERCHE

À la lumière de cette revue des principales études sur les sujets abordés dans les sections précédentes, nous pouvons formuler un certain nombre de questions de recherche. Tout d'abord, on peut se demander si l'âge modal au décès sera significativement différent selon le quintile de défavorisation lorsque les dimensions matérielle et sociale de l'indice sont combinées. Comme

des chercheurs (Pampalon et Raymond (2000) ; Pampalon (2002)) ont pu l'observer lors de l'étude des inégalités sociales dans la mortalité en utilisant l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans, nous pensons qu'il soit possible de constater l'existence de différences significatives, selon le sexe, entre les quintiles « extrêmes » de l'indice lors de la prise en compte simultanée des deux dimensions. De plus, nous voulons évaluer dans quelle mesure les écarts absolus dans la durée de vie la plus commune selon le niveau de défavorisation seront de plus faibles ampleurs comparativement aux écarts absolus dans l'espérance de vie à la naissance. Ajoutons que nous cherchons à décrire les changements dans les écarts absolus entre les quintiles extrêmes pour l'âge modal au décès entre 2000-2002 et 2005-2007. Également, on se demande si les rapports entre les quintiles extrêmes de l'indice de défavorisation pour l'âge le plus commun au décès seront inférieurs à ceux pour l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans. Finalement, pour les deux dimensions de l'indice, les quintiles de défavorisation sont relativement homogènes de par la construction de l'indice. De ce fait, on peut se demander quelle sera l'ampleur de la dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès selon les quintiles de l'indice de défavorisation lorsque les dimensions matérielle et sociale sont combinées. Nous cherchons aussi à voir si l'hétérogénéité des durées de vie chez les personnes âgées selon le niveau de défavorisation a changé significativement entre 2000-2002 et 2005-2007.

Chapitre 2

SOURCES DE DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

2.1. SOURCES DE DONNÉES

Les données que nous utilisons nous ont été fournies par l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ). Les données ont été mises à notre disposition sous forme de fichiers Excel spécifiquement élaborés dans le cadre de ce mémoire de maîtrise. Ainsi, il nous a été possible d'obtenir les effectifs de la population du Québec, par sexe et par année d'âge avec un intervalle d'âge ouvert à partir de 100 ans en date du 1^{er} juillet 2001 et 2006. Ces effectifs proviennent des recensements de la population et ne sont donc pas corrigés pour le sous-dénombrement. Puisqu'il s'agit des effectifs de population au milieu des deux périodes d'étude soit 2000-2002 et 2005-2007, nous avons fait l'hypothèse d'une évolution linéaire de la population au cours de ces années. Ainsi, ces effectifs correspondent à la population soumise au risque de décéder dans chacune des périodes. Nous disposons aussi de données sur les décès, extraites des fichiers administratifs des décès du Québec, pour les années de calendrier 2000 à 2007 par année d'âge et par sexe.

Les données sur les décès de même que les effectifs de la population soumise au risque de décéder sont disponibles suivant une répartition selon le quintile de défavorisation matérielle, sociale ainsi que selon le croisement de ces deux dimensions de l'indice de défavorisation. Cette répartition est faite au niveau provincial, de telle sorte qu'aucune distinction n'est faite entre les

différentes régions du Québec. Plus précisément, cela signifie que la province a été considérée comme un tout lors de la fragmentation de celle-ci en quintiles. Mentionnons que le croisement des deux dimensions de l'indice ne laisse que 4% des décès des années 2000 à 2006 et des effectifs de population de 2001 et de 2006 par âge dans chacune des 25 combinaisons possibles. Nous avons donc fait face à des problèmes de très petits nombres, particulièrement lorsqu'il s'agissait des décès à des âges jeunes ou très avancés. Pour remédier à cette situation, nous avons utilisé une méthodologie selon laquelle il est possible de tenir compte des deux dimensions de l'indice simultanément (INSPQ, 2011) et qui le rend comparable directement avec les deux autres dimensions puisque nous obtenons également une répartition en quintile (5 groupes comprenant 20% des observations). Cette répartition est présentée de façon plus détaillée ci-après (voir figure 2.1).

FIGURE 2.1. Modalités de regroupement des quintiles de défavorisation matérielle et sociale

Combinaison des dimensions matérielle et sociale de l'indice de défavorisation (Q1 à Q5)

		Composante sociale				
		Très favorisé Q1	Q2	Q3	Q4	Très défavorisé Q5
Composante matérielle	Très favorisé Q1	Q1	Q1	Q1	Q2	Q3
	Q2	Q1	Q2	Q2	Q3	Q4
	Q3	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
	Q4	Q2	Q3	Q4	Q4	Q5
	Très défavorisé Q5	Q3	Q4	Q5	Q5	Q5

Source : INSPQ

Il faut préciser qu'il y a une partie de la population (2 à 3%) pour laquelle l'indice n'a pu être attribué. Ces personnes sont exclues puisqu'elles vivent en institution ou qu'elles proviennent d'unités géographiques trop petites (INSPQ,

2009) et donc, Statistique Canada ne publie aucune information socio-économique pour ces individus. Le même problème se pose dans le cas des décès mais concerne cette fois-ci un pourcentage plus élevé : environ 14% pour les années 2000 à 2002 et autour de 18% pour les années 2005 à 2007. Le tableau 2.1 présente ces informations de façon plus exhaustive.

TABLEAU 2.1. Nombre absolus et pourcentage de décès avec quintile manquant, sexes réunis, Québec, 2000 à 2007

	2000	2001	2002	2005	2006	2007
Décès totaux	53 287	54 372	55 748	55 988	54 425	56 747
Décès quintile manquant						
Tous les âges	7 304 (13,7%)	7 595 (14,0%)	7 929 (14,2%)	10 278 (18,4%)	10 199 (18,7%)	10 804 (19,0%)
Parmi les 75 ans et plus ¹	5 817 (79,6%)	6 181 (81,4%)	6 455 (81,4%)	8 433 (82,0%)	8 349 (81,9%)	8 900 (82,4%)

¹ Nombre absolu et pourcentage de décès avec quintile manquant de personnes âgées de 75 ans et plus par rapport au nombre absolu et au pourcentage pour tous les âges.

Dans le but d'avoir un échantillon le plus grand possible, nous nous sommes vu dans l'obligation de procéder à une répartition des effectifs de population et des décès selon l'âge pour lesquels aucun quintile n'avait été octroyé. Dès lors, pour les décès, nous avons effectué ces répartitions en respectant la proportion par quintile pour lesquels un indice était attribué. Pour la population, nous avons procédé à une répartition uniforme entre les quintiles. Notons que nous avons appliqué cette démarche selon le sexe et pour les 25 combinaisons de croisement possibles des deux dimensions matérielle et sociale et ce, pour les deux périodes à l'étude. L'hypothèse sous-jacente à cette procédure est que la répartition de la population et des décès pour lesquels aucun quintile n'est associé est la même que celle pour lesquels un quintile a pu être généré. Au niveau de la population, cette hypothèse introduit un biais relativement petit puisqu'elle ne s'applique qu'à un faible pourcentage des effectifs totaux de population. Il faut par contre demeurer prudent en ce qui a trait aux décès puisque le pourcentage touché par cette hypothèse est notable. De plus, il

est raisonnable de penser que la très grande majorité des personnes âgées de plus de 75 ans, qui représentent environ 80% des décès avec indice manquant, vivaient en institution au moment de leur décès. À ce propos, Pampalon et Raymond (2003) ont pu démontrer que peu importe le type de service utilisé – hospitalisation, chirurgie d’un jour ou hébergement en institution de soins prolongés – le lien entre le recours à un de ces services et la défavorisation n’est pas très fort, malgré que qu’il varie selon la forme de défavorisation. Conséquemment, rien ne porte à croire que la répartition entre les quintiles des décès de personnes vivant en institution soit différente de celle des décès de personnes non-institutionnalisées. Notons également que pour neuf décès en 2006 et un décès en 2007, soit respectivement 0.02% et moins 0.001% des décès totaux, il a été impossible d’assigner un indice puisque le code postal de ces personnes n’a pas été trouvé. Ceux-ci ont été exclus de nos analyses. Ainsi, lorsque nous observons les deux dimensions combinées de l’indice de défavorisation, nous obtenons des échantillons comportant près de 20% des décès totaux et de la population totale dans chacun des quintiles.

Finalement, puisque notre intérêt se porte sur la mortalité aux âges avancés, nous avons d’abord considéré les décès des personnes âgées de 10 ans et plus, tel que suggéré par Edwards et Tuljapurkar (2005). Par contre, puisque très peu de décès surviennent entre 10 ans et 20 ans dans chaque quintile, nous avons traité les observations qu’à partir de 20 ans pour tous les quintiles de l’indice de défavorisation.

2.2. MÉTHODOLOGIE

Dans le cadre de nos recherches, nous avons utilisé la méthodologie développée par Ouellette (2011) puisque celle-ci est tout à fait adaptée à l’atteinte de nos objectifs. En effet, nous nous sommes efforcés de suivre une démarche permettant l’analyse des inégalités sociales pouvant subsister aux âges avancés. Dans le cas de la mortalité prématurée, les inégalités ont été démontrées à maintes reprises. Nous étions cependant intéressés à savoir si au-delà des

âges adultes où les décès sont plutôt liés aux habitudes de vie et aux accidents, des différences persistent encore entre les plus favorisés et les moins nantis. Le fait d'utiliser la durée de vie la plus commune comme mesure comparative entre les quintiles de défavorisation nous permet de nous concentrer sur les différences subsistant en matière de mortalité aux grands âges. En effet, Canudas-Romo (2010) a démontré que si on définit l'âge modal au décès M comme suit :

$$M = x \text{ tel que } x > 5 \text{ et } d(x) > d(a) \text{ pour tout } a > 5,$$

où $d(x)$ représente les décès à l'âge x .

Et si on dénote la force de mortalité aux temps 1 et 2 respectivement $\mu_1(x)$ et $\mu_2(x)$ et que l'on suppose que $\mu_1(x) \geq \mu_2(x)$ pour tous x , alors

si $\mu_1(x) = \mu_2(x)$ pour tout $x \geq M_1$,

alors $M_1 = M_2$;

si $\mu_1(x) > \mu_2(x)$ pour $M_1 < x \leq y$ tel que $d_2(y) > d_1(M_1)$,

alors $M_1 < y \leq M_2$.

En d'autres termes, si la mortalité reste stable à l'âge x entre les temps 1 et 2 pour n'importe quel x au-dessus du mode enregistré au temps 1, alors l'âge modal ne changera pas. Par contre, si la mortalité diminue à l'âge x et que cet âge est compris entre le mode au temps 1 et un certain âge y tel que les décès au temps 2 à l'âge y sont plus nombreux que les décès au mode du temps 1, alors l'âge modal augmentera.

Maintenant, si on définit l'âge moyen au décès e^0 (ou e_0) comme suit :

$$e^0 = \int_0^{\infty} x d(x) dx$$

on peut alors dire que

si $\mu_1(x) > \mu_2(x)$ pour un certain x ,

alors $e_1^0 < e_2^0$

Puisque la durée de vie moyenne augmente peu importe l'âge x ou les âges x auxquels on assiste à une diminution de la mortalité, il devient difficile de

déterminer si les gains sont attribuables à des améliorations aux âges avancés plus particulièrement.

On parvient alors, grâce à cette mesure qu'est le mode d'une distribution des décès selon l'âge, à mieux isoler les changements qui surviennent aux grands âges. C'est justement ce que nous cherchons à faire dans ce mémoire en ajoutant un aspect de comparaison selon le niveau de défavorisation.

La méthodologie décrite dans la présente section sera appliquée séparément selon le sexe et selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées.

2.2.1. Taux de mortalité et force de mortalité

Grâce aux données par âge sur les décès observés \mathcal{D}_x et sur les estimations de population exposée au risque de décéder \mathcal{E}_x , il nous a été possible d'obtenir une série de taux de mortalité m_x où :

$$m_x = \frac{\mathcal{D}_x}{\mathcal{E}_x}.$$

Nous avons fait l'hypothèse que le taux instantané de mortalité (force de mortalité) μ_x était constant à l'intérieur de chaque intervalle d'âge $[x, x + 1)$. Cette hypothèse nous sera utile à la sous-section suivante.

2.2.2. Modèle de régression de Poisson

La loi de Poisson est une loi de probabilité discrète, c'est-à-dire que l'ensemble des valeurs possibles que peut prendre une certaine variable aléatoire sont dénombrables. Cette loi sert notamment à étudier le nombre d'événements se produisant à l'intérieur d'un intervalle de temps donné, par exemple, un nombre de décès survenant à un âge x en année révolue.

Puisque nous avons considéré la force de mortalité μ_x , soit la mesure de la mortalité à chaque instant de la vie, comme étant constante à l'intérieur de l'intervalle d'âge $[x, x + 1)$, les \mathcal{D}_x peuvent être vus comme des réalisations

d'une loi de Poisson de moyenne $\mathcal{E}_x \cdot \mu_x$, c'est-à-dire

$$\mathcal{D}_x \sim \text{Poisson}(\mathcal{E}_x \cdot \mu_x)$$

C'est donc suivant cette hypothèse que nous avons appliqué un modèle de régression de Poisson avec $\mathbf{D} = (\mathcal{D}_{20}, \mathcal{D}_{21}, \dots, \mathcal{D}_{99})'$ comme variable dépendante. Cela implique que

$$\boldsymbol{\eta} = \ln(\mathbb{E}[\mathbf{D}])$$

où $\boldsymbol{\eta}$ est un prédicteur linéaire.

De la relation entre les deux équations précédentes, on peut déduire que

$$\boldsymbol{\eta} = \ln(\mathbb{E}[\mathbf{D}]) = \ln(\mathbf{E} \cdot \boldsymbol{\mu}) = \ln(\mathbf{E}) + \ln(\boldsymbol{\mu}) = \ln(\mathbf{E}) + \mathbf{B}\boldsymbol{\alpha}$$

tel que les vecteurs \mathbf{D} , \mathbf{E} et $\boldsymbol{\mu}$ représentent respectivement les décès observés, les expositions au risque et la force de mortalité pour un âge donné.

Le modèle de régression nous permettra d'estimer $\boldsymbol{\eta}$ comme suit

$$\hat{\boldsymbol{\eta}} = \ln(\mathbf{E}) + \mathbf{B}\hat{\boldsymbol{\alpha}} \quad (2.2.1)$$

où \mathbf{E} et \mathbf{B} sont connus mais les $\hat{\alpha}(x)$, coefficients des $B(x)$, devront être estimés. Nous verrons, à la sous-section suivante, ce que représentent \mathbf{B} et $\boldsymbol{\alpha}$.

2.2.3. Lissage par P-splines

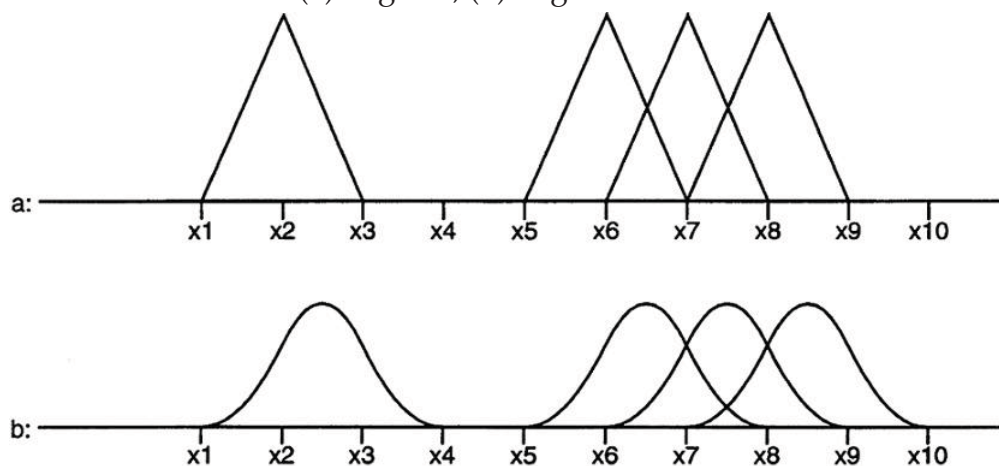
La particularité de la méthodologie utilisée dans ce mémoire est liée au fait que nous avons préféré ne pas nous en tenir à la rigidité d'un modèle paramétrique tels Gompertz et logistique (aux grands âges) pour modéliser les décès observés et ainsi trouver l'âge le plus commun au décès.

Dans leur article, Ouellette et Bourbeau (sous presse) montrent bien l'avantage d'utiliser une approche non paramétrique par rapport à l'approche de Kannisto (2001) pour identifier l'âge modal au décès. En effet, cette dernière approche paramétrique engendre des tendances au fil du temps dans les \widehat{M} et

$\widehat{SD}(M^+)$ qui sont nettement moins stables et faciles à lire que selon l'approche de Ouellette et Bourbeau (sous presse). De plus, notre population à l'étude est relativement petite compte tenu du fait que nous l'avons scindé d'abord par sexe puis par quintile de défavorisation. Ainsi, l'approche non paramétrique utilisée nous donne une très bonne représentation des données observées au sein de ces sous-groupes de la population québécoise dans la mesure où cette approche est plus flexible qu'un modèle paramétrique.

Nous avons favorisé une approche non paramétrique reposant sur l'analyse fonctionnelle utilisant une base B-spline. Un B-spline de degré k est construit à partir de parties de polynômes de degré k reliées entre elles par des *noeuds*. Ces noeuds correspondent à une valeur sur l'axe des abscisses (domaine de lissage). Le nombre de noeuds ainsi que la distance entre chacun d'eux sont définis par l'utilisateur. Pour illustrer ces notions, la figure 2.2 (a) montre des B-splines de degré $k = 1$ construit à partir de deux segments linéaires (droites).

FIGURE 2.2. Illustrations d'un B-spline isolé et plusieurs autres qui se chevauchent (a) degré 1 ; (b) degré 2



Source : Eilers et Marx (1996)

Le B-spline complètement à gauche est construit de telle sorte que la première partie est non nulle entre x_1 et x_2 et la deuxième entre x_2 et x_3 avec des noeuds à x_1 , x_2 et x_3 . La figure 2.2 (b) présente des B-splines de degré $k = 2$

c'est-à-dire qu'ils consistent en trois parties de polynômes quadratiques. Si on s'attarde au B-spline à l'extrême gauche, on peut voir que les trois segments de polynômes sont reliés de façon à ce que x_1, x_2, x_3 et x_4 soient des noeuds.

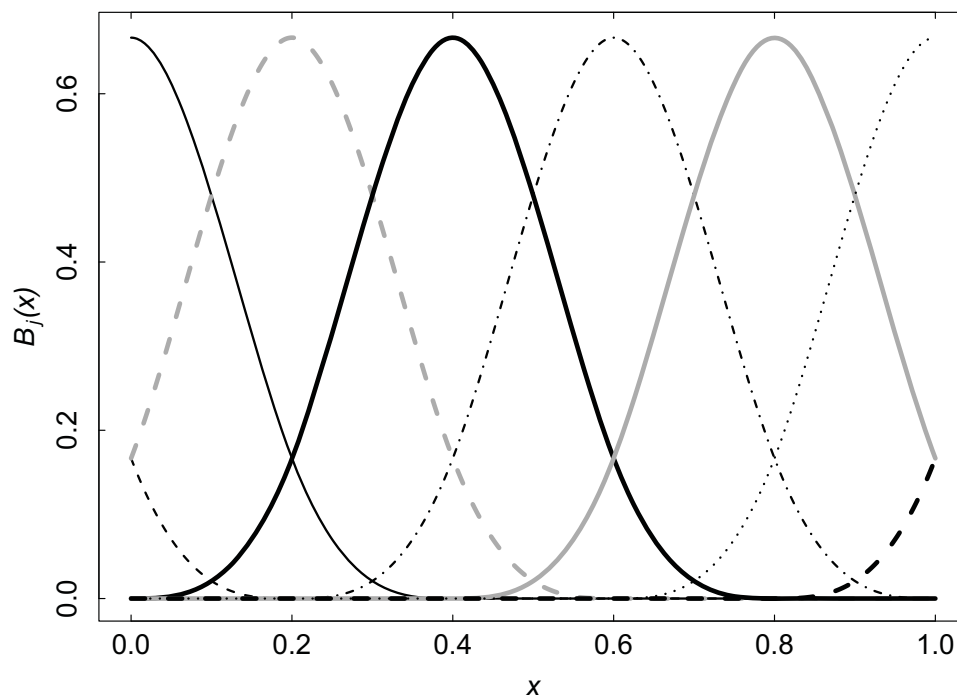
Lors de nos modélisations, nous avons utilisé des B-splines cubiques soit, de degré $k = 3$. La matrice \mathbf{B} des B-splines est définie de la manière suivante

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} B_1(x_1) & B_2(x_1) & \dots & B_m(x_1) \\ B_1(x_2) & B_2(x_2) & \dots & B_m(x_2) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ B_1(x_n) & B_2(x_n) & \dots & B_m(x_n) \end{bmatrix}$$

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

De tels B-splines sont présentés dans la figure 2.3 avec $m = 8$ et $n = 1000$.

FIGURE 2.3. Base B-spline construites à partir de 8 B-splines cubiques avec noeuds équidistants



Source : Ouellette et Bourbeau (sous presse)

Nous estimerons les paramètres inconnus α du modèle de régression de Poisson à l'aide d'une approche non paramétrique qui combine les notions de B-splines et de pénalités. Cette approche est connue sous le nom de méthode par P-splines. Précisons que ces α , coefficients des B-splines, n'ont aucune « interprétation scientifique » [traduction] et c'est sur cette base que l'on parle ici de non paramétrique, par opposition aux coefficients β d'un modèle paramétrique d'une régression linéaire $Y = X\beta$ qui ont une valeur interprétable. Ces pénalités évitent les changements trop abrupts qui pourraient survenir entre des B-splines subséquents.

L'idée principale de la méthode par P-splines est de générer une matrice B comprenant un grand nombre de B-splines de telle sorte que notre modèle suit de près les données observées. Notons qu'un nombre *suffisamment* élevé de B-splines générerait une courbe passant par tous les points à modéliser. Par contre, cette façon de faire ne résulte pas en une courbe lisse. Il faut imposer une pénalité afin de rendre la courbe estimée plus lisse. Cette pénalité assure donc des variations moins brusques entre les α (les coefficients des B-splines) c'est-à-dire, la hauteur des B-splines.

2.2.4. Fonctions de survie et de densité

Il nous a alors été possible, à partir des $\hat{\mu}_x$ obtenus suite à l'application du modèle de régression de Poisson défini précédemment, d'estimer la fonction de survie lissée \hat{S}_x puisque

$$\hat{S}_x = \exp\left(-\int_0^x \hat{\mu}(t) dt\right) \quad (2.2.2)$$

où, par l'équation (2.2.1),

$$\hat{\mu}_x = \exp(\mathbf{B}(x)\hat{\alpha}).$$

On ne peut résoudre cette intégrale algébriquement puisque nous avons utilisé un modèle non paramétrique. De fait, nous avons dû la résoudre numériquement.

À partir de l'équation (2.2.2), nous avons pu déduire la fonction de densité qui décrit la répartition des âges au décès standardisée \hat{f}_x , c'est-à-dire ayant contrôlé pour l'exposition au risque :

$$\hat{f}_x = \hat{\mu}_x \hat{S}_x. \quad (2.2.3)$$

De cette dernière courbe, nous estimerons la valeur de \widehat{M} , soit l'âge modal au décès et l'écart type au-delà de cet âge $\widehat{SD}(M+)$. En effet, nous obtenons

$$\widehat{M} = \max \hat{f}_x \quad (2.2.4)$$

et

$$\widehat{SD}(M+) = \sqrt{\frac{\int_{\widehat{M}}^{\infty} (x - \widehat{M})^2 \hat{f}_x dx}{\int_{\widehat{M}}^{\infty} \hat{f}_x dx}}. \quad (2.2.5)$$

Il est important de préciser que puisque chacune des distributions des \mathcal{D}_x et \mathcal{E}_x est unique, la densité \hat{f}_x à laquelle elle est associée l'est tout autant.

2.2.5. Méthode *bootstrap* pour la construction des intervalles de confiance

Puisque nous ne connaissons pas la *loi* de \widehat{M} , il nous est impossible d'appliquer un test statistique ou de construire des intervalles de confiance de façon analytique nous permettant de déterminer s'il existe des différences significatives entre l'âge modal au décès selon le niveau de défavorisation. Nous utiliserons donc, pour chaque mode estimé \widehat{M} et chaque écart type au-delà du mode estimé $\widehat{SD}(M+)$, la méthode *bootstrap* non paramétrique intitulée *residual bootstrap method* (Koissi *et al.*, 2006) afin d'estimer leur variance. Selon cette méthode, on définit les résidus (*deviance residuals*, en anglais) de Poisson r_x comme suit :

$$r_x = \text{sign}(\mathcal{D}_x - \widehat{\mathcal{D}}_x) \times \sqrt{2 \times \left[\mathcal{D}_x \ln \left(\frac{\mathcal{D}_x}{\widehat{\mathcal{D}}_x} \right) - (\mathcal{D}_x - \widehat{\mathcal{D}}_x) \right]}. \quad (2.2.6)$$

où r_x , \mathcal{D}_x et $\widehat{\mathcal{D}}_x$ sont respectivement les éléments des vecteurs \mathbf{r} , \mathbf{D} et $\widehat{\mathbf{D}}$ pour $x \in \{20, \dots, 99\}$. Rappelons que $\widehat{\mathcal{D}}_x = \mathcal{E}_x \cdot \hat{\mu}_x$, avec \mathcal{E}_x et $\hat{\mu}_x$ représentant respectivement l'exposition au risque de décéder et la force de mortalité estimée à l'âge x . Du vecteur des résidus \mathbf{r} , il s'agit de générer K échantillons de résidus

bootstrap $\mathbf{r}^{(k)}$, tel que $k = 1, \dots, K$, en effectuant des tirages aléatoires avec remise des éléments r_x du vecteur \mathbf{r} . On doit ensuite résoudre l'équation suivante obtenue en réorganisant l'équation (2.2.6)

$$[\mathbf{r}_x^{(k)}]^2 - \mathcal{D}_x \ln(\mathcal{D}_x) - \mathcal{D}_x \ln(\hat{\mathcal{D}}_x) + \mathcal{D}_x - \hat{\mathcal{D}}_x = 0. \quad (2.2.7)$$

On en déduit les décès bootstrap $\hat{\mathcal{D}}_x^{(k)}$ que l'on rapporte aux effectifs de population soumise au risque \mathcal{E}_x . On réexécute la procédure de lissage par P-spline afin d'obtenir des coefficients bootstrap $\hat{\alpha}^{(k)}$ et ainsi en déduire une fonction de densité lissée de laquelle on estime l'âge modal au décès et l'écart type au-delà de cet âge soient, $\widehat{M}^{(k)}$ et $\widehat{SD}(M+)^{(k)}$. Nous avons répété cette procédure pour $K = 5000$ fois.

De ces distributions de 5000 âges modaux au décès et écarts type au-delà de ces âges, nous avons construit des intervalles de confiance à 95% autour de chaque \widehat{M} et $\widehat{SD}(M+)$ estimés. Pour ce faire, nous avons utilisé la méthode des percentiles. Les 5000 valeurs obtenus ont d'abord été ordonnées de la plus faible à la plus élevée et la $(0,975 \times 5000)^e$ et la $(0,025 \times 5000)^e$ ont respectivement servi de bornes supérieure et inférieure à nos intervalles de confiance. Il est important de noter que ces intervalles de confiance ne sont pas symétriques autour de \widehat{M} et $\widehat{SD}(M+)$ de par la construction de ceux-ci par la méthode bootstrap reposant sur les résidus. En effet, si certains résidus rééchantillonnés sous-estiment (surestiment) les données réelles de façon relativement importante, l'intervalle de confiance sera asymétrique à gauche (à droite). Nous avons pu, à partir de ces intervalles de confiance, déterminer s'il existe des différences significatives entre les \widehat{M} et entre les $\widehat{SD}(M+)$ estimés selon le quintile de défavorisation.

Toutes les analyses ont été réalisées à l'aide du logiciel \mathcal{R} version 2.11.1 puisque qu'il existe une fonction préprogrammée intitulée *MortalitySmooth* nous permettant d'effectuer un lissage non-paramétrique par P-splines de données sur des décès générés par une loi de Poisson. Ainsi, nous avons procédé à

l'ajustement de 20 modèles de régression de Poisson desquels nous obtenons alors autant de valeurs pour \widehat{M} et $\widehat{SD}(M+)$. En effet, nous en obtiendrons un par quintile de défavorisation (matérielle et sociale combinées) et ce, de façon distincte selon le sexe et les deux périodes à l'étude. À partir des intervalles de confiance que nous avons construits autour de chaque âge modal estimé et écart-type au-delà du mode estimé, il nous a été possible de déterminer qu'il existe des différences significatives entre ces mesures, selon le sexe et la période c'est-à-dire, lorsqu'il n'y a aucun chevauchement entre leur intervalle respectif.

Chapitre 3

INÉGALITÉS SOCIALES DE MORTALITÉ SELON LE NIVEAU DE DÉFAVORISATION : DIMENSIONS MATÉRIELLE ET SOCIALE COMBINÉES

Dans ce chapitre, nous vous présentons les principaux résultats de nos différentes analyses. Nous avons d'abord procédé à la validation de notre méthodologie de répartition des décès de personnes pour lesquelles aucun quintile de l'indice de défavorisation n'avait pu être attribué. Pour ce faire, nous avons construit des tables de mortalité afin de comparer l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans obtenues à l'aide de nos données avec celles issues de deux autres sources.

Dans une seconde section, nous avons, à l'aide des répartitions des décès par âge pour les périodes 2000-2002 et 2005-2007, analysé les inégalités sociales de mortalité en comparant l'âge le plus commun au décès \widehat{M} des individus de chaque quintile de l'indice de défavorisation.

Une troisième section fût consacrée à des comparaisons entre les inégalités sociales qui subsistent en matière d'espérance de vie à la naissance et à 65 ans à l'aide de nos propres tables de mortalité et de l'âge modal au décès. Afin de faciliter la comparaison avec ce dernier, nous avons calculé l'âge auquel une personne ayant survécu jusqu'à 65 ans peut espérer vivre. Nous avons ajouté

65 ans à l'espérance de vie à 65 ans que nous avons calculé. Nous avons calculé les écarts absolus entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) pour chacune de ces mesures afin de quantifier les changements dans le niveau d'inégalité sociale entre les périodes 2000-2002 et 2005-2007.

Afin de déterminer si l'ampleur des inégalités sociales de mortalité varie selon la mesure choisie, une quatrième section présente les rapports entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) d'espérance de vie à la naissance, d'espérance de vie à 65 ans + 65 ainsi que d'âge modal au décès.

La section qui suivra présente les écarts type au-delà de l'âge modal au décès $\widehat{SD}(M+)$ pour les différents quintiles de l'indice de défavorisation. Cette mesure nous a permis d'apprécier le degré d'homogénéité des durées de vie chez les personnes âgées, au cours des deux périodes à l'étude, selon le niveau de défavorisation.

Finalement, une dernière section se veut une discussion à propos des principaux résultats obtenus et présentés aux sections antérieures.

3.1. VALIDATION DE LA MÉTHODE DE RÉPARTITION DES PERSONNES AVEC QUINTILE MANQUANT

Dans un premier temps, il semblait nécessaire de valider la cohérence de notre démarche, plus particulièrement la procédure de répartition des décès avec quintile manquant, en s'appuyant sur certains résultats présents dans la littérature. Pour ce faire, nous avons calculé, à l'aide de tables de mortalité construites à partir de nos données selon une méthode usuelle, les espérances de vie à la naissance et à 65 ans pour la période 2000-2002 pour les quintiles extrêmes des dimensions matérielle et sociale combinées (Q1 et Q5) de l'indice de défavorisation. Rappelons que nous avons réparti, pour chaque sexe, les décès par année d'âge pour lesquels aucun quintile n'avait été octroyé en

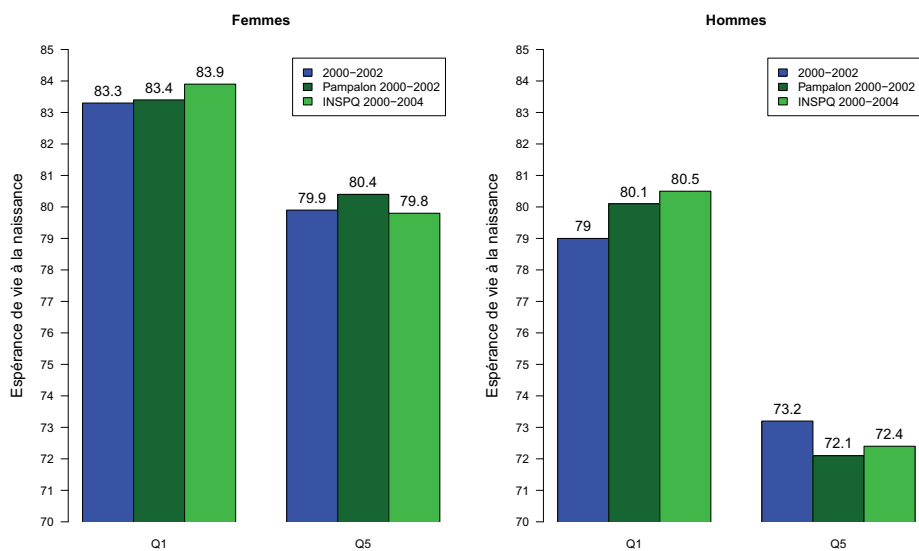
respectant la proportion par quintile pour lesquels un indice était attribué.

Dans la mesure où la méthode de répartition de Pampalon (2005) et de l'INSPQ (2011) diffère de la nôtre, nos résultats sont comparables à ceux obtenus par ceux-ci pour la période 2000-2002 et 2000-2004 respectivement. En effet, les auteurs de ces deux études ont employé une méthode de répartition similaire à la nôtre, mais ils ont considéré des groupes d'âges alors que nous avons utilisé chaque année d'âge pour nos calculs. Compte tenu du fait que l'espérance de vie est une mesure sensible aux valeurs extrêmes puisqu'il s'agit d'une moyenne, il est probable d'observer des différences, particulièrement chez les hommes. En effet, chez les hommes, on fait davantage face à de faibles effectifs aux grands âges comparativement aux femmes, rendant ainsi l'espérance de vie moins robuste au moindre changement étant donné que l'on répartit environ 80% des décès avec quintile manquant au-delà de 75 ans. Il est donc possible qu'à certains âges, nous ayons légèrement surestimé ou sous-estimé la mortalité masculine pour certains quintiles.

Ainsi, pour l'espérance de vie à la naissance des femmes (voir figure 3.1, panneau de gauche), on obtient une différence d'environ au plus une demi-année entre nos calculs pour la période 2000-2002 par rapport aux deux autres sources et ce, peu importe le niveau de défavorisation. Pour les hommes (voir figure 3.1, panneau de droite), l'espérance de vie à la naissance des plus favorisés (Q1) obtenue grâce à nos données est légèrement inférieure à celles de Pampalon (2005) et de l'INSPQ (2011), soit un peu plus d'une année. La situation est inversée pour les plus défavorisés (Q5) pour lesquels on obtient une espérance de vie à la naissance un peu plus élevée par rapport aux deux autres sources, soit environ un an.

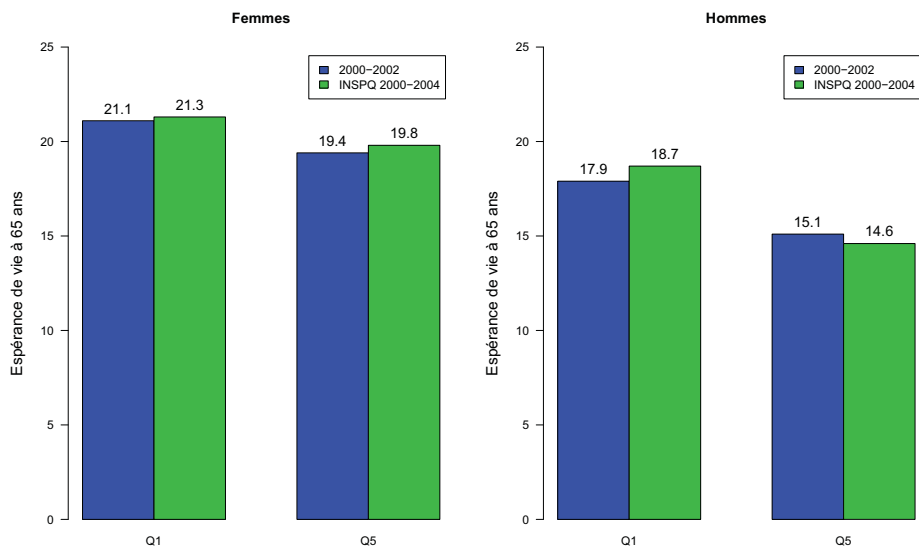
Pour l'espérance de vie à 65 ans (voir figure 3.2), on constate que la méthode de répartition que nous avons utilisée est efficace aux âges où elle est susceptible d'avoir le plus d'impact ; rappelons qu'environ 80% des décès de

FIGURE 3.1. Comparaisons entre trois sources pour l'espérance de vie à la naissance, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe au Québec, 2000-2002 et 2000-2004



Sources : Tableaux B.3 et B.4 en Annexe, Pampalon (2005) et INSPQ (2011)

FIGURE 3.2. Comparaisons entre deux sources pour l'espérance de vie à 65 ans, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe au Québec, 2000-2002 et 2000-2004



Sources : Tableaux B.3 et B.4 en Annexe et INSPQ (2011)

personnes avec indice manquant sont parmi celles âgées de 75 ans et plus. Les écarts entre nos résultats pour la période 2000-2002 et ceux de la période 2000-2004 (INSPQ, 2011) sont négligeables pour les femmes des quintiles extrêmes (Q1 et Q5) de l'indice. Pour les hommes, comme c'était le cas pour l'espérance de vie à la naissance, nous obtenons une espérance de vie à 65 ans pour les plus favorisés (Q1) près d'une année inférieure à celle de l'INSPQ (2011). Par contre, la différence n'est que d'une demie année pour les moins bien nantis.

En somme, il semble donc que la méthodologie que nous avons choisie pour répartir les décès ayant un quintile manquant mène à des résultats tout à fait cohérents avec d'autres sources ayant utilisé les mêmes sous-groupes de population du Québec.

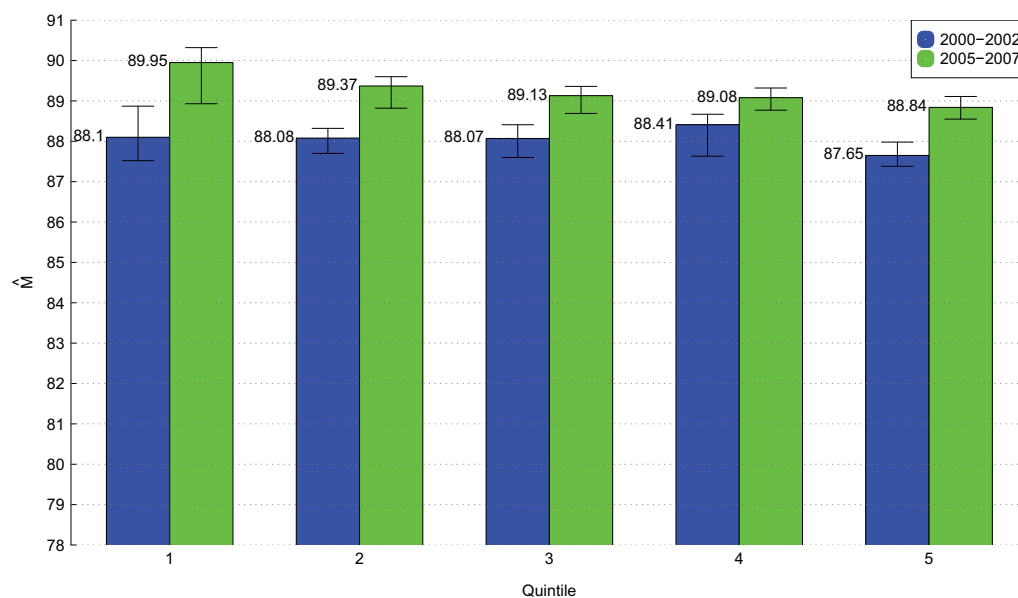
3.2. INÉGALITÉS D'ÂGE MODAL AU DÉCÈS SELON LE NIVEAU DE DÉFAVORISATION

Dans cette section, nous cherchons à savoir si l'âge modal au décès diffère selon le quintile de défavorisation lorsque les dimensions matérielle et sociale de l'indice sont combinées.

Pour les femmes (voir figure 3.3), un gradient dans l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}) n'est pas visible pour la période 2000-2002 et les écarts inter-quintiles ne sont pas significatifs d'un point de vue statistique (seuil fixé à 5%). Même entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5), l'écart d'une demi-année ne suffit pas pour parler d'inégalité au sens statistique puisque les intervalles de confiance se chevauchent. En 2005-2007, un faible gradient semble apparaître, mais à peine plus d'une année sépare les moins bien des mieux nantis. Par contre, les écarts ne sont toujours pas significatifs. Néanmoins, pour chaque quintile, la progression dans le temps l'est. En effet, entre 2000-2002 et 2005-2007, on assiste à une augmentation de tout près de deux ans de la durée de vie la plus commune des personnes appartenant au quintile le plus favorisé (Q1), celle-ci

passant de 88,1 ans à 89,95 ans. L'augmentation est toutefois plus modeste, soit à peine plus d'un an, pour les personnes du quintile le plus défavorisé (Q5); l'âge le plus commun au décès valait 87,65 ans en 2000-2002 et il atteint 88,84 ans au cours de la période 2005-2007.

FIGURE 3.3. Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance à 95% chez les femmes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007 au Québec



Source : Tableau B.1 en Annexe

Les distributions des âges au décès (voir figures 3.4 et 3.5), décrites par les fonctions de densité lissées \hat{f}_x , montrent bien le désavantage des moins bien nantis (Q5) par rapport aux autres sous-groupes de la population féminine du Québec aux âges de la mortalité dite prématurée. Ce désavantage est présent dans les deux périodes à l'étude. Alors que la distribution des décès selon l'âge du quintile le plus favorisé (Q1) semble s'être déplacée, quoique très légèrement, vers des âges plus avancés, les autres distributions n'ont pratiquement pas bougé entre la première et la deuxième période. On peut donc penser que certains gains récents en mortalité auraient davantage profité aux femmes appartenant aux strates plus favorisées de la population féminine du Québec entre 2000-2002 et 2005-2007.

FIGURE 3.4. Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002

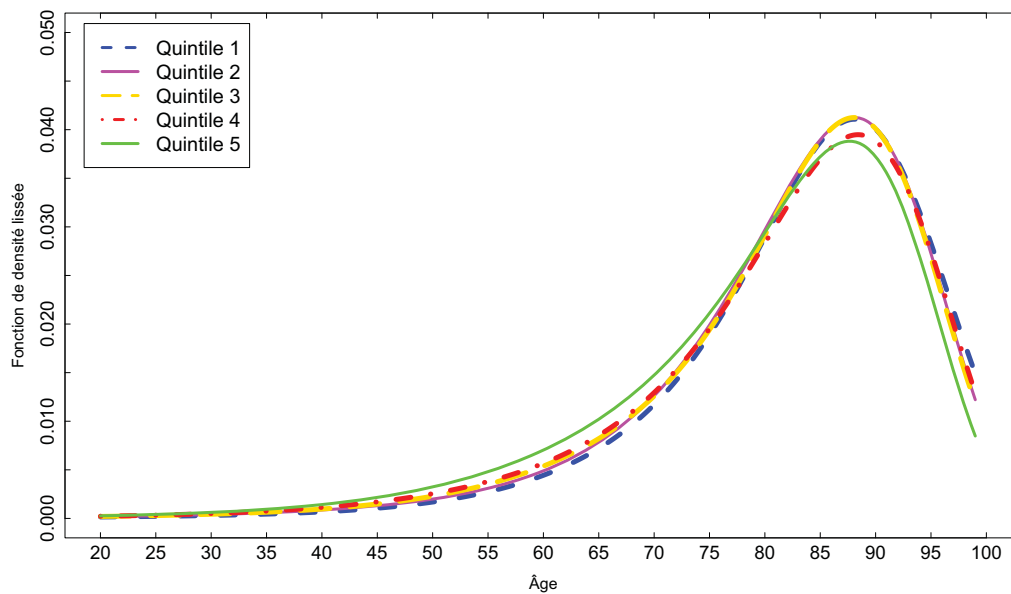
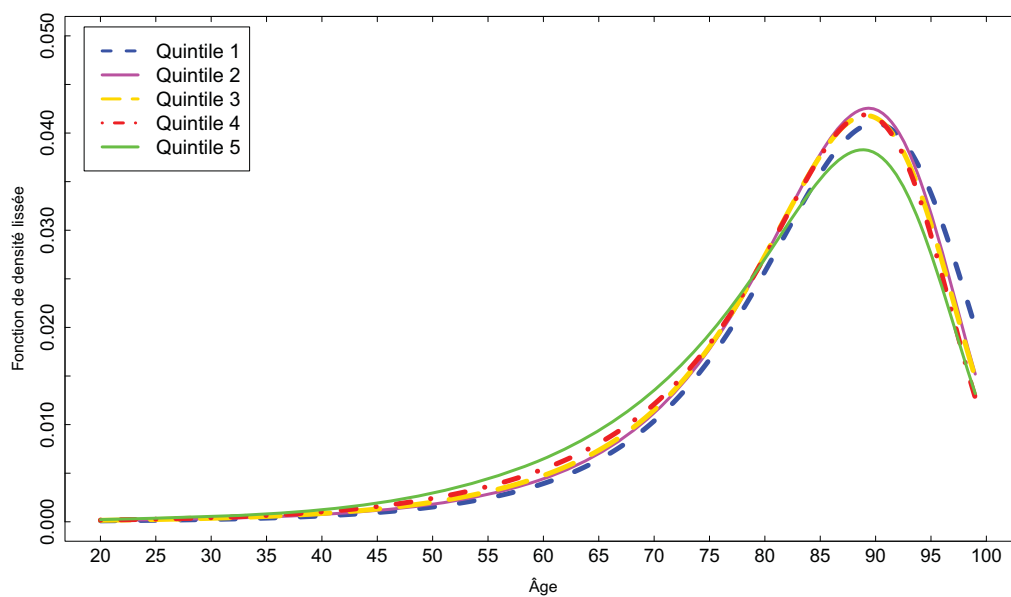
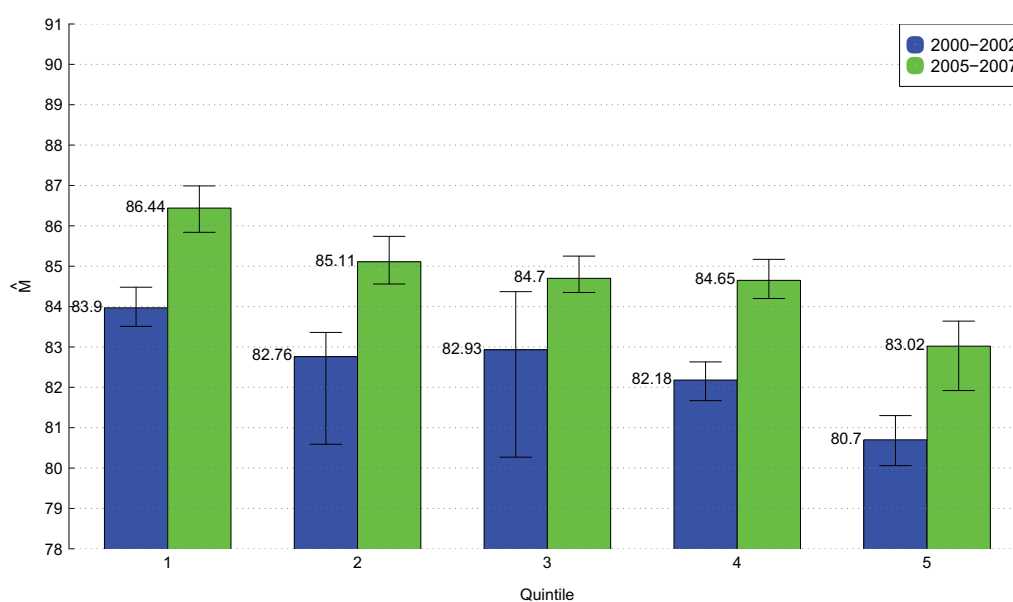


FIGURE 3.5. Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2005-2007



Pour les hommes (voir figure 3.6), le gradient dans l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}) est plus ou moins visible pour la période 2000-2002 et cela pourrait être dû à un grand niveau d'incertitude autour de \widehat{M} pour le quintile 2 (Q2) et le quintile 3 (Q3).

FIGURE 3.6. Âge modal au décès estimé et intervalle de confiance à 95% chez les hommes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007 au Québec



Source : Tableau B.2 en Annexe

En effet, l'intervalle de confiance autour de l'âge modal au décès estimé pour Q2 est suffisamment large pour que les différences entre celui-ci et les autres quintiles ne soient significatives qu'avec les mieux nantis (Q1). Le même phénomène se produit pour Q3 mais cette fois, aucune différence n'est significative au plan statistique. Cependant, malgré un niveau d'incertitude plus grand pour les quintiles 2 et 3 de la période 2000-2002, on constate tout de même la tendance. En effet, en faisant abstraction des \widehat{M} pour les quintiles 2 et 3, on aperçoit un gradient dans la durée de vie la plus commune traduisant l'existence d'inégalités sociales. En 2005-2007, le gradient est légèrement plus prononcé qu'à la période précédente. Les écarts sont significatifs entre les

plus favorisés (Q1) et tous les autres quintiles. Les personnes appartenant au quintile le moins favorisé (Q5) sont nettement désavantagées quant à leur longévité; près de trois années et demie les séparent des mieux nantis. De plus, pour chaque quintile, la progression dans le temps est statistiquement significative. On assiste à une augmentation d'environ deux ans et demi pour les personnes appartenant au quintile le plus favorisé (Q1) et pour les personnes du quintile le plus défavorisé (Q5), leur âge modal estimé passant respectivement de 83,90 ans à 86,44 ans et de 80,70 ans à 83,02 ans entre 2000-2002 et 2005-2007.

Les hommes appartenant au groupe des plus défavorisés (Q5) ont une mortalité prématurée nettement plus élevée que ceux des autres quintiles et ce, durant les deux périodes à l'étude. Les fonctions de densité lissées \hat{f}_x (voir figures 3.7 et 3.8), représentant les distributions des décès selon l'âge, montrent bien cette réalité. On assiste à un déplacement des distributions des âges au décès, peu importe le quintile observé, vers des âges plus élevés entre 2000-2002 et 2005-2007.

Nous voyons donc qu'il existe certaines différences significatives quant à l'âge modal au décès entre les quintiles chez les hommes, alors qu'il ne semble pas y en avoir chez les femmes. On peut donc se demander dans quelle mesure les inégalités dans l'âge modal au décès diffèrent de celles dans l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans.

FIGURE 3.7. Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002

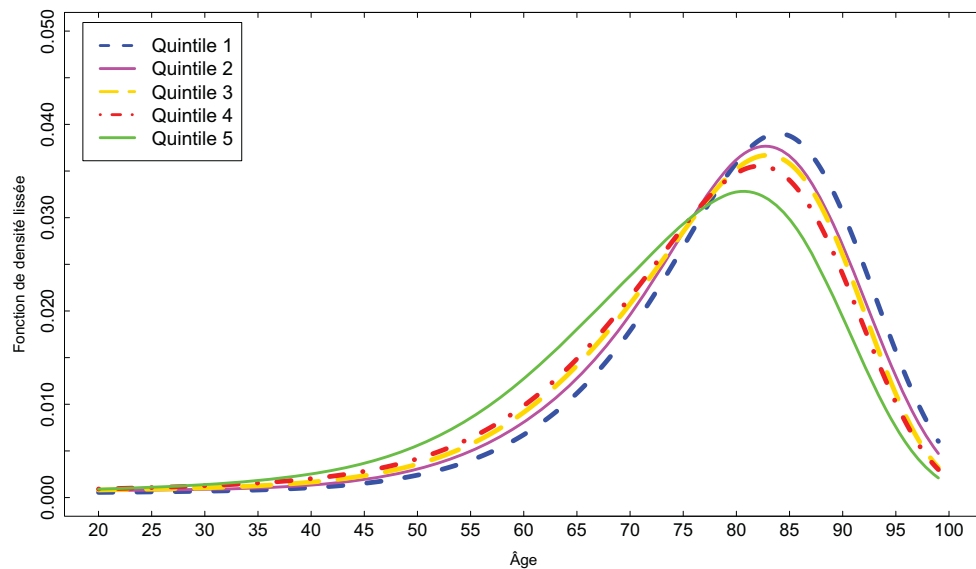
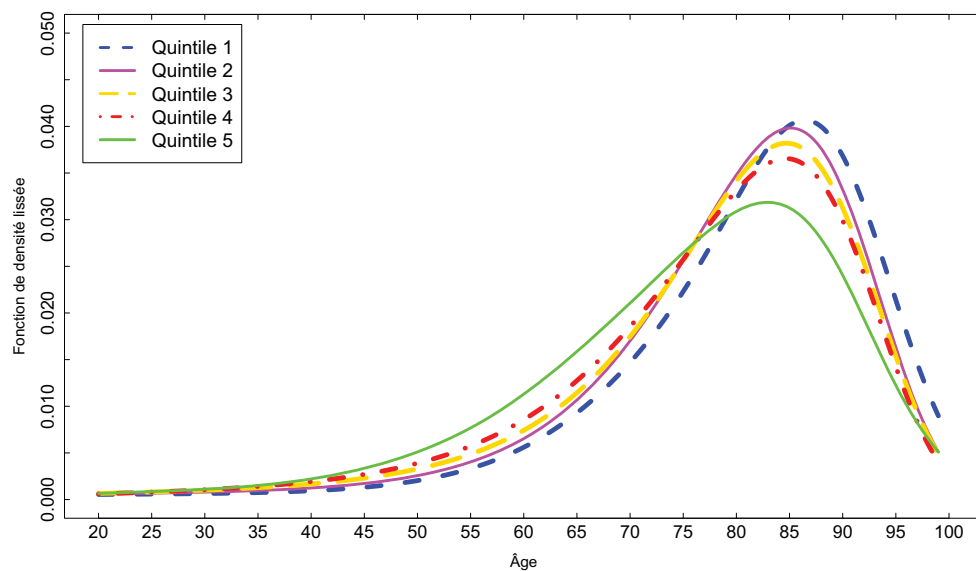


FIGURE 3.8. Fonction de densité estimée selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2005-2007



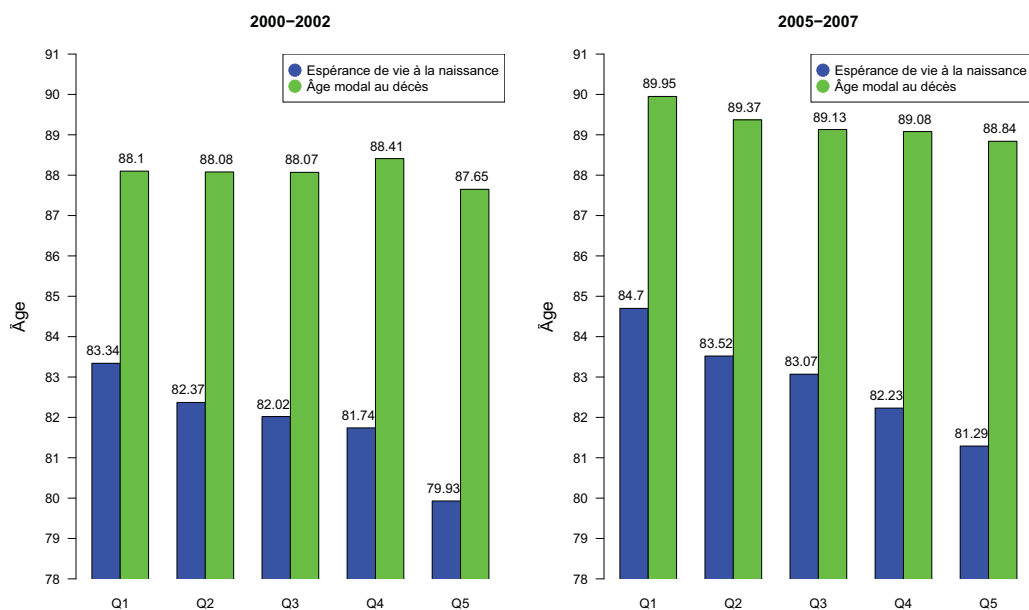
3.3. COMPARAISONS DES INÉGALITÉS SOCIALES D'ESPÉRANCE DE VIE ET D'ÂGE MODAL AU DÉCÈS

Nous voulions voir, dans la présente section, si les écarts absolus observés dans la durée de vie la plus commune selon le niveau de défavorisation sont de plus faible ampleur que lorsque l'on s'intéresse aux écarts dans l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans. De plus, afin de déterminer si les inégalités dans l'âge modal au décès ont diminué entre les périodes 2000-2002 et 2005-2007, nous avons utilisé les écarts absolus entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) de l'indice de défavorisation.

Les inégalités sociales de mortalité chez les femmes sont plus modestes lorsque l'on s'intéresse à la durée de vie la plus commune (\widehat{M}) plutôt qu'à la durée de vie moyenne (e_0) (voir figure 3.9). Le gradient étant suffisamment clair pour e_0 , on constate l'avantage des femmes du quintile le plus favorisé (Q1) par rapport aux femmes des autres sous-groupes de la population féminine. Ce gradient existe peu importe la période et s'accroît entre 2000-2002 et 2005-2007. Néanmoins, les iniquités s'estompent de manière importante quand on se concentre sur la mortalité aux âges avancés. En effet, les différences entre quintiles sont non significatives pour \widehat{M} comme nous l'avons constaté à la section précédente. Entre 2000-2002 et 2005-2007, l'espérance de vie à la naissance et l'âge modal au décès ont généralement augmenté d'environ une année, sauf pour \widehat{M} de Q1 où l'augmentation est légèrement inférieure à deux ans.

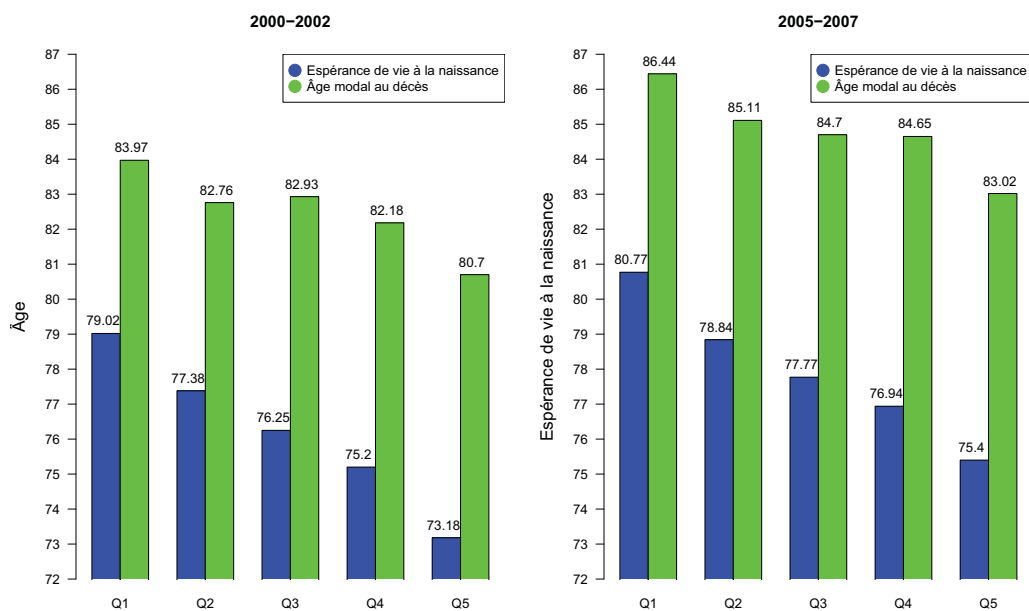
Le gradient, quoiqu'il soit défini de façon plus nette avec l'espérance de vie à la naissance (e_0) qu'avec l'âge modal au décès (\widehat{M}), rend compte des inégalités sociales de mortalité au sein de la population masculine du Québec (voir figure 3.10). Ce gradient profite aux hommes appartenant au quintile le plus favorisé (Q1) et apparaît durant les périodes 2000-2002 et 2005-2007. Malgré des différences moins prononcées entre les quintiles extrêmes en s'intéressant à l'âge le plus commun au décès par rapport à celles de l'espérance de vie à

FIGURE 3.9. Comparaisons de l'espérance de vie à la naissance et de l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées pour les femmes en 2000-2002 et 2005-2007



Sources : Tableau B.3 en Annexe

FIGURE 3.10. Comparaisons de l'espérance de vie à la naissance et de l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées pour les hommes en 2000-2002 et 2005-2007



Sources : Tableau B.4 en Annexe

la naissance, soit respectivement près de trois années et demie et plus de cinq ans, les iniquités sont importantes dans la mesure où ces différences sont significatives tel que démontré à la section précédente. De plus, entre les périodes 2000-2002 et 2005-2007, l'espérance de vie à la naissance a augmenté d'un peu moins de deux ans sauf chez les plus défavorisés (Q5) où l'augmentation est d'un peu plus de deux années. L'âge modal au décès s'est apprécié d'environ deux ans et demi pour tous les quintiles sauf pour le quintile 3 qui a connu une hausse d'un peu plus d'un an et demi entre les périodes considérées.

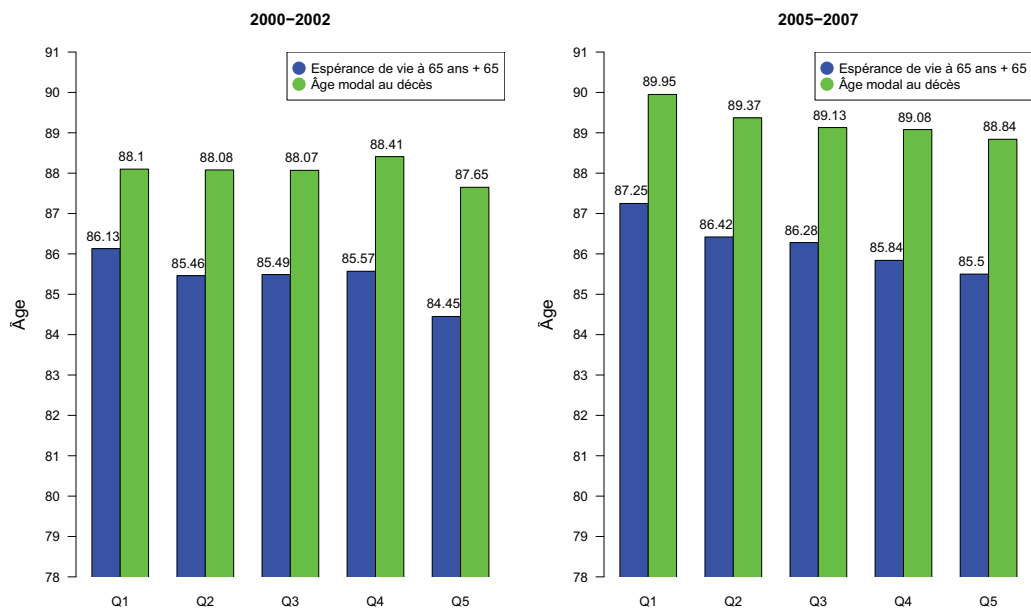
Rappelons qu'à des fins de comparaisons avec l'âge modal au décès, nous avons utilisé l'espérance de vie à 65 ans à laquelle nous avons ajouté 65, soit le nombre d'années assurément vécues par les personnes ayant atteint 65 ans.

Pour les femmes (voir figure 3.11), on constate la réduction de l'écart entre l'espérance de vie et la durée de vie la plus commune lorsque l'on considère l'espérance de vie à 65 ans (+ 65) plutôt qu'à la naissance.

L'espérance de vie totale des survivants à 65 ans ($e_{65} + 65$) pour les hommes (voir figure 3.12) est relativement près de l'âge modal au décès \widehat{M} pour la période 2000-2002, mais s'en éloigne pour la période 2005-2007. En analysant $e_{65} + 65$, on ne peut apprécier les gains réalisés dans la mortalité aux grands âges chez les hommes autant qu'en considérant \widehat{M} . En effet, alors que les hausses entre les deux périodes à l'étude sont d'environ une à une année et demie, lorsque l'on considère l'espérance de vie, celles-ci sont plutôt autour de deux années parfois même près de deux années et demie pour l'âge le plus commun au décès.

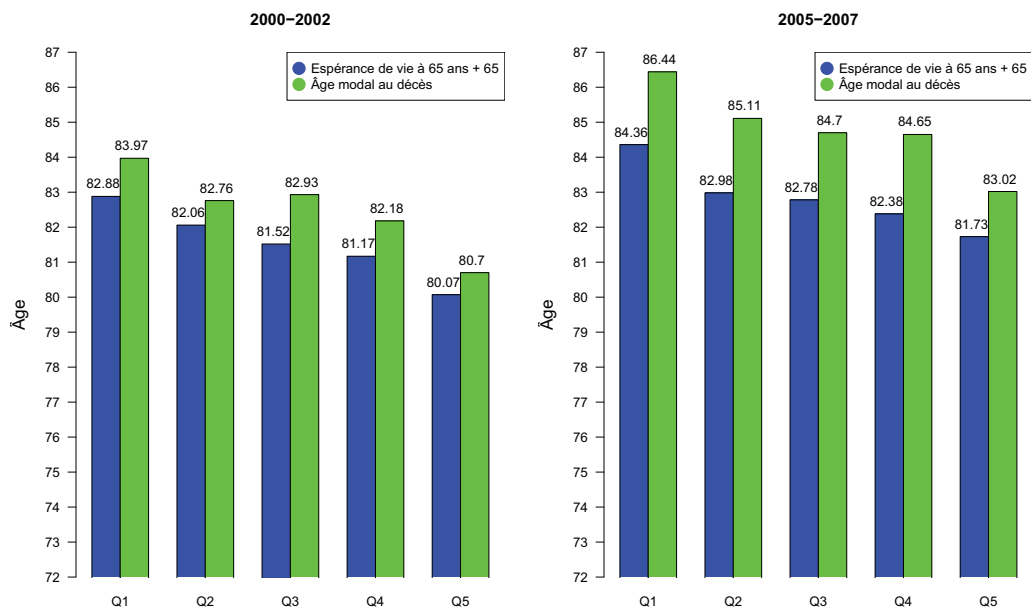
On peut donc voir que l'âge au décès le plus commun présente des écarts absolus, selon le niveau de défavorisation, plus faibles que ceux de l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans. Cependant, entre 2000-2002 et 2005-2007, l'ampleur de l'avantage des plus favorisés par rapport à ceux qui le sont le moins

FIGURE 3.11. Comparaisons de l'âge au décès des femmes ayant atteint 65 ans (espérance de vie à 65 ans + 65) et de l'âge modal au décès selon le niveau de défavorisation en 2000-2002 et 2005-2007



Sources : Tableau B.3 en Annexe

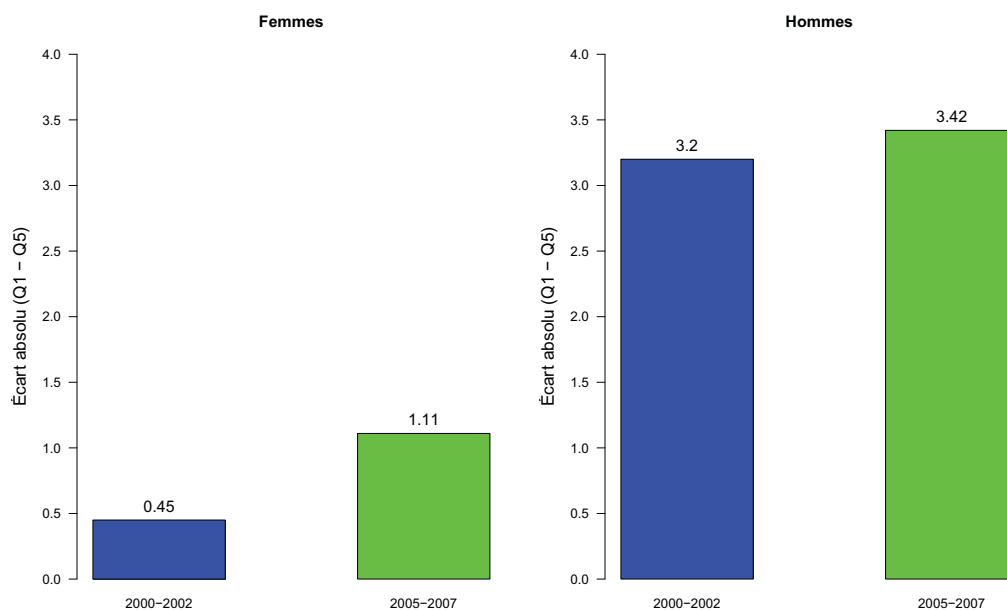
FIGURE 3.12. Comparaisons de l'âge au décès des hommes ayant atteint 65 ans (espérance de vie à 65 ans + 65) et de l'âge modal au décès selon le niveau de défavorisation en 2000-2002 et 2005-2007



Sources : Tableau B.4 en Annexe

quant à la durée de vie la plus commune a connu une augmentation (voir figure 3.13). Chez les hommes, l'écart absolu passe de 3,20 années à 3,42 années soit, une légère hausse de 6% entre les deux périodes. L'augmentation est nettement plus élevée chez les femmes puisque l'écart absolu de 0,45 an en 2000-2002 et à 1,11 an en 2005-2007 représentant une hausse de 59%.

FIGURE 3.13. Écarts absolus (Q1 - Q5) pour l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe en 2000-2002 et 2005-2007

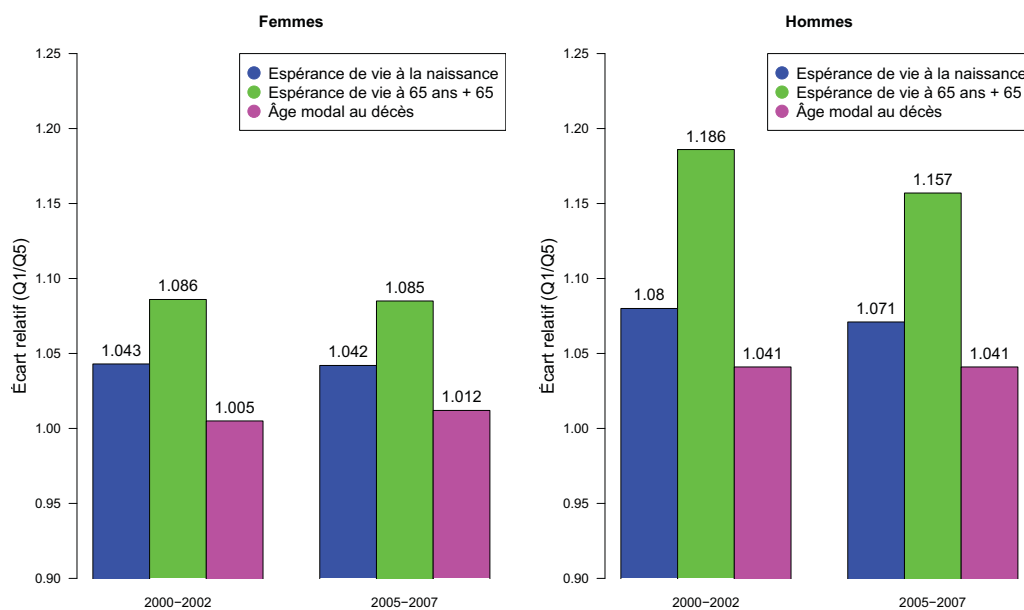


Voyons maintenant si, entre 2000-2002 et 2005-2007, l'ampleur de l'avantage des plus favorisés par rapport à ceux qui le sont le moins a connu des changements.

3.4. RAPPORTS ENTRE LES QUINTILES EXTRÊMES (Q5/Q1) DE L'INDICE DE DÉFAVORISATION POUR L'ÂGE MODAL AU DÉCÈS ET LES ESPÉRANCES DE VIE À LA NAISSANCE ET À 65 ANS

Afin de voir si l'ampleur des inégalités sociales dans la mortalité varie selon la mesure choisie et entre 2000-2002 et 2005-2007, nous avons calculé des rapports entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) de l'indice de défavorisation pour chacune des trois mesures discutées à la section précédente (voir figure 3.14). Nous avons ainsi comparé ces rapports pour l'espérance de vie à la naissance, l'espérance de vie à 65 ans à laquelle nous avons ajouté 65 et l'âge modal au décès.

FIGURE 3.14. Rapport entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) pour l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans (+ 65) et l'âge modal au décès, dimensions matérielle et sociale combinées selon le sexe en 2000-2002 et 2005-2007



Sources : Tableau B.5 en Annexe

Les ratios des durées de vie la plus commune ne laissent pas entrevoir autant d'iniquité au sein de la population québécoise que les deux autres mesures. On pourrait donc penser que les disparités dans la mortalité surviennent

aux âges où il s'agit majoritairement de décès prématurés et non aux grands âges. En effet, rappelons que l'espérance de vie à la naissance est une mesure sensible aux changements survenant à tout âge alors que l'âge modal au décès n'est tributaire que de la mortalité à des âges avancés.

Ainsi, les rapports entre les quintiles extrêmes de l'indice de défavorisation pour l'âge le plus commun au décès sont moins importants que pour les espérances de vie à la naissance et à 65 ans.

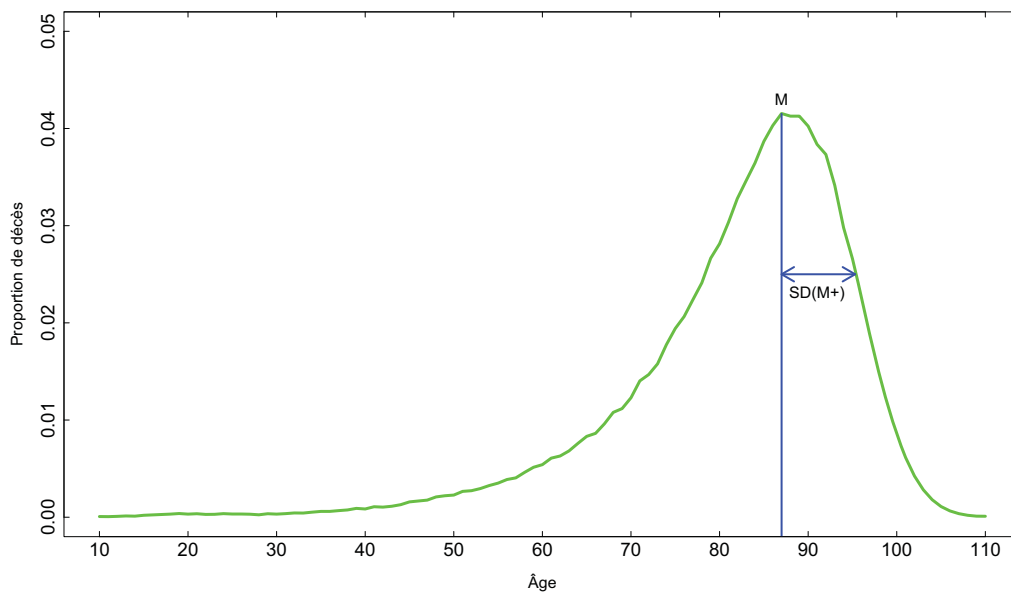
Maintenant que nous avons décrit les disparités dans la durée de vie la plus commune selon le niveau de défavorisation, voyons ce qui se passe au niveau de la dispersion au-delà de cette durée de vie.

3.5. LA DISPERSION DES DURÉES DE VIE AU-DELÀ DE L'ÂGE MODAL AU DÉCÈS

Dans le but de décrire le degré d'homogénéité des durées de vie, nous avons calculé l'écart type au-delà de l'âge modal au décès. La figure 3.15, reprise du premier chapitre, permet d'illustrer le fait qu'une augmentation au fil du temps ou une valeur élevée de l'écart type estimé $SD(\widehat{M+})$ traduit des disparités plus marquées dans les durées de vie chez les personnes âgées. Par contre, lorsque $SD(\widehat{M+})$ est peu élevé, cela suggère que le phénomène de compression de la mortalité s'est manifesté aux grands âges dans le passé, mais il se peut qu'il soit toujours à l'oeuvre. S'il connaît une diminution à travers le temps, le phénomène de compression des durées de vie s'est effectué impliquant que plus de gens décèdent à l'âge le plus commun.

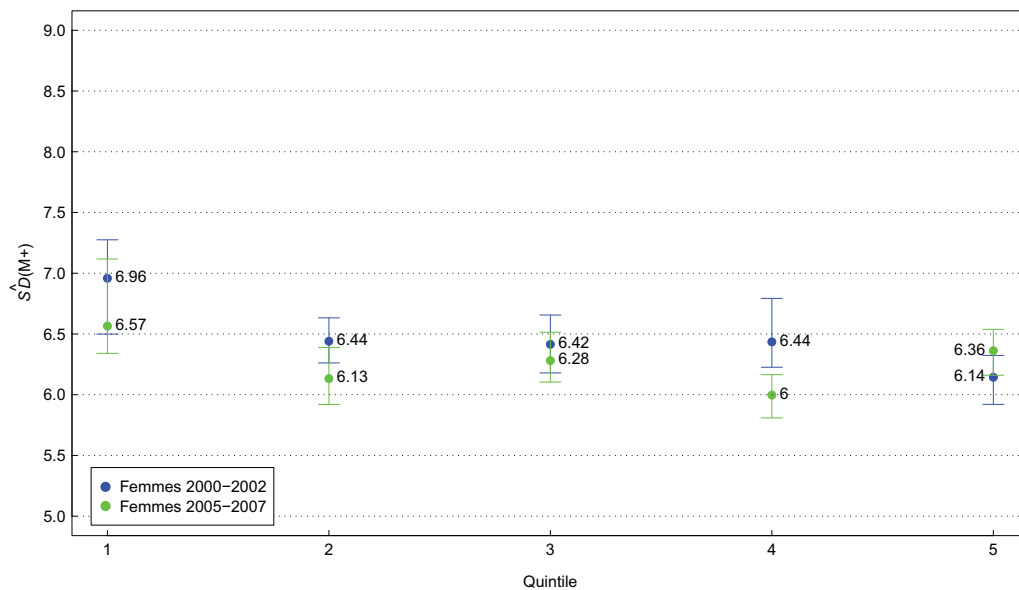
Le niveau de compression de la mortalité au-delà de l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}) est significativement différent au plan statistique seulement entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) pour les femmes (voir figure 3.16) au cours de la période 2000-2002 et entre les quintiles 1 et 4 durant la période 2005-2007.

FIGURE 3.15. Proportion de décès selon l'âge pour les femmes du Québec, 2000-2004



Source : Base de données sur la longévité canadienne (2011)

FIGURE 3.16. Écart type estimé et intervalle de confiance à 95% chez les femmes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007

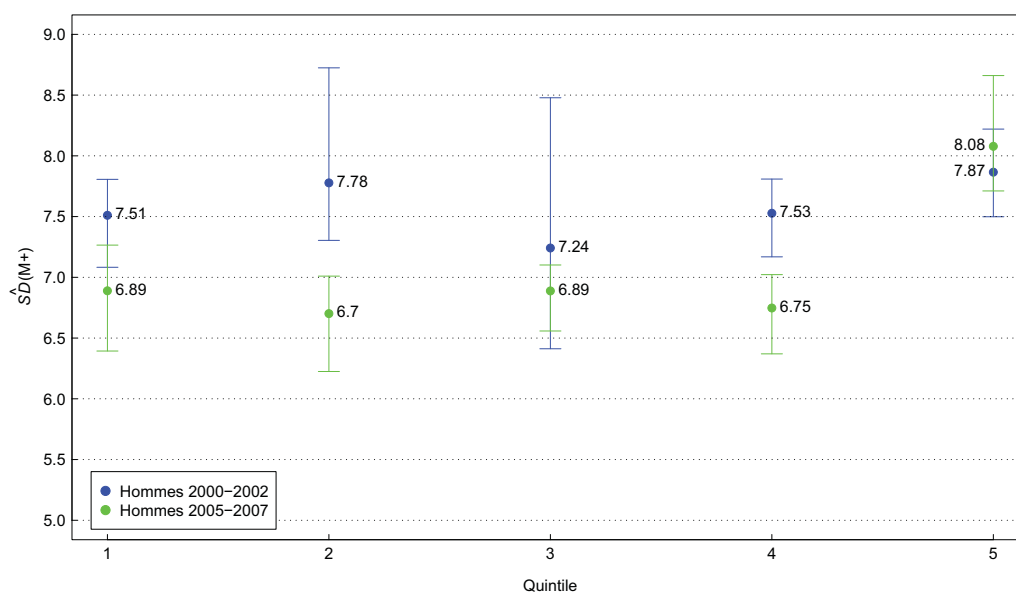


Source : Tableau B.6 en Annexe

En effet, l'écart type estimé ($\widehat{SD}(M+)$) est plus élevé au sein des plus favorisées ce qui traduirait une moins grande homogénéité dans ce sous-groupe de la population. Entre la période 2000-2002 et 2005-2007, la dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès, traduisant une concentration plus importante des décès à cet âge, a diminué pour chacun des quintiles à l'exception du plus défavorisé (Q5) où on assiste à une légère augmentation. Toutefois, cette progression dans le temps, quoique très légère, est significative seulement pour le quintile 4. Pour la période 2005-2007, une inégalité dans le niveau de compression de la mortalité est significative entre le quintile 4 et les deux quintiles extrêmes.

Il n'y a aucune différence significative dans le niveau de compression de la mortalité au-delà de l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}) entre les quintiles de l'indice de défavorisation pour les hommes au cours de la période 2000-2002 (voir figure 3.17).

FIGURE 3.17. Écart type estimé et intervalle de confiance à 95% chez les hommes, selon le niveau de défavorisation (matérielle et sociale combinées), 2000-2002 et 2005-2007



Source : Tableau B.7 en Annexe

Cependant, pour la période 2005-2007, l'écart type estimé $\widehat{SD}(M^+)$ est plus élevé au sein des plus défavorisés, traduisant une plus grande hétérogénéité par rapport aux autres sous-groupes de la population. Entre les deux périodes à l'étude, la dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès a diminué pour presque tous les quintiles. C'est seulement au sein du sous-groupe de la population masculine le plus défavorisé (Q5) qu'il y a eu une légère hausse. Par contre, ces changements à travers le temps sont significatifs pour les quintiles 2 et 4.

La dispersion au-delà de l'âge modal au décès traduit certaines disparités quant à une évolution de l'ampleur de l'hétérogénéité des durées de vie chez les personnes âgées selon le niveau de défavorisation.

3.6. DISCUSSION

Dans cette dernière section, nous allons situer nos résultats dans le contexte plus général du Québec, tous niveaux de défavorisation confondus, en mettant l'accent sur nos questions de recherche.

Tout d'abord, nous avons pu constater une certaine cohérence entre nos résultats et ceux de l'article de Martel et Bourbeau (2003) ainsi que ceux de Ouellette et Bourbeau (sous presse). Ces auteurs sont parmi les rares au Québec ayant utilisé l'âge modal au décès et la variance autour de cet âge pour décrire les changements dans la mortalité selon le sexe entre 1921-1924 et 1995-1999 et entre 1930 et 2007 respectivement. Ils ont remarqué une augmentation de la durée de vie la plus commune et une diminution de la variance autour de cette durée de vie au Québec. En d'autres mots, ils ont assisté, comme ce fût le cas lors de nos analyses, à une hausse de l'âge modal au décès, mais également à un récent report de la mortalité vers des âges plus avancés chez les femmes et à une compression de la mortalité s'opérant toujours chez les hommes.

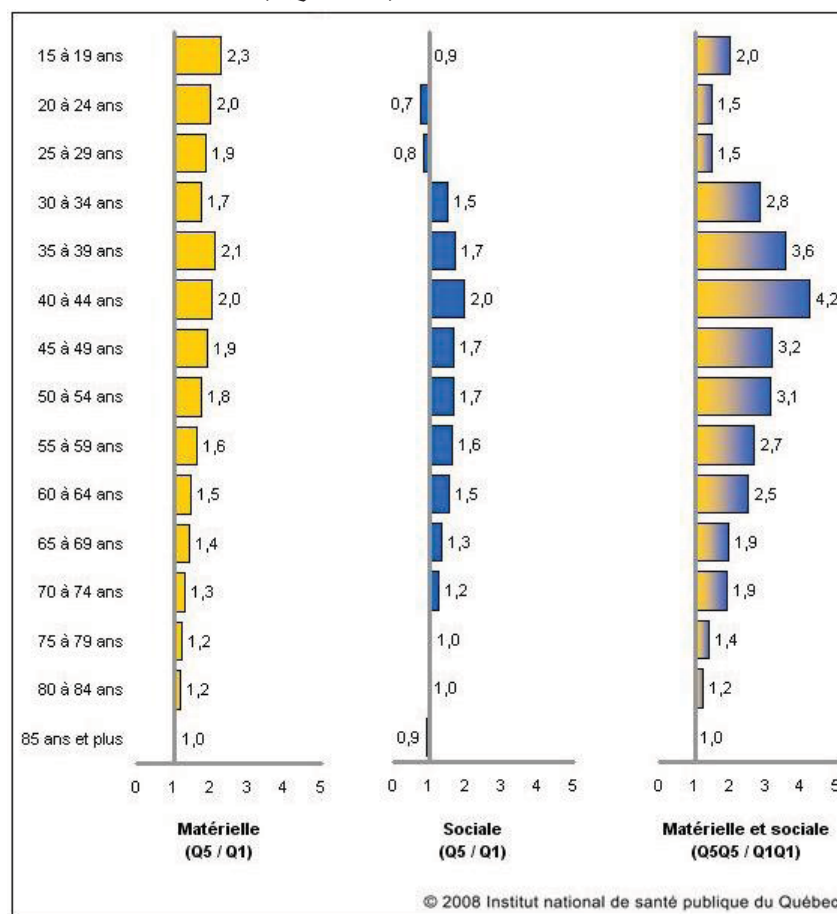
À la lumière de nos analyses, les résultats obtenus quant aux inégalités sociales selon le quintile de défavorisation, lorsque les dimensions matérielle et sociale de l'indice sont combinées, des durées de vie sont différents de ceux obtenus pour l'espérance de vie, particulièrement chez les femmes. Pour celles-ci, le gradient, visible lors des analyses de l'espérance de vie au cours des périodes 2000-2002 et 2005-2007, n'apparaît pas pour l'âge modal au décès. En effet, aucune différence significative entre la durée de vie la plus commune selon le niveau de défavorisation n'a pu être constatée. Comme nous l'avons mentionné dans le premier chapitre, l'âge modal au décès est influencé par des changements dans la mortalité survenant au-delà de cet âge. Ainsi, chez les femmes, les différences dans la mortalité aux âges avancées entre les quintiles ne sont donc pas suffisamment importantes pour engendrer des inégalités entre elles. Pour la période 2000-2002, seules les femmes appartenant au quintile le plus défavorisé (Q5) ont un âge modal légèrement inférieur à celui des femmes pour le Québec en 2001 qui était de 87,99 ans (Ouellette et Bourbeau, sous presse). En 2006, l'âge le plus commun au décès des femmes de la province était de 89,11 (Ouellette et Bourbeau, sous presse) et encore une fois, l'âge modal des femmes du quintile le plus défavorisé se trouve légèrement en-deçà. Pour les femmes du Québec, la hausse de l'âge modal au décès est 1,12 an entre 2001 et 2006. Malgré une contribution différente à cette hausse selon le niveau de défavorisation, l'augmentation a été significative pour chaque quintile de la population féminine. Pour les hommes, le scénario est différent de celui des femmes dans la mesure où le gradient est plus apparent dans l'âge le plus commun au décès surtout pour la période 2005-2007. Les disparités entre les plus favorisés (Q1) et ceux qui le sont le moins (Q5) sont significatives peu importe la période considérée. En 2001, si on considère la population masculine du Québec tous quintiles de défavorisation confondus, l'âge modal au décès était de 82,69 ans et la durée de vie la plus commune des hommes des quintiles 4 et 5 se trouve en-deçà de cet âge au cours de la période 2000-2002. L'âge le plus commun au décès des hommes québécois fait un bond de 2,39 années pour atteindre 85,08 ans en 2006 confirmant le net désavantage de la strate la

plus défavorisée de la population masculine. La progression dans le temps est différente selon le quintile mais toujours significative. On assiste donc à des augmentations de l'âge modal au décès entre 2000-2002 et 2005-2007 beaucoup plus importantes chez les hommes que chez les femmes. Ce résultat n'est pas étonnant puisque les hommes ont toujours connu un désavantage quant à leur longévité par rapport aux femmes et ont connu une progression beaucoup plus lente que celles-ci entre 1930 et 2007 (Ouellette et Bourbeau, sous presse).

Comparativement à l'espérance de vie à la naissance et à 65 ans, la durée de vie la plus commune selon le niveau de défavorisation présente des écarts interquintiles de plus faible ampleur. Ces résultats sont tout à fait cohérents avec ce que démontre la figure 3.18, où l'on peut constater le fait que très peu de disparités subsistent aux grands âges. Puisque les disparités dans la mortalité prématurée sont toujours bien présentes chez les hommes, il n'est pas étonnant que l'espérance de vie à 65 ans (+ 65) soit près de l'âge le plus commun au décès étant donné que même si ce dernier n'est pas directement influencé par la mortalité prématurée, les hommes sont tout de même moins nombreux à atteindre les âges avancés que les femmes. Entre 2000-2002 et 2005-2007, l'appréciation plus importante de l'âge le plus commun au décès par rapport à l'espérance de vie à la naissance, en particulier chez les hommes, traduit le fait qu'une fois que les gens ont survécu au-delà des âges où survient la mortalité prématurée, ils vivent plus longtemps. En d'autres mots, une augmentation significative de la durée de vie la plus commune entre les deux périodes considérées implique des gains en matière de survie s'étant surtout opérés aux grands âges ce qui n'est pas nécessairement le cas avec l'espérance de vie.

Selon un rapport de recherche de Mustard et Etches (2003) ayant pour objectif de mener une revue systématique de la littérature sur les différences entre les sexes dans les inégalités socio-économiques des risques de décès, ils ont retenu, pour leur analyse, 20 études décrivant la mortalité (toutes causes ou cause spécifique de décès) pour les populations âgées de 25-64 ans dans les

FIGURE 3.18. Rapport des taux ajustés de mortalité¹ des quintiles extrêmes (Q5/Q1) de défavorisation matérielle et sociale selon l'âge, sexes réunis, Québec, 2000-2004



1. Taux ajusté selon la structure par âge, sexes réunis, de la population du Québec en 2001.
Source : INSPQ (2011)

pays économiquement développés publiées dans la période 1970 à 2000. Mustard et Etches (2003) rapportent qu'environ 90% des études concluent que la mortalité masculine est plus inégale entre les groupes socio-économiques que la mortalité féminine lorsqu'elle est évaluée par des mesures absolues d'inégalités (tel qu'utilisé dans ce document). Les causes de décès avec les plus grandes inégalités socio-économiques tendent à être plus fréquentes chez les hommes (par exemple, les maladies cardiovasculaires et les accidents et la violence) et, inversement, les causes de décès qui dominent la mortalité des femmes ont tendance à avoir de moins profondes inégalités socio-économiques (par exemple, les néoplasmes) (Mustard et Etches, 2003). Selon Mustard et

Etches (2003), les comportements en matière de santé, en particulier le tabagisme et la consommation excessive d'alcool, comptent pour une part significative de la surmortalité masculine. Par exemple, la consommation élevée de cigarettes chez les hommes en Amérique du Nord a été estimée à l'origine d'environ la moitié de la différence selon le sexe dans la mortalité totale au cours de la période 1940-1980, allant d'environ deux tiers de la différence de mortalité selon le sexe à l'âge de 40 à environ un quart de la différence à 80 ans. Dans le contexte canadien, l'Agence de santé publique du Canada (de santé publique du Canada, 2003) mentionne, tout comme Mustard et Etches (2003), que les décès associés au tabagisme contribuent majoritairement à l'écart entre les espérances de vie selon le sexe. Or, au Canada en 1998-1999 le pourcentage de femmes âgées de 65 ans et plus n'ayant jamais fumé est beaucoup plus élevé que celui des hommes, atteignant respectivement 53,7% et 21%. Cette étude montre également des différences entre les sous-groupes de la population, par exemple, un revenu peu élevé et un niveau de scolarité bas engendrent une augmentation du tabagisme au sein de certains sous-groupes. Conséquemment, si comme c'est le cas pour le Canada, environ deux fois et demie plus d'hommes sont fumeurs (ou ont déjà fumé) par rapport aux femmes chez les 65 ans et plus (en 1998-1999), on peut penser que les différences entre les sous-groupes chez les femmes soient passablement moins visibles lorsque l'on analyse l'âge le plus commun au décès.

Nous n'avons trouvé aucune diminution des écarts absolus entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) pour l'âge modal au décès entre 2000-2002 et 2005-2007 et ce, particulièrement chez les femmes qui ont connu une hausse importante. Il n'y a donc eu aucune réduction des disparités entre les plus défavorisés et les mieux nantis entre les deux périodes à l'étude. Néanmoins, le rapport entre Q1 et Q5 est plus petit lorsque l'on regarde l'âge modal au décès comparativement à l'espérance de vie. Cette dernière est effectivement influencée par la mortalité prématurée pour laquelle on connaît les disparités désavantageant

les moins favorisés (Pampalon *et al.*, 2008) et que l'on sait associées aux habitudes et conditions de vie qui affectent peut-être moins la mortalité aux âges avancés et par le fait même, la durée de vie la plus commune.

Finalement, les résultats concernant la dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès divergent par rapport à ceux anticipés. Chez les femmes, l'écart type au-delà de l'âge modal au décès $\widehat{SD}(M+)$ présente de légères disparités selon le niveau de défavorisation et très peu d'évolution entre les périodes 2000-2002 et 2005-2007. De plus, la dispersion est plus grande dans le sous-groupe plus favorisé (Q1) de la population féminine. Il est possible que l'écart type $\widehat{SD}(M+)$ soit plus élevé pour Q1 puisque ces femmes ont davantage de chance d'atteindre les âges situés bien au-delà de l'âge modal au décès \widehat{M} . Pour l'ensemble du Québec, les femmes ont une dispersion au-delà de l'âge le plus commun au décès qui est demeurée quasiment inchangée entre 2001 et 2006 puisque $\widehat{SD}(M+)$ était respectivement de 6,63 et de 6,65 ans pour ces deux années (Ouellette et Bourbeau, sous presse). Pour les hommes, on assiste à une disparité de l'hétérogénéité des durées de vie chez les personnes âgées uniquement pour la période 2005-2007 entre le quintile le plus défavorisé (Q5) et tous les autres quintiles de l'indice de défavorisation, ces derniers affichant une dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal au décès plus faible. Entre 2001 et 2006, la dispersion des durées de vie au-delà de l'âge modal chez les hommes a augmenté passant de 7,39 à 6,94 ans (Ouellette et Bourbeau, sous presse). Pour les quintiles 2 et 4, on remarque une diminution significative de $\widehat{SD}(M+)$ entre les périodes 2000-2002 et 2005-2007 suggérant que le phénomène de compression de la mortalité.

Entre la période 2000-2002 et la période 2005-2007, l'âge modal au décès \widehat{M} continue d'augmenter et ce, pour les hommes et pour les femmes. De plus, l'écart type au-delà de la durée de vie la plus commune $\widehat{SD}(M+)$ est stable chez les femmes, traduisant possiblement un report de la mortalité, c'est-à-dire

un déplacement de la répartition des décès selon l'âge vers des âges plus avancés sans que l'allure de celle-ci soit modifiée. Cependant, $\widehat{SD}(M+)$ a diminué entre ces deux périodes pour les hommes, signifiant que le phénomène de compression de la mortalité se poursuit aux grands âges. Ces résultats abondent dans le même sens que ceux de Ouellette et Bourbeau (sous presse) pour l'ensemble du Québec.

Suite aux résultats obtenus, il faut tout de même tenir compte de certaines limites de notre étude. Premièrement, nous avons démontré que la méthode de répartition utilisée dans ce mémoire permettait d'obtenir des résultats cohérents avec la littérature. Néanmoins, nous avons pu constater, lors d'analyses plus détaillées de la répartition selon l'âge des décès observés (non présentées dans ce document), que la répartition des décès ayant un quintile manquant que nous avons privilégié cause des bris de tendance dans la courbe de répartition des âges au décès. Une solution aurait été de procéder à une répartition en tenant compte de la distribution des décès par âge un quintile à la fois et non en tenant compte de tous les quintiles simultanément. Deuxièmement, pour différentes raisons mentionnées dans les chapitres précédents, nous savons que l'espérance de vie à la naissance n'est pas la mesure la plus adaptée pour mesurer les changements dans la mortalité aux grands âges. Cependant, si les données sur les décès aux grands âges ne sont pas d'aussi bonne qualité qu'aux âges plus jeunes, l'âge modal au décès pourrait être davantage affecté que l'espérance de vie à la naissance. Troisièmement, il est possible que l'obtention d'intervalles de confiance de grande ampleur provient du fait que d'utiliser les estimations de population plutôt que la méthode des générations éteintes aux grands âges n'est pas aussi précis. Finalement, on trouve très peu de disparités chez les femmes lors des analyses de la durée de vie la plus commune et de la dispersion des décès au-delà de celle-ci. Malgré des différences n'étant pas significatives dans la durée de vie la plus commune (quantité de vie) pour les femmes selon le quintile, il n'en demeure pas moins qu'il y a sans doute des différences dans la qualité de vie. L'état de santé de chacun de ces

sous-groupes de la population féminine qui atteignent l'âge le plus commun au décès n'est probablement pas le même selon le quintile.

CONCLUSION

Comme nous l'avons démontré, l'analyse de l'âge modal combiné à une mesure de dispersion au-delà de cet âge plutôt que de l'espérance de vie apporte un nouvel éclairage sur les disparités dans la mortalité adulte entre les quintiles de l'indice de défavorisation. Ces deux mesures sont en effet particulièrement appropriées pour suivre la mortalité au sein d'une population vieillissante, comme c'est le cas au Québec et dans les pays industrialisés. Cette mesure qu'est le mode d'une distribution des décès selon l'âge, nous a permis de capter les disparités qui subsistent ou non aux grands âges et de mieux isoler les changements dans la mortalité adulte. Nous avons montré que des inégalités selon la défavorisation persistent, notamment chez les hommes, et ce, au-delà des âges où survient la mortalité prématurée. Également, l'utilisation, dans ce mémoire de maîtrise, d'une approche non paramétrique pour la modélisation des taux de mortalité observés ouvre sans doute la voie à une nouvelle façon d'étudier les inégalités sociales de mortalité. En effet, une telle approche permet d'obtenir une représentation plus fidèle des données observées comparativement aux modèles classiques paramétriques normalement utilisés en démographie pour l'analyse de la mortalité (Ouellette, 2011).

Pour les femmes, il n'existe aucune différence significative sur le plan statistique d'âge modal au décès estimé (\widehat{M}) entre les quintiles de l'indice de défavorisation au cours des périodes 2000-2002 et 2005-2007. Cependant, entre ces deux périodes, la progression à la hausse dans le temps de \widehat{M} est statistiquement significative pour chacun des quintiles avec une augmentation plus importante chez les femmes appartenant au quintile le plus favorisé

(Q1). Pour les hommes, le gradient dans l'âge modal au décès estimé, désavantageant les moins favorisés (Q5), est plus ou moins visible pour la période 2000-2002 alors qu'il est légèrement plus prononcé en 2005-2007. De plus, tout comme c'était le cas chez les femmes, la progression dans le temps est statistiquement significative et ce, pour tous les quintiles.

Nous avons démontré que les inégalités sociales de mortalité sont plus modestes en termes d'écart absolu lorsque l'on s'intéresse à la durée de vie la plus commune (\widehat{M}) plutôt qu'aux durées de vie moyenne (e_0 et $e_{65} + 65$) et ce, peu importe le sexe et la période. Cependant, contrairement à e_0 et $e_{65} + 65$ l'écart absolu dans l'âge le plus commun au décès s'est creusé entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) à travers le temps.

Nous avons également montré que les rapports entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) sont moins importants lorsque l'on considère l'âge modal au décès plutôt que l'espérance de vie à la naissance ou à 65 ans. Les inégalités quant à la longévité entre les personnes appartenant aux quintiles 1 et 5 sont moins prononcées lorsque l'on analyse la durée de vie la plus commune.

Finalement, l'analyse de la dispersion des décès au-delà de l'âge modal ($\widehat{SD(M+)}$) ne traduit que peu de disparités dans la compression de la mortalité selon le niveau de défavorisation. Nous n'avons observé aucun gradient dans la dispersion des durées de vie chez les femmes et chez les hommes. Néanmoins, les hommes les plus défavorisés (Q5) ont une dispersion au-delà de l'âge le plus commun au décès plus élevée que les autres sous-groupes de la population masculine pour la période 2005-2007. La tendance entre 2000-2002 et 2005-2007 montre une légère diminution pour le quintile 4 chez les femmes et une diminution pour les quintiles 2 et 4 chez les hommes.

On assiste donc à une augmentation de l'âge modal au décès entre 2000-2002 et 2005-2007 pour tous les sous-groupes de la population québécoise. Cependant, l'écart absolu dans l'âge le plus commun au décès entre les quintiles extrêmes (Q1 et Q5) a connu une hausse entre ces deux périodes et ce, de façon plus importante chez les femmes. Nous avons détecté la présence d'un faible gradient dans la durée de vie la plus commune chez les hommes alors que nous n'en avons trouvé aucun chez les femmes. Quant à la dispersion des décès survenant au-delà de l'âge modal, il y a eu une très légère baisse pour un seul sous-groupe de femmes et une diminution pour 40% de la population masculine entre 2000-2002 et 2005-2007. On assiste donc à un report de la mortalité vers des âges plus avancés pour les femmes, peu importe le niveau de défavorisation. Toutefois, chez les hommes, on pourrait croire que le phénomène de compression de la mortalité n'est pas tout à fait terminé.

Il faut tenir compte de certains facteurs pouvant influencer nos résultats. Des différences sont présentes dans la mortalité selon le milieu de vie notamment lorsqu'on observe les taux ajustés de mortalité prématurée (Pampalon *et al.*, 2008). Le fait de n'avoir pu contrôler pour le milieu géographique urbain/rural fait peut-être en sorte que nous captions des différences liées au milieu de vie plutôt qu'au niveau de défavorisation proprement dit. Lorsque les gens vieillissent, l'hétérogénéité entre eux s'amointrit au sein des sous-groupes de la population. En d'autres termes, les caractéristiques des personnes quant à leur longévité ont tendance à se ressembler à l'intérieur des sous-groupes à mesure que l'âge augmente. On est donc moins susceptible de déceler les différences entre les quintiles. Ainsi, le découpage en cinq de la population québécoise n'est peut-être pas suffisamment fin pour capter des disparités aux grands âges. Le recours à une répartition des décès ayant un quintile manquant pourrait aussi avoir un impact sur nos résultats puisqu'un pourcentage important de ces décès surviennent au-delà de 75 ans. Compte tenu de ces remarques, nous obtenons néanmoins des résultats nous permettant de décomposer ce qu'on observe au niveau provincial quant à la longévité des

sous-groupes de la population selon le niveau de défavorisation matérielle et sociale.

En plus des années 2001 et 2006, l'indice de défavorisation est aussi disponible pour les années 1991 et 1996. Tenir compte de ces années permettrait d'étudier l'évolution dans le temps des inégalités dans la durée de vie la plus commune. Il faudrait toutefois arriver à tenir compte des différences propres au lieu de résidence urbain/rural afin de bien capter les inégalités sociales de mortalité selon les dimensions matérielle et sociale de l'indice de défavorisation prises de façon distincte.

Pour des recherches à venir, il s'agirait d'établir un portrait de la défavorisation des personnes qui entrent en institution pour en déduire les conséquences sur la mortalité. En effet, nous avons pu constater qu'un nombre important de décès surviennent chez les personnes en institution et il serait fort intéressant d'en faire l'analyse. Des fichiers d'admission en centres d'hébergement pourraient être utilisés à cette fin. En mettant au point une mesure nous renseignant sur l'état de santé des personnes aux grands âges, cela nous informerait plus précisément sur les inégalités sociales de mortalité adulte, en particulier aux alentours de l'âge le plus commun au décès. De plus, puisque la cause de décès peut être à l'origine de différences importantes lors d'analyses comparatives entre les sexes (Mustard et Etches, 2003), le fait de tenir compte des causes de décès pourraient apporter un éclairage quant aux inégalités de mortalité selon le sexe. Également, il serait fascinant de trouver une façon d'intégrer les conditions de vie durant l'enfance à l'analyse de l'âge le plus commun au décès. En effet, le fait de vivre dans des conditions défavorables durant l'enfance est associé à l'état de santé et à l'espérance de vie qu'une personne aura à l'âge adulte (Poirier et Maranda, 2007). Ainsi, l'analyse de la mortalité adulte en utilisant une mesure moins sensible que l'espérance de vie aux décès prématurés soit, l'âge modal au décès, nous renseignerait davantage sur le réel impact des conditions de vie sur l'état de santé et la mortalité aux grands âges.

Bibliographie

- BASE DE DONNÉES SUR LA LONGÉVITÉ CANADIENNE (2011). Université de Montréal (Canada), University of California, Berkley (USA) et Max Plank Institute for Demographic Research (Germany). URL : <http://www.bdlc.umontreal.ca>, date de consultation : mai 2011.
- BLACKBURN, M.-E., BOURBEAU, R. et DESJARDINS, B. (2004). Hérité et longévité au Québec ancien. *Cahiers québécois de démographie*, 33(1):9–28.
- BOURBEAU, R. (2004). Mortalité aux grands âges et longévité. *Cahiers québécois de démographie*, 33(1):1–7.
- BROWN, D. C., HAYWARD, M. D., MONTEZ, J. K., HUMMER, R. A., CHIU, C. T. et HIDAJAT, M. M. (sous presse). The significance of education for mortality compression in the united states. *Demography*.
- CANUDAS-ROMO, V. (2010). Three measures of longevity : time trends and record values. *Demography*, 47(2):299–312.
- CRESPO, S. (2008). Annuaire de statistiques sur l'inégalité de revenu et le faible revenu, édition 2008. Québec, Institut de la statistique du Québec. 189 pages.
- de santé publique du CANADA, A. (2003). *Rapport de surveillance de la santé des femmes*. Institut canadien d'information sur la santé.
- EDWARDS, R. D. et 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.
- EILERS, P. H. C. et MARX, B. D. (1996). Flexible smoothing with B-splines and penalties. *Statistical Science*, 11(2):89–121.

- 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.
- HAMEL, D. et PAMPALON, R. (2002). Traumatismes et défavorisation au Québec. Institut national de santé publique du Québec.
- INSPQ (2009). Guide méthodologique : «L'indice de défavorisation matérielle et sociale : en bref». *Institut national de santé publique du Québec*. URL : <http://www.inspq.qc.ca/santescope/liens.asp?comp=9&nav=M>, date de consultation : juin 2009.
- INSPQ (2010). *Institut national de santé publique du Québec*. URL : <http://www.inspq.qc.ca/santescope/default.asp?NumVol=5&nav=M>, date de consultation : juillet 2010.
- INSPQ (2011). *Institut national de santé publique du Québec*. URL : <http://www.inspq.qc.ca/santescope/>, date de consultation : mai 2011.
- ISQ (2011). *Institut de la statistique du Québec*. URL : <http://www.stat.gouv.qc.ca>, date de consultation : mai 2011.
- KAIROUZ, S. et DEMERS, A. (2003). Inégalités socioéconomiques et bien-être psychologique : une analyse secondaire de l'enquête sociale et de santé de 1998. *Sociologie et sociétés*, 35(1):185–202.
- KANNISTO, V. (2001). Mode et dispersion de la durée de vie. *Population : Bio-démographie de la longévité*, 56(1-2):183–198.
- KOISSI, M.-C., SHAPIRO, A. F. et HÖGNÄS, G. (2006). Evaluating and extending the Lee-Carter model for mortality forecasting : Bootstrap confidence interval. *Insurance : Mathematics and Economics*, 38:1–20.
- 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.
- MARTEL, S. et BOURBEAU, R. (2003). Compression de la mortalité et rectangularisation de la courbe de survie au Québec au cours du XXe siècle. *Cahiers québécois de démographie*, 32(1):43–75.

- MAZAN, R. et GAGNON, A. (2007). Influence des facteurs familiaux et environnementaux sur la longévité au Québec ancien. *Population*, 62(2):315–338.
- MORASSE, J. A. (2005). Inventaire des indicateurs de pauvreté et d'exclusion sociale. Québec, Institut de la statistique du Québec et ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale. 94 pages.
- MUSTARD, C. et ETCHES, J. (2003). Gender differences in socioeconomic inequality in mortalité. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57:974–980.
- OUELLETTE, N. (2011). *Changements dans la répartition des décès selon l'âge : une approche non paramétrique pour l'étude de la mortalité adulte*. Thèse de doctorat, Montréal, Université de Montréal, Département de démographie.
- OUELLETTE, N. et BOURBEAU, R. (sous presse). 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*.
- PAMPALON, R. (2002). Espérance de santé et défavorisation au Québec, 1996-1998. *Institut national de santé publique du Québec (INSPQ)*. URL : <http://www.inspq.qc.ca>, date de consultation : juin 2009.
- PAMPALON, R. (2005). Défavorisation et santé au Québec. construction et utilisation d'un proxy écologique des conditions sociales de la population. *Institut national de santé publique du Québec*. Présentation faite dans le cadre des conférences conjointes du GRÉAS 1 et du Centre de recherche Léa-Roback à la Direction de santé publique de Montréal. URL : <http://www.greas.ca/publication/conference.html>, date de consultation : mai 2011.
- PAMPALON, R., GAMACHE, P. et HAMEL, D. (2011). Indice de défavorisation matérielle et sociale du Québec : suivi méthodologique de 1991 à 2006. *Institut national de santé publique du Québec*, (1176). 15 pages, URL : <http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/>, date de consultation : juin 2011.

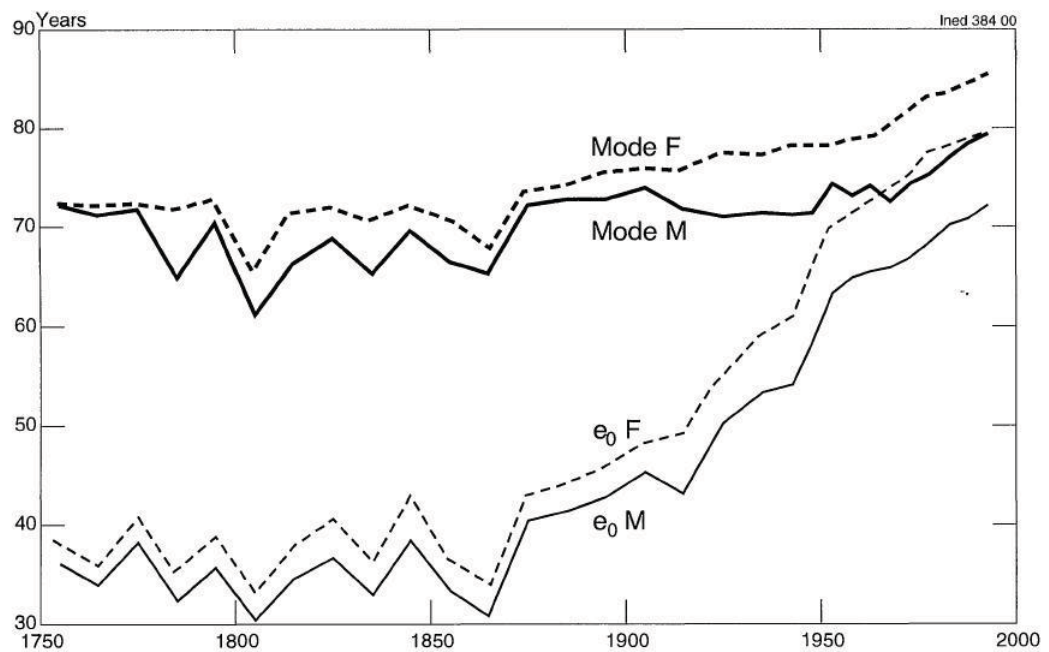
- PAMPALON, R., HAMEL, D. et GAMACHE, P. (2008). Les inégalités sociales de santé augmentent-elle au Québec? *Institut national de santé publique du Québec*, (778). 20 pages, URL : <http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/>, date de consultation : juin 2011.
- PAMPALON, R. et RAYMOND, G. (2000). Un indice 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.
- 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.
- SCHEPPER, B. et COUTURIER, E.-L. (2010). Qui s'enrichit, qui s'appauvrit - 1976-2006. Rapport de recherche. URL : <http://www.iris-recherche.qc.ca>, date de consultation : août 2010.
- STATISTIQUE CANADA (2007). Portrait de la population canadienne en 2006, selon l'âge et le sexe, recensement de 2006. 46 pages, Statistique Canada, no 97-551 au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (2008). Rapport sur l'état de la population du Canada, 2005 et 2006. 149 pages, Statistique Canada, no 91-209-X au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (2011). Dictionnaire du recensement 2001 et 2006. URL : <http://www12.statcan.ca/census-recensement/index-fra.cfm>, date de consultation : juin 2011.
- TOWNSEND, P. (1987). Deprivation. *Journal of social policy*, 16(2):125–146.

- VAUPEL, J. W. et 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., TJEPKEMA, M., MUSTARD, C. et CHOINIÈRE, R. (2008). Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. *Rapports sur la Santé*, 19(13):27–48, Statistique Canada, no 82–003 au catalogue.
- WILKINSON, R. et MARMOT, M. (2003). *Social Determinants of Health : The Solid Facts, 2nd ed.* Copenhagen : Denmark : World Health Organization Regional Office for Europe.
- WILMOTH, J. R. et HORIUCHI, S. (1999). Rectangularization revisited : variability of age at death within human populations. *Demography*, 36(4):475–495.

Annexe A

CHAPITRE 1

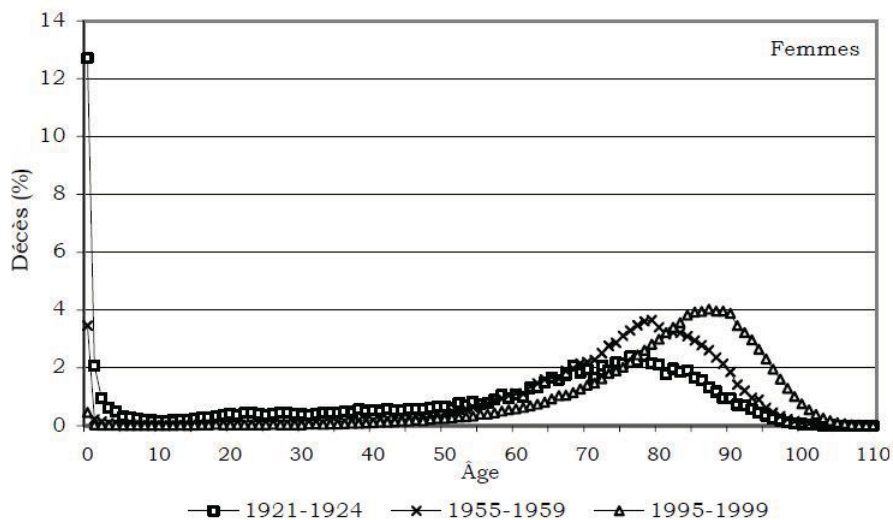
FIGURE A.1. Durée de vie modale et espérance de vie à la naissance, Finlande, 1750-1995



Modal and mean length of life in Finland, 1750-1995

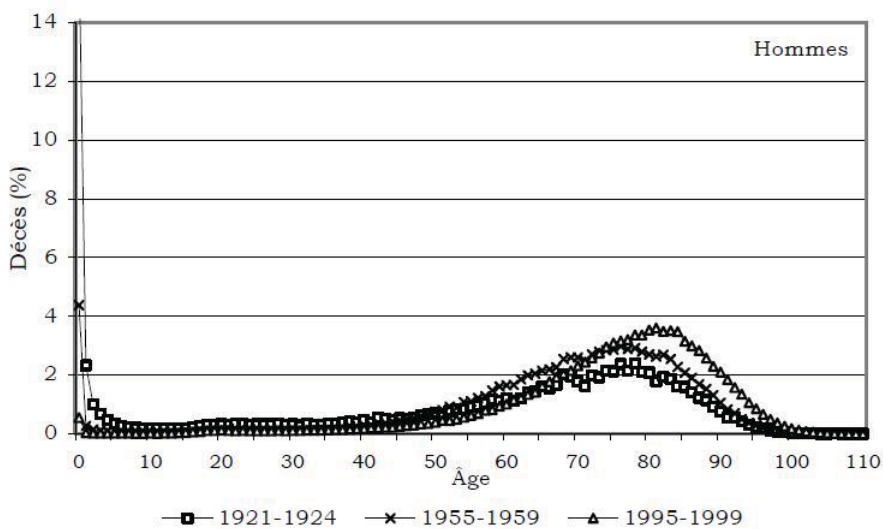
Source : Kannisto (2001)

FIGURE A.2. Distribution (%) des décès de la table de mortalité selon l'âge des femmes, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec



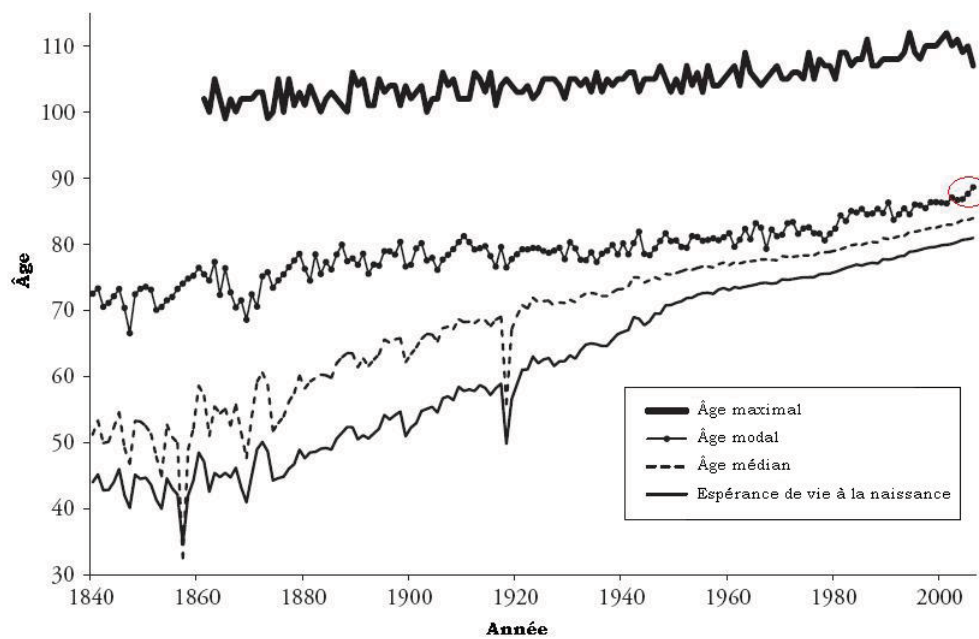
Source : Martel et Bourbeau (2003)

FIGURE A.3. Distribution (%) des décès de la table de mortalité selon l'âge des hommes, 1921-1924, 1955-1959 et 1995-1999, Québec



Source : Martel et Bourbeau (2003)

FIGURE A.4. Âges maximum, modal et médian et espérance de vie à la naissance, Suède, 1840-2006



Source : Canudas-Romo (2010)

Annexe B

CHAPITRE 3

TABLEAU B.1. Âge modal au décès estimé (\widehat{M}) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	\widehat{M}	88,10	88,08	88,07	88,41	87,65
		87,52 - 88,87	87,70 - 88,32	87,60 - 88,41	87,63 - 88,67	87,38 - 87,98
2005-2007	\widehat{M}	89,95	89,37	89,13	89,08	88,84
		88,93 - 90,32	88,82 - 89,60	88,69 - 89,36	88,77 - 89,32	88,55 - 89,11

TABLEAU B.2. Âge modal au décès estimé (\widehat{M}) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	\widehat{M}	83,97	82,76	82,93	82,18	80,70
		83,51 - 84,48	80,59 - 83,36	80,27 - 84,37	81,67 - 82,63	80,06 - 81,30
2005-2007	\widehat{M}	86,44	85,10	84,70	84,65	83,02
		85,84 - 86,99	84,56 - 85,74	84,35 - 85,25	84,20 - 85,17	81,92 - 83,64

TABLEAU B.3. Espérance de vie à la naissance, à 65 ans et âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	e_0	83,34	82,37	82,02	81,74	79,93
	e_{65}	21,13	20,46	20,49	20,57	19,45
	e_{65+65}	86,13	85,46	85,49	85,57	84,45
	\widehat{M}	88,10	88,08	88,07	88,41	87,65
2005-2007	e_0	84,70	83,52	83,07	82,23	81,29
	e_{65}	22,25	21,42	21,28	20,84	20,50
	e_{65+65}	87,25	86,42	86,28	85,84	85,50
	\widehat{M}	89,95	89,37	89,13	89,08	88,84

TABLEAU B.4. Espérance de vie à la naissance, à 65 ans et âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	e_0	79,02	77,38	76,25	75,20	73,18
	e_{65}	17,88	17,06	16,52	16,77	15,07
	e_{65+65}	82,88	82,06	81,52	81,17	80,07
	\widehat{M}	83,97	82,76	82,93	82,18	80,70
2005-2007	e_0	80,77	78,84	77,77	76,94	75,40
	e_{65}	19,36	17,98	17,78	17,38	16,73
	e_{65+65}	84,36	82,98	82,78	82,38	81,73
	\widehat{M}	86,44	85,10	84,70	84,65	83,02

TABLEAU B.5. Écarts relatifs entre les quintiles extrêmes (Q1/Q5) dans l'espérance de vie à la naissance, à 65 ans et l'âge modal au décès estimé (\widehat{M}), défavorisation matérielle et sociale combinées selon le sexe, 2000-2002 et 2005-2007 au Québec

Femmes	2000-2002	e_0	1,043
		e_{65}	1,086
		\widehat{M}	1,005
	2005-2007	e_0	1,042
		e_{65}	1,085
		\widehat{M}	1,012
Hommes	2000-2002	e_0	1,08
		e_{65}	1,186
		\widehat{M}	1,041
	2005-2007	e_0	1,071
		e_{65}	1,157
		\widehat{M}	1,041

TABLEAU B.6. Écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($SD(\widehat{M}+)$) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les femmes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	$SD(\widehat{M}+)$	6,96	6,44	6,42	6,44	6,14
		6,50 - 7,28	6,26 - 6,63	6,18 - 6,66	6,23 - 6,79	5,92 - 6,32
2005-2007	$SD(\widehat{M}+)$	6,57	6,13	6,28	6,00	6,36
		6,34 - 7,12	5,92 - 6,39	6,10 - 6,51	5,81 - 6,16	6,16 - 6,54

TABLEAU B.7. Écart type au-delà de l'âge modal au décès estimé ($\widehat{SD}(M+)$) et intervalle de confiance, défavorisation matérielle et sociale combinées, pour les hommes, Québec, 2000-2002 et 2005-2007

		Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
2000-2002	$\widehat{SD}(M+)$	7,51	7,78	7,24	7,53	7,87
		7,08 - 7,81	7,30 - 8,72	6,41 - 8,48	7,17 - 7,81	7,50 - 8,22
2005-2007	$\widehat{SD}(M+)$	6,89	6,70	6,89	6,75	8,08
		6,39 - 7,27	6,22 - 7,01	6,56 - 7,10	6,37 - 7,02	7,71 - 8,66