

Université de Montréal

**Longévité et conditions de vie dans l'enfance en milieu  
urbain montréalais**

par Laurence Pilon-Marien

Département de démographie  
Faculté des Arts et Sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures et postdoctorales  
En vue de l'obtention du grade de  
Maîtrise ès sciences (M. Sc.) en démographie

Décembre, 2017

© Laurence Pilon-Marien, 2017

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé

Longévité et conditions de vie dans l'enfance en milieu urbain montréalais

Présenté par  
Laurence Pilon-Marien

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Robert Bourbeau  
Président-rapporteur

Alain Gagnon  
Directeur de recherche

Norbert Robitaille  
Membre du jury

## RÉSUMÉ

Avec la hausse de l'espérance de vie et le vieillissement de la population, de nombreuses études se sont intéressées aux différents déterminants de la longévité humaine, notamment à certains facteurs ayant lieu dans les premières années de vie. Parmi celles-ci, plusieurs ont démontré l'existence d'un effet négatif des conditions socio-économiques défavorables dans l'enfance sur la durée de vie. Ce mémoire par articles s'inscrit dans cette mouvance et a été réalisé dans le cadre d'un projet de recherche visant à observer l'effet des conditions de vie durant cette période charnière du développement sur la mortalité aux grands âges au Québec. En plus de présenter et de valider les données collectées aux fins du projet précédemment mentionné (1<sup>er</sup> article), cette étude a pour objectif d'examiner l'effet des conditions de vie en milieu urbain dans l'enfance sur la longévité de Canadiens-français ayant grandi à Montréal (2<sup>e</sup> article). Née entre 1891 et 1901, la cohorte à laquelle nous nous sommes intéressés est venue au monde dans un contexte d'industrialisation et d'urbanisation rapide ayant généré de nombreuses inégalités socio-économiques et des conditions de vie contrastées pour les familles montréalaises. C'est en s'appuyant sur des données issues du jumelage d'un échantillon de 5% du recensement canadien de 1901 et des actes de décès de l'état civil québécois que nous avons été en mesure de vérifier si les risques de décès après l'âge de 40 ans étaient supérieurs pour les individus ayant fait l'expérience de conditions difficiles au début de leur vie. Obtenus à l'aide de modèles de Cox, nos résultats démontrent l'impact sur la longévité du statut socio-économique dans l'enfance et à l'âge adulte, de l'alphabétisation des parents, de la composition du ménage d'origine et de la densité de population à l'intérieur de la résidence (2<sup>e</sup> article). En effet, nous avons constaté un avantage de survie après 40 ans pour les Montréalais dont le statut socio-économique d'origine ou lors du mariage correspondait à la profession de col blanc. Nous avons également relevé une durée de vie plus courte pour les individus ayant au moins un parent analphabète, provenant d'un ménage élargi (famille ou chambreurs) ou résidant dans un logement avec un faible ratio de pièces par personne (moins de 0,7 pièce). Nos analyses mettent parallèlement en lumière l'existence d'effets différentiels selon le sexe (2<sup>e</sup> article) ainsi que de la présence d'un biais de sélection inhérent aux données utilisées (1<sup>er</sup> et 2<sup>e</sup> article).

**Mots clés :** Conditions de vie dans l'enfance, longévité, mortalité, milieu urbain, Montréal, biais de sélection, recensement canadien de 1901.

## ABSTRACT

With the increase of life expectancy and the ageing of population, many studies have focused on the determinants of human longevity, including early conditions prevailing early in life. Unfavorable socioeconomic conditions during childhood were shown to negatively affect lifespan. This master's thesis contributes to this body of research. It was carried out as part of a research project aimed at observing the effects of early life conditions on mortality at older ages in Quebec, Canada. In addition to presenting and validating the data collected for the project (1<sup>st</sup> article), this study examines the effects that urban living conditions during childhood may have on the longevity of French-Canadians raised in Montreal (2<sup>nd</sup> article). Born between 1891 and 1901, the cohort we were interested in grew up in a context of industrialization and urbanization that generated many socioeconomic inequalities and contrasting living conditions for Montreal families. Based on data from the linkage of a 5% sample from the 1901 Canadian Census and Quebec's death records, we were able to verify whether the risk of death after the age of 40 years old was greater for individuals who experienced difficult conditions in their childhood. Using Cox models, our results demonstrate the impact of socioeconomic status in childhood and adulthood, parental literacy, household composition and density housing (2<sup>nd</sup> article). We found a survival advantage after the 40 years old mark for white collar Montrealers (as reported in their marriage record) or for those whose father was a white-collar (as as reported in their family of origin's census declaration). We also found a shorter lifespan for individuals with at least one illiterate parent, living in an extended household (family or lodgers) or in an overcrowding dwelling (less than 0.7 room per person). Our analysis also highlighted differential effects by gender (2<sup>nd</sup> article) and discuss potential sources of bias, including sample selection biases (1<sup>st</sup> and 2<sup>nd</sup> article).

**Keywords** : Early life conditions, longevity, mortality, urban, Montreal, sample selection, 1901 Canadian Census.

# TABLE DES MATIÈRES

Résumé.....	iii
Abstract.....	v
Table des matières.....	vi
Liste des tableaux.....	viii
Liste des figures.....	ix
Liste des annexes.....	x
Remerciements.....	xi
Introduction.....	1
Chapitre 1 Revue de la littérature.....	4
1.1. Contexte théorique.....	4
1.2. Conditions de vie dans l'enfance et longévité.....	8
1.2.1. Conditions de vie définies à l'échelle de la cohorte de naissance.....	9
1.2.2. Conditions de vie définies à l'échelle familiale.....	10
1.3. Études portant sur la population québécoise.....	14
Chapitre 2 Le monde urbain au tournant du 20 <sup>e</sup> siècle, un portrait général de Montréal.....	17
2.1 Portrait démographique.....	17
2.1.1. Mouvements migratoires : exode rural et urbanisation.....	19
2.1.2. Croissance naturelle : fécondité et mortalité urbaine.....	19
2.2 Portrait socio-économique.....	23
2.2.1 Industrialisation : création et émergence de la classe ouvrière.....	23
2.2.2 Classes sociales : société hiérarchisée.....	25
2.3 Portrait sociosanitaire.....	26
2.3.1 Densité de population.....	27
2.3.2 Conditions de logement.....	28
2.4 Conclusion.....	29
Chapitre 3 Conditions de vie durant l'enfance et longévité : évaluation d'une base de données créée à partir du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois.....	31
3.1. Introduction.....	33

3.2. Collecte de données.....	34
3.3. État de la collecte .....	36
3.3.1. Mortalité des individus de l'échantillon versus mortalité de la génération .....	38
3.3.2. Valeur manquante : impact de la mortalité avant quarante ans et de l'émigration sur la fréquence des appariements .....	42
3.4. Effet de sélection dans l'échantillon et présentation des variables reliées aux conditions de vie dans l'enfance.....	44
3.4.1. Jumelage des actes de décès et conditions socio-économiques dans l'enfance.....	45
3.5. Discussion .....	49
Chapitre 4 Conditions de vie en milieu urbain dans l'enfance et longévité : Montréal à la fin du XIX <sup>e</sup> siècle .....	52
4.1. Introduction .....	53
4.2. Conditions de vie dans l'enfance, santé et mortalité.....	55
4.3. Données et méthodes.....	57
4.3.1. Données initiales .....	57
4.3.2. Données sur Montréal .....	58
4.3.3. Méthodes.....	64
4.3.4. Variables socio-économiques et variables de contrôle .....	66
4.4. Résultats .....	69
4.5. Discussion et conclusion.....	77
Discussion générale .....	81
Bibliographie.....	88
Annexes.....	xii

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 Évolution de la population et du territoire de la Ville de Montréal, 1871 à 1901 ...	18
Tableau 2 État de la collecte des décès .....	36
Tableau 3 Régression logistique : jumelage des actes de décès et conditions socio-économiques dans l'enfance .....	48
Tableau 4 État de la collecte des décès, Montréal .....	62
Tableau 5 Risques relatifs de décès après 40 ans, Montréal .....	71
Tableau 6 Sélection et risques relatifs de décès après 40 ans, Montréal .....	73
Tableau 7 Risques relatifs de décès après 40 ans, interaction avec le sexe, Montréal .....	76

## LISTE DES FIGURES

Figure 1 Cheminements entre l'enfance et la santé et la mortalité à l'âge adulte. Adaptée de KuhPower, <i>et al.</i> (2004).....	8
Figure 2 Territoire montréalais à la fin du 19 <sup>e</sup> siècle. Tirée de Linteau (2000, p. 79).....	18
Figure 3 Quotients de mortalité de l'échantillon et de la génération 1895.....	40
Figure 4 Répartition des décès après 40 ans selon le groupe d'âge.....	41
Figure 5 Quotients de mortalité de l'échantillon et de la génération 1895 selon le sexe .....	42
Figure 6 Répartition des décès après 40 ans par groupe d'âge au décès selon l'année de naissance, Montréal et ensemble du Québec .....	60
Figure 7 Courbes de survie de Kaplan-Meier selon l'année de naissance, Montréal et ensemble du Québec .....	61
Figure 8 Courbes de survie de Kaplan-Meier selon le sexe pour les années de naissance 1885 à 1890, Montréal et ensemble du Québec.....	61
Figure 9 Probabilités de survie à 40 ans et plus.....	63
Figure 10 Probabilités de survie à 40 ans et plus selon le sexe .....	64

## LISTE DES ANNEXES

Annexe A : Estimation de l'émigration pour la génération de 1895, sexes réunis .....	xii
Annexe B : Montréal et ses banlieues en 1901. Tirée de McCann <i>et al.</i> (2007b, p. 185). ....	xiii
Annexe C : Probabilités de survie à 40 ans et plus des générations nées en 1881, 1891 et 1901, selon le sexe, Québec. Calculées à partir des données de Bourbeau <i>et al.</i> (1997). ....	xiv
Annexe D : Probabilités de survie à 40 ans et plus des générations nées en 1885, 1890, 1895 et 1900, selon le sexe, Québec. Calculées à partir des données la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC). ....	xv
Annexe E : Distribution de l'échantillon et âges moyens aux décès pour chaque caractéristiques, Montréal .....	xvi
Annexe F : Distribution de l'échantillon pour chaque caractéristiques selon la présence ou non d'un âge au décès après 40 ans, Montréal.....	xvii
Annexe G : Distribution de l'échantillon et âges moyens aux décès pour chaque caractéristiques, selon le sexe, Montréal.....	xviii
Annexe H : État de la collecte des actes de mariage, générations 1891-1901, Montréal .....	xix
Annexe I : Risques relatifs de décès après 40 ans, variables sur le lieu de naissance des parents, Montréal .....	xx

## REMERCIEMENTS

La vie étant rarement un long fleuve tranquille, il m’aura fallu près de 10 ans pour terminer ce mémoire. Parce que personne ne commence une maîtrise dans l’optique d’abandonner, c’est après une pause de plus de 6 ans que j’ai entrepris de mener à terme ce projet. Je tiens ici à remercier toutes les personnes qui, de près ou de loin, m’ont accompagné dans ce processus et m’ont aidé à faire de cette expérience un succès.

Tout d’abord, je souhaite remercier mon directeur de recherche, initialement mon codirecteur, M. Alain Gagnon, pour sa confiance et son soutien tout au long de mon parcours ; merci de m’avoir poussé à l’aller plus loin, même dans les moments de doutes et de découragements. Je tiens également à souligner l’apport de mon directeur des premières heures, M. Bertrand Desjardins ; merci de m’avoir transmis cette passion pour la démographie historique et d’avoir fait de moi, dès le départ, une partie intégrante du projet sur les déterminants dans l’enfance de la survie aux grands âges. D’ailleurs, ce projet de recherche a été rendu possible par le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (*Can early life conditions explain survival to a very old Age*, CRSH, Chercheur principal A. Gagnon). Sans ce financement, la constitution de la base de données à l’origine de ce manuscrit aurait sans doute été impensable. Je profite également de l’occasion pour remercier Josianne Quevillon et Marianne Desjardins pour leur contribution à la collecte de données ainsi que le *Canadian Family Projet* et le projet Balsac pour les microdonnées mises à notre disposition.

La conciliation travail-étude n’étant jamais chose simple, je remercie chaleureusement mes collègues de l’UQAM, plus particulièrement Evelyn McDuff et Sylvie Quéré, pour leur appui et leur écoute. Finalement, un énorme merci à ma famille et mon conjoint pour leur amour, leur présence et leurs encouragements. C’est grâce à vous tous si aujourd’hui je peux enfin tourner la page sur cette dernière décennie et amorcer avec fierté un nouveau chapitre.

# INTRODUCTION

Au cours du 20<sup>e</sup> siècle, le Québec, comme la plupart des pays développés, a connu une hausse importante de son espérance de vie à la suite de sa transition épidémiologique. Résultat de la chute de la mortalité infantile, dans un premier temps, et de la diminution de la mortalité à plus de 65 ans, dans un deuxième temps, la durée de vie moyenne des Québécois est passée de 45 ans en 1901 à 82 ans en 2015 (Bourbeau et Smuga, 2003; Institut de la statistique du Québec, 2016). Avec la progression de la durée de vie et la baisse de la mortalité aux grands âges, des démographes, ainsi que de nombreux chercheurs d'autres champs disciplinaires s'intéressant à la vie humaine et au vieillissement, se sont affairés à en apprendre davantage sur les déterminants de la longévité. Ainsi plusieurs études se sont penchées sur les effets à long terme d'une exposition à un risque à un moment spécifique de la vie sur la santé et la mortalité. Ces études ont démontré que les individus vivants dans des conditions de vie défavorables durant leur enfance étaient plus à risque d'expérimenter à l'âge adulte des niveaux de morbidité et de mortalité supérieurs à la moyenne (Elo et Preston, 1992; Galobardes *et al.*, 2004;2008; Kuh, Ben-Shlomo, *et al.*, 2004).

Malgré un nombre croissant de recherches sur les déterminants dans l'enfance de la longévité, il y avait, à la fin des années 2000, encore peu d'études traitant de la question à l'échelle du Québec et du Canada. C'est dans ce contexte, qu'en 2007, un projet de recherche visant à observer les effets des conditions de vie dans l'enfance sur la mortalité aux grands âges au Québec est mis sur pieds au département de démographie de l'Université de Montréal. Dès lors, une base de données jumelant un échantillon de 5 % du recensement canadien de 1901 aux actes de décès de l'état civil québécois est constituée et ce, dans le but d'établir l'âge au décès des enfants sur lesquels il existe déjà des informations socio-économiques. C'est dans le cadre de ce projet que s'inscrit ce mémoire et sur ces données que s'appuient nos résultats.

Le présent ouvrage est un mémoire par articles divisé en quatre chapitres. Il a pour but d'explorer les impacts des conditions socio-économiques et sociosanitaires en milieu urbain sur la longévité des individus nés au tournant du 20<sup>e</sup> siècle et ayant vécu leur enfance à Montréal. Plus précisément, nous tenterons de vérifier si le risque de décès après 40 ans des gens ayant

grandi à la ville est supérieur pour les individus ayant vécu dans des conditions difficiles durant cette période charnière de leur vie. À l'heure actuelle, la littérature considérant le milieu de vie comme facteur d'intérêt se concentre surtout sur la dichotomie rurale-urbaine. Nonobstant des caractéristiques contrastées de ces deux milieux, peu de chercheurs ont étudié la question d'un point de vue uniquement urbain. D'ailleurs, circonscrire notre sujet d'étude à la ville de Montréal est tout à fait à propos si l'on considère les nombreux changements sociaux liés à la concentration et l'accélération de l'industrialisation et de l'urbanisation dans la métropole québécoise durant la période visée par nos données.

Afin d'explorer cette question, les deux premiers chapitres présentent une mise en contexte générale, incluant une revue de la littérature sur la question (Chapitre 1) ainsi qu'un portrait des conditions de vie à Montréal (Chapitre 2). Étant donné que notre population d'études est née entre 1891 et 1901 et que les données utilisées pour caractériser les conditions dans les premières années de vie proviennent du recensement de 1901, le chapitre 2 s'intéresse plus spécifiquement aux dynamiques démographiques et aux contextes socio-économique et sociosanitaire prévalant à cette époque.

Le chapitre 3 est une note de recherche, publiée dans les Cahiers québécois de démographie, intitulée « Conditions de vie durant l'enfance et longévité : évaluation d'une base de données créée à partir du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois ». Celle-ci a été rédigée dans les débuts du projet de recherche mentionné précédemment, afin de faire état de l'avancement de la collecte de données et de s'assurer de la qualité de celles-ci avant d'entreprendre leur analyse<sup>1</sup>. Plus précisément, nous y abordons le processus de collecte de données et les sources utilisées, et validons la représentativité des âges aux décès colligés pour mesurer la longévité de la population d'études. De plus, nous y examinons une source de biais potentiel lié à l'utilisation de ces données, soit un biais de sélection.

---

<sup>1</sup> Initialement élaborée par Alain Gagnon, Bertrand Desjardins et Laurence Pilon-Marien, cette base de données a principalement été construite entre 2007 et 2010. La constitution de celle-ci a été rendue possible grâce au travail de collecte d'informations et d'appariement d'actes paroissiaux et d'état civil effectué notamment par Laurence Pilon-Marien et Josiane Quevillon. Les données ont aussi servi de base à des articles scientifiques, de mémoire de maîtrise et d'une thèse de doctorat.

C'est en utilisant ces données que nous nous penchons ensuite sur le lien possible entre les conditions de vie et la longévité dans le contexte montréalais. Écrit sous forme d'article en vue d'une publication ultérieure, le chapitre 4 expose les résultats d'analyses de survie réalisées à partir de modèles à risques proportionnels de Cox. Les modèles statistiques présentés permettent, non seulement, d'observer les impacts de diverses conditions de vie sur l'âge exact au décès, mais aussi de constater les effets du statut socio-économique à l'âge adulte. Nous y explorons également les différences selon le sexe ainsi que la présence possible d'un biais de sélection.

# CHAPITRE 1

## REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'étude des effets des conditions et des événements ayant lieu durant l'enfance sur la santé et la mortalité plus tard dans la vie n'est pas un sujet nouveau. Dès les années 1930, des chercheurs constatent un lien possible entre les niveaux de mortalité infantile et juvénile et les niveaux de mortalité subséquents grâce à l'étude des populations anciennes. L'étude de [Kermack et al. \(1934\)](#) sur la mortalité selon l'âge, en Grande-Bretagne, entre 1841 et 1925, révèle un effet de cohorte où à mesure que la mortalité dans les premières années de vie s'améliore, pour les générations qui se succèdent, il en va de même pour la mortalité aux âges ultérieurs dans les mêmes cohortes respectives. Chaque génération connaît donc des taux de mortalité plus bas à tous les âges que la génération qui la précède. Selon les auteurs, ce phénomène dévoile l'importance des conditions durant l'enfance comme prédicteur de la santé et de la mortalité.

Afin de mieux comprendre ce sujet et mieux cerner l'intérêt de cette question pour l'approfondissement des connaissances sur les facteurs de la longévité humaine, les pages suivantes dressent un résumé de la littérature dans ce domaine. Dans un premier temps, nous nous intéresserons au cadre conceptuel reliant les conditions de vie dans l'enfance à la mortalité. Nous nous attarderons ensuite aux conclusions d'études empiriques traitant des impacts de ces conditions sur la santé, la mortalité, et plus précisément, sur la longévité.

### 1.1. CONTEXTE THÉORIQUE

Selon les différents cadres conceptuels disponibles dans la littérature, notamment celui proposé par [Preston et al. \(1998\)](#), la relation qui unit les conditions dans l'enfance et la longévité peut être directe (période critique et période sensible) ou indirecte (accumulation des désavantages/avantages et environnements corrélés).

Selon le modèle de la période critique (*critical period model*), également connu sous le nom de modèle de latence ou du *biological imprinting/programming/embedding*, l'exposition à

certaines conditions ou maladies durant une période spécifique du cycle de vie peut laisser une trace permanente, dont l'impact sur la santé se fera sentir ultérieurement (Galobardes *et al.*, 2004; Hamil-Luker et O'Rand, 2007; Montez et Hayward, 2011). Ce phénomène s'expliquerait par un effet biologique où la structure et le fonctionnement du corps (organes, métabolisme, etc.) seraient affectés de façon permanente à la suite de certains événements vécus lors d'une période charnière du développement. D'ailleurs, la malnutrition au cours de la période de gestation et de l'enfance aurait un impact sur la formation des organes, leur durabilité et leur performance, et serait ainsi associée à certaines maladies chroniques aux grands âges (Fogel, 1994), dont les maladies cardio-vasculaires (Barker, 1995). Outre la nutrition, les conditions de vie et les maladies infectieuses tôt dans la vie peuvent également avoir cet effet sur l'organisme (Kuh et Davey Smith, 2004; van den Berg et Lindeboom, 2014). Par exemple, des infections respiratoires répétées durant cette période peuvent mener au développement de rhumatisme articulaire aigu et de maladies des valves cardiaques à l'âge adulte (Elo et Preston, 1992). L'exposition au virus de la grippe lors d'une pandémie pourrait également augmenter les risques de décès lors d'une pandémie subséquente selon le modèle de la période critique (l'infection précoce affecterait les poumons ou d'autres organes internes pour le reste de la vie) mais également selon celui de l'emprunte antigénique ; dans ce cas, une infection précoce à un virus particulièrement virulent de la grippe conditionnerait pour la vie le système immunitaire à bien répondre à des virus du même sous-type (ex : H1N1), tout en le rendant vulnérable aux virus de sous-type différents (ex : H3N2), particulièrement sous leur forme pandémique (Gagnon *et al.*, 2018; Gagnon *et al.*, 2013).

La notion de « période critique » est quelque peu ambiguë et souvent confondue dans la littérature avec la notion de « période sensible » (Ben-Shlomo et Kuh, 2002). Bien que similaires, ces deux notions se distinguent en fonction de l'aspect réversible du risque et de la fenêtre temporelle où se produit celui-ci. La « période critique » se réfère à un moment précis où l'effet d'un risque est irréversible. Au contraire, le risque encouru lors de la « période sensible » est réversible et peut aussi avoir un effet s'il est expérimenté à un autre moment, mais dans une moindre mesure.

Alors que le modèle précédent se concentre sur l'impact direct des risques reliés à l'enfance sur la santé et la mortalité, le modèle d'accumulation des désavantages, aussi appelé modèle de cheminement ou de trajectoire, prend en considération les événements éprouvés tout au long du parcours de vie et souligne la présence d'un lien indirect avec la longévité. Comme l'indique son nom, ce modèle fait état de l'effet additif et de l'interaction entre les différents risques encourus durant la vie. Ceux-ci peuvent aussi bien être indépendants les uns des autres ou reliés entre eux via une chaîne de risque dont les éléments déclencheurs prennent naissance dans la jeunesse et affectent ainsi les probabilités de développer certaines morbidités ou de décéder (Ben-Shlomo et Kuh, 2002; Galobardes *et al.*, 2004; Montez et Hayward, 2011; van den Berg et Lindeboom, 2014). Le meilleur exemple pour comprendre ce phénomène est le cas classique de l'évolution du statut socio-économique individuel. Les enfants provenant d'un milieu défavorisé auront probablement moins de chance de faire de grandes études et, par conséquent, plus de chance d'occuper un emploi manuel, c'est-à-dire un type de profession auquel sont associés des facteurs de risques défavorables pour la santé, comme la cigarette, une mauvaise alimentation, la sédentarité, etc. Les niveaux de risque subséquents sont alors le résultat d'une persistance des conditions dans l'enfance, de leur amélioration ou leur détérioration. D'ailleurs, Galobardes *et al.* (2004) ont rapporté les résultats de plusieurs études où la relation entre l'enfance et la mortalité pouvait être atténuée et même, dans certains cas, effacée par la considération du statut socio-économique à l'âge adulte. Contrairement aux empreintes indélébiles ou aux dommages irréversibles du modèle de « période critique », il y aurait dans le cas présent moyen « d'effacer » les traces du passé.

Dans le même ordre d'idées, selon le modèle des environnements corrélés, une relation indirecte, non causale peut s'établir entre les conditions de début de vie et la mortalité à l'âge adulte, s'il y a persistance, tout au long de la vie, de caractéristiques extrinsèques favorables ou défavorables, le plus souvent environnementales (Preston *et al.*, 1998). Par exemple, une personne élevée sur une ferme a statistiquement plus de chances de passer sa vie adulte en milieu rural. Si, pour une raison ou une autre, la mortalité est plus élevée en milieu urbain qu'à la campagne (comme c'était le cas historiquement<sup>2</sup>), il y aura une association entre les conditions

---

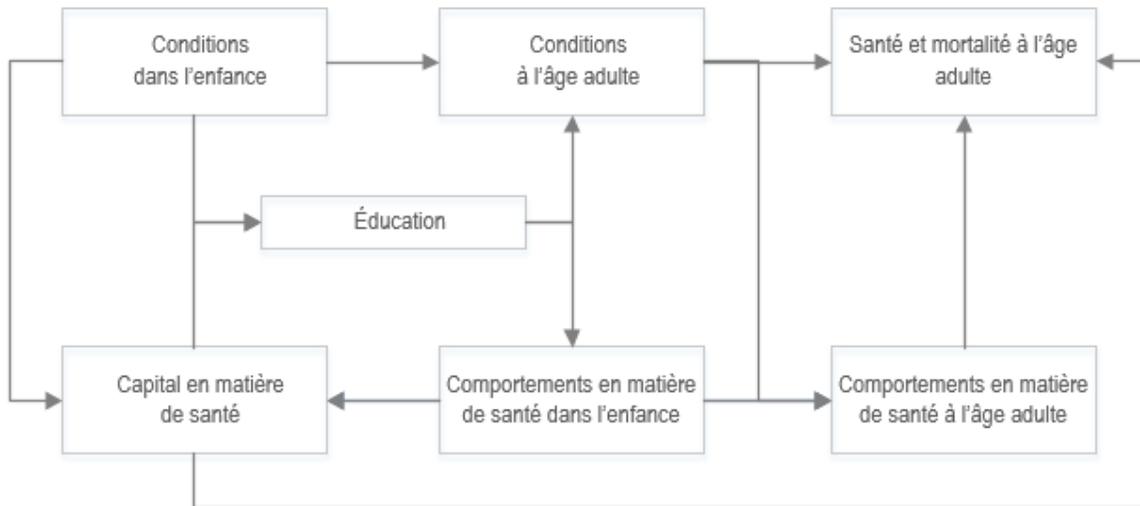
<sup>2</sup> Pour plus de détails, voir page 9 (Chapitre 1) et page 16 (Chapitre 2).

de santé dans l'enfance et à l'âge adulte sans que les premières aient nécessairement entraîné les secondes. En d'autres termes, les individus ayant vécu à la ville auront été exposés, tout au long de leur vie, à de plus grands risques de décès que les individus nés à la campagne, ce qui crée une relation entre les taux de mortalité à différents âges indépendante de toute causalité s'établissant de manière individuelle (Gagnon et Mazan, 2009).

Par ailleurs, même si cela est plus rarement observé, il est important de mentionner l'existence de relation inverse ou négative où les conditions difficiles durant l'enfance mènent à une mortalité plus faible à l'âge adulte. Cet effet peut être direct par le biais d'une immunité conférée à la suite d'une exposition à certaines maladies infectieuses (Alter *et al.*, 2001; Elo et Preston, 1992; Preston *et al.*, 1998). Il peut aussi être indirect et opérer par l'intermédiaire d'un effet de sélection (Montez et Hayward, 2011; Shen et Zeng, 2014). Les individus ayant survécu à des conditions difficiles tôt dans la vie seraient alors plus robustes que la moyenne de la population et auraient une mortalité plus faible au cours des différentes étapes de leur cycle de vie. La relation négative entre le risque de décès dans l'enfance et ceux mesurés à l'âge adulte serait donc associée à une hétérogénéité non observée dans la population (Preston *et al.*, 1998).

À la lumière des nombreuses études empiriques utilisant l'approche du parcours de vie, on constate que ces modèles sont loin d'être indépendants les uns des autres (Montez et Hayward, 2011; van den Berg et Lindeboom, 2014). D'ailleurs, KuhPower, *et al.* (2004) proposent un schéma simplifié montrant les liens qui relient les conditions socio-économiques expérimentées tôt dans la vie à la santé et la mortalité à l'âge adulte, et par conséquent, la longévité. Tout en résumant les principaux modèles exposés précédemment, la Figure 1 illustre la complexité et l'interdépendance des trajectoires de vie où les conditions dans l'enfance influencent directement et indirectement la durée de vie humaine.

FIGURE 1 CHEMINEMENTS ENTRE L'ENFANCE ET LA SANTÉ ET LA MORTALITÉ À L'ÂGE ADULTE. ADAPTÉE DE [KUHPOWER, ET AL. \(2004\)](#).



## 1.2. CONDITIONS DE VIE DANS L'ENFANCE ET LONGÉVITÉ

Depuis plusieurs années maintenant, la littérature sur les conséquences à long terme des conditions dans les premières années de vie abonde dans les domaines de l'épidémiologie et de la démographie. Même si cette dernière contribue à l'avancement des connaissances sur le sujet, une part importante de la recherche provient de l'épidémiologie ; domaine dans lequel de nombreuses études empiriques se sont intéressées aux origines *in utero* et dans l'enfance des maladies chroniques ([Elo et Preston, 1992](#); [Galobardes et al., 2004](#); [Kuh et Ben-Shlomo, 2004](#)). Les effets des conditions socio-économiques ont particulièrement été explorés pour les maladies cardio-vasculaires, où des conditions défavorables sont associées à des risques accrus de développer ce type de maladie et d'en mourir ([Galobardes et al., 2006](#); [Galobardes et al., 2004](#); [Kilpi et al., 2017](#); [Kuh et Davey Smith, 2004](#)). Les mécanismes menant à des maladies spécifiques étant du ressort de l'étiologie ([Davey Smith et Lynch, 2004](#)), nous nous attarderons, dans les prochaines pages, aux études plus directement en lien avec notre sujet de recherche, soit celles portant sur la mortalité générale, tant à l'âge adulte qu'aux grands âges.

Le terme « conditions de vie dans l'enfance » fait référence à une vaste gamme d'évènements ou de situations vécues durant cette étape de l'existence. Ces conditions peuvent être regroupées en deux grandes catégories, soit celles relatives à l'environnement (*physical exposure*), comprenant notamment les maladies infectieuses et la nutrition, et celles regroupant les aspects sociaux (*social exposure*), comme le contexte familial et les caractéristiques socio-économiques (Montez et Hayward, 2011). Les chercheurs se sont d'abord surtout penchés sur les impacts à long terme des maladies infectieuses, pour ensuite s'intéresser davantage aux facettes socio-économiques.

### 1.2.1. CONDITIONS DE VIE DÉFINIES À L'ÉCHELLE DE LA COHORTE DE NAISSANCE

Plusieurs études écologiques et de cohortes ont exploré les conséquences à long terme de conditions environnementales expérimentées dans la jeunesse en observant l'impact de différents niveaux de mortalité infantile sur la santé et la mortalité ultérieure; la mortalité infantile agissant ici comme un indicateur de l'exposition aux maladies ainsi que des conditions socio-économiques et sociosanitaires générales (Bengtsson et Lindstrom, 2000;2003; Bruckner et Catalano, 2009; Crimmins et Finch, 2006; Finch et Crimmins, 2004; Forsdahl, 1977; Gagnon et Mazan, 2009; Griffin *et al.*, 2018; Hayward *et al.*, 2016; Kermack *et al.*, 1934; Myrskylä, 2010; Preston et Van De Walle, 1978; Quaranta, 2014; Schellekens et van Poppel, 2016). En comparant les niveaux de mortalité à différents âges de plusieurs cohortes suédoises nées entre 1751 et 1940, Finch et Crimmins (2004) ont remarqué une association entre la mortalité infantile de ces générations et leur mortalité subséquente. Comme dans les travaux précurseurs de Kermack *et al.* (1934) en Grande-Bretagne, de Forsdahl (1977) en Norvège ou de Preston et Van De Walle (1978) en France, les cohortes avec des niveaux inférieurs (ou supérieurs) de mortalité infantile ont également une mortalité plus faible (ou plus forte) par la suite. Dans le même ordre d'idée, d'autres travaux sur la mortalité suédoise des générations nées au 19<sup>e</sup> siècle constatent que le contexte de mortalité infantile ou, plus précisément, la «charge infectieuse»<sup>3</sup> affecte aussi la longévité individuelle (Bengtsson et Lindstrom, 2000;2003). Les individus nés

---

<sup>3</sup> Ou *disease load* en anglais, voir Bengtsson et Lindstrom (2000).

en période de forte mortalité survivent moins longtemps que leurs homologues nés durant une période de faible mortalité et sont plus nombreux à mourir avant 55 ans. Qui plus est, les personnes nées durant une période de très forte mortalité infantile (200 ‰) sont plus nombreuses à mourir d'une maladie respiratoire contagieuse que celles venues au monde dans un contexte de mortalité plus faible (100 ‰). Un tel effet n'est cependant pas visible pour toutes les populations et varie dans l'espace et dans le temps ; le niveau de mortalité infantile au moment de la naissance ne semble pas être lié à la longévité des individus vivant au Québec à l'époque préindustrielle ([Gagnon et Mazan, 2009](#)) ainsi qu'à celle de la population danoise et des femmes britanniques nées au 19<sup>e</sup> siècle ([Bruckner et Catalano, 2009](#)).

D'autres chercheurs ont exploré les liens entre certains déterminants socio-économiques dans l'enfance et la longévité, notamment le cycle économique et le prix de la nourriture. À l'aide de données sur le produit intérieur brut réel par habitant au moment de la première année de vie de Néerlandais nés au 19<sup>e</sup> siècle, [van den Berg et al. \(2006\)](#) constatent une relation négative entre le cycle économique et la mortalité. Une relation semblable est également observée pour le Danemark du 19<sup>e</sup> siècle, où naître durant une récession plutôt qu'en période de croissance économique mène à une mortalité de 9% plus élevée aux âges subséquents ([van den Berg et al., 2009](#)). Contrairement au cycle économique, le prix de la nourriture ne semble pas avoir d'effet sur la longévité. Pour les cohortes nées au 19<sup>e</sup> siècle en Suède et au Danemark, le prix du seigle ne joue pas significativement sur la mortalité après 35 ans ([van den Berg et al., 2009](#)) ou 50 ans ([Bengtsson et Broström, 2008](#); [Bengtsson et Broström, 2009](#); [Bengtsson et Lindstrom, 2000](#)).

### **1.2.2. CONDITIONS DE VIE DÉFINIES À L'ÉCHELLE FAMILIALE**

Parallèlement, comme l'illustrent [Galobardes et al. \(2004;2008\)](#), la littérature traitant des conditions socio-économiques en fonction des caractéristiques du ménage d'origine est plus riche puisqu'elle présente un nombre plus important de variables indépendantes. Parmi les 22 études considérées dans leur revue de littérature initiale, 18 font état d'une mortalité plus élevée pour les individus ayant vécu dans des conditions socio-économiques défavorables, et ce, peu importe la cause de décès ([Galobardes et al., 2004](#)). Parmi les variables fréquemment utilisées pour refléter ces conditions et se révélant avoir un impact statistiquement significatif sur la

mortalité et la longévité, nous retrouvons notamment le statut socio-économique (Campbell et Lee, 2009; Elo *et al.*, 2014; Gagnon et Bohnert, 2012; Hayward et Gorman, 2004; Jarry, 2015; Juárez *et al.*, 2016; Preston *et al.*, 1998; Quevillon, 2011; Todd *et al.*, 2017), l'éducation (Elo *et al.*, 2014; Gagnon et Bohnert, 2012; Jarry, 2015; Montez et Hayward, 2011; Preston *et al.*, 1998; Quevillon, 2011), l'accès à la propriété ou à la terre (Elo *et al.*, 2014; Gagnon et Bohnert, 2012; Jarry, 2015; Preston *et al.*, 1998), l'origine ethnique (Hayward et Gorman, 2004; Montez et Hayward, 2011; Warner et Hayward, 2006), le lieu de résidence (Cain et Hong, 2009; Hayward et Gorman, 2004; Preston *et al.*, 1998; Schenk et van Poppel, 2011; Su, 2009), le logement (Coggon *et al.*, 1993; Dedman *et al.*, 2001; Elo *et al.*, 2014; Næss *et al.*, 2007) ainsi que la structure du ménage, que ce soit la taille (Baranowska-Rataj *et al.*, 2017; Campbell et Lee, 2009; Smith *et al.*, 2009) de celui-ci ou sa composition parentale (absence d'un ou des deux parents) (Campbell et Lee, 2009; Elo *et al.*, 2014; Hayward et Gorman, 2004; Juárez *et al.*, 2016; Preston *et al.*, 1998; Smith *et al.*, 2014; Smith *et al.*, 2009; Warner et Hayward, 2006).

#### STATUT SOCIO-ÉCONOMIQUE : PROFESSION ET ÉDUCATION

Les conditions socio-économiques dans la jeunesse sont souvent représentées par le statut socio-économique de la famille d'origine, découlant lui-même de la profession du chef de ménage (généralement le père), du type de travail effectué ou de la place hiérarchique de celui-ci dans l'échelle socio-économique (Davey Smith et Lynch, 2004). Par exemple, comme l'ont rapporté Galobardes *et al.* (2004) pour quatre pays d'Europe du Nord<sup>4</sup>, les individus dont le père est un travailleur manuel ont un risque de décéder à l'âge adulte de 36% à 46% supérieur à ceux dont le père occupe une profession n'étant pas de type manuel.

Cependant, le statut socio-économique dans l'enfance ne joue pas toujours sur la mortalité des individus. D'une part, la signification statistique et l'ampleur de l'effet de ce statut peuvent être modérées, voire annulées, par l'introduction de variables sur les conditions de vie à l'âge adulte, notamment la profession et l'éducation (Elo *et al.*, 2014; Hayward et Gorman, 2004; Lynch *et al.*, 1994; Shen et Zeng, 2014; Warner et Hayward, 2006). Comme l'ont bien résumé

---

<sup>4</sup> Suède, Pays-Bas, Danemark et Finlande.

Elo *et al.* (2014), les modulations introduites par les caractéristiques à l'âge adulte sont peu étonnantes, puisque le statut socio-économique des parents est un bon prédicteur de l'état de santé d'un individu, que ce soit dans sa jeunesse ou plus tard dans la vie, ainsi que du niveau d'éducation et du statut socio-économique qu'il atteindra : «*Thus children who grow up in higher SES<sup>5</sup> households enter adulthood in better health and with higher levels of education and thus are themselves likely to achieve higher SES and reap the health benefits from greater access to human and financial capital throughout their lives* ». D'autre part, dans le cas d'études basées sur des populations historiques, l'absence d'effet de ce statut s'explique par l'inexistence d'un gradient socio-économique de la mortalité aux époques considérées (Bengtsson et Broström, 2008; Bengtsson et Broström, 2009; Bengtsson et van Poppel, 2011; Gagnon *et al.*, 2011; Schenk et van Poppel, 2011). C'est d'ailleurs ce que concluent Bengtsson et Broström (2008) suite à l'absence de différence de mortalité aux grands âges selon le statut socio-économique dans l'enfance dans leur étude sur les Suédois nés en milieu rural au 19<sup>e</sup> siècle.

Outre le statut socio-économique, l'éducation des parents a également un impact sur la longévité. Cet effet est le résultat de pratiques et de connaissances en matière de santé et de soins aux enfants<sup>6</sup>, ainsi que des liens existant entre le niveau d'éducation, le statut socio-économique du ménage et le niveau de scolarité futur de l'enfant (Elo *et al.*, 2014). Les personnes ayant un ou des parents ne sachant lire ou écrire ou ayant un faible niveau d'éducation connaissent un risque de mourir plus élevé que celles dont le père ou la mère sont alphabétisés (Gagnon et Bohnert, 2012; Preston *et al.*, 1998) ou ont atteint un niveau d'études plus élevé (Elo *et al.*, 2014; Montez et Hayward, 2011). Par exemple, dans l'étude de Preston *et al.* (1998) portant sur les Africains-Américains nés au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, la probabilité de survivre plus de 85 ans est réduite de 23% pour les individus dont la mère est analphabète et de 31% lorsqu'il s'agit du père. Cependant, tout comme la profession, l'effet de l'éducation des parents est affecté par les conditions de vie à l'âge adulte. Dans leurs travaux respectifs, Elo *et al.* (2014) et Montez et Hayward (2011) ont observé une diminution de l'impact du niveau de scolarité des parents, et même, dans certains cas, une perte de signification statistique, suite à la considération

---

<sup>5</sup> SES : Socioeconomic status.

<sup>6</sup> Parenting practices.

de caractéristiques à l'âge adulte dans leurs modèles, dont le niveau d'éducation atteint par l'individu.

## MILIEU DE VIE : LIEU DE RÉSIDENCE ET LOGEMENT

Le milieu de vie et l'environnement physique dans l'enfance influencent aussi l'âge au décès, que ce soit le lieu de résidence ou les conditions de logement. Les individus résidant, au moment de leur naissance ou dans les années suivant celle-ci, sur une ferme (Hayward et Gorman, 2004; Preston *et al.*, 1998; Warner et Hayward, 2006), en milieu rural (Schenk et van Poppel, 2011) ou dans une localité ayant une faible densité de population ont une longévité supérieure à ceux ayant vécu en milieu urbain, dans une ville de grande taille (Cain et Hong, 2009; Su, 2009) ou densément peuplée (Preston *et al.*, 1998). L'avantage de survie que confère le milieu rural s'observe aussi via la profession ; les enfants de fermiers ayant des risques de décès inférieurs à ceux dont le père occupe une autre profession (Elo *et al.*, 2014; Gagnon et Bohnert, 2012). Cependant, cet avantage n'est peut-être pas directement lié au fait de vivre en milieu rural, mais plutôt à la transmission de la profession du père<sup>7</sup> et, par conséquent, à la persistance du milieu de vie à l'âge adulte (Gagnon et Bohnert, 2012; Gagnon *et al.*, 2011). Cela dit, pour les pays européens et nord-américains, la dichotomie illustrée ici concerne davantage les populations historiques que les populations contemporaines, puisqu'au cours du 20<sup>e</sup> siècle, le désavantage lié aux villes s'est graduellement effacé avec la chute de la mortalité urbaine et un meilleur accès aux services et soins (Preston *et al.*, 1998; Woods, 2003). Au 19<sup>e</sup> siècle, et encore aujourd'hui, dans certains pays en développement, les niveaux de mortalité sont de loin plus élevés dans les centres urbains que dans les campagnes ; une conséquence directe d'une urbanisation rapide et d'une croissance soutenue de la population des villes (Woods, 1982;2003). Effectivement, la densité urbaine et donc la proximité physique des individus, la détérioration des conditions de vie, la contamination de l'eau et de la nourriture, ainsi que le traitement inadéquat des eaux usées et des déchets concourent alors à la diffusion de maladies contagieuses, comme la variole,

---

<sup>7</sup> La profession de fermier étant associée à des risques de décès à l'âge adulte plus faible.

la rougeole, la tuberculose, le choléra, la fièvre typhoïde et la dysenterie (Condran et Crimmins, 1980; St-Hilaire et Marcoux, 2004).

Par ailleurs, à l'échelle du logement des ménages, plusieurs caractéristiques sont également associées à des niveaux de mortalité plus élevés à l'âge adulte, comme le surpeuplement<sup>8</sup>, l'absence d'un accès à l'eau courante, à un bain ou un cabinet de toilette à l'intérieur de la résidence ainsi qu'une mauvaise ventilation (Coggon *et al.*, 1993; Dedman *et al.*, 2001; Elo *et al.*, 2014; Næss *et al.*, 2007). Le ratio du nombre de pièces par personne est l'une des variables les plus souvent utilisées pour illustrer ces conditions. Ce ratio reflète non seulement les moyens financiers du ménage, mais également les risques associés aux maladies infectieuses, car, comme à l'échelle des villes, une plus forte densité à l'intérieur du logis favorise la transmission de ces maladies. Selon les analyses de Næss *et al.* (2007) sur l'effet des conditions de logement dans la jeunesse et la mortalité à l'âge adulte, le risque de décéder correspondant à un ratio de pièces par personne inférieur à 0,5 est de 65% plus élevé que le risque associé à un ratio supérieur à 1. Comme pour les autres caractéristiques, l'entassement résidentiel dans l'enfance peut être indirectement lié à la santé et la longévité par son association aux conditions vécues plus tard dans la vie (Elo *et al.*, 2014; Næss *et al.*, 2007). Dans le cas de l'étude mentionnée précédemment, le risque associé à un ratio inférieur à 0,5 pièce par personne est atténué lorsque d'autres conditions de logement dans l'enfance et l'éducation à l'âge adulte sont considérées; le risque relatif passant alors de 1,65 à 1,18.

### 1.3. ÉTUDES PORTANT SUR LA POPULATION QUÉBÉCOISE

Pour les populations canadiennes et québécoises, ce champ de recherche est récent et reste encore à défricher, surtout en ce qui concerne les caractéristiques socio-économiques. Jusqu'à présent, la littérature disponible aborde surtout la question du point de vue de la mortalité infantile (Gagnon et Mazan, 2009), des épisodes épidémiques (Bilodeau Bertrand, 2014; Gagnon *et al.*, 2013; Hallman et Gagnon, 2014), des facteurs biodémographiques et des déterminants familiaux (Jarry *et al.*, 2013a;2013b; Mazan et Gagnon, 2007). À l'échelle des

---

<sup>8</sup> Ratio élevé de personne par pièce disponible.

conditions socio-économiques, des travaux se sont intéressés aux effets de ces conditions chez les individus ayant grandi en milieu rural (Gagnon et Bohnert, 2012) et en milieu urbain (Quevillon, 2011) ainsi que chez ceux issus de familles de centenaires (Jarry, 2015). Outre les comparaisons faites par Jarry (2015) entre les facteurs de longévité des fratries de centenaires et ceux de la population générale, aucune recherche ne s'est réellement attardée à la population québécoise dans son ensemble. Néanmoins, les résultats de ces trois études nous éclairent sur l'influence que peut avoir la profession et l'éducation du père, le type de ménage, le milieu de résidence, la propriété foncière et la profession à l'âge adulte. De façon globale, les travaux de Gagnon et Bohnert (2012) et de Jarry (2015) confirment, pour les Canadiens-français nés à l'aube du 20<sup>e</sup> siècle, ce que nous avons noté dans la section précédente ; le milieu rural ainsi que le fait de vivre dans un ménage où le chef est fermier, alphabétisé et propriétaire confèrent un avantage de survie après 40 ans. Pour ce qui est du milieu urbain, Quevillon (2011) relève, pour la ville de Québec, une durée de vie supérieure lorsque le chef du ménage d'origine sait parler anglais, est ouvrier spécialisé (plutôt que journalier) et que la maisonnée est élargie à d'autres membres de la famille ou à des personnes non-apparentées.

De plus, les analyses faites par Gagnon et Bohnert (2012) et par Jarry (2015) soulignent aussi très clairement l'existence de différences selon le sexe. D'après leurs analyses, la profession du chef de ménage, son statut de propriétaire et la taille de la terre qu'il possède (pour les propriétaires en milieu rural) influencent significativement la longévité des hommes, mais pas celle des femmes, alors que l'inverse est observé lorsqu'il est question de l'alphabétisation du père. Il est important de noter que ces variations ne sont pas exclusives à la population québécoise et ont été observées par d'autres chercheurs pour un large éventail de conditions dans l'enfance (Finch et Crimmins, 2004; Griffin *et al.*, 2018; Hamil-Luker et O'Rand, 2007; Mazan et Gagnon, 2007; Montez et Hayward, 2011; Preston *et al.*, 1998; Quaranta, 2014; Shen et Zeng, 2014; Smith *et al.*, 2009; Todd *et al.*, 2017; van den Berg *et al.*, 2009; Yi *et al.*, 2007).

Jusqu'à présent, à l'exception de Jarry (2015), aucune recherche basée sur des données québécoises n'a ajusté les effets des conditions de vie dans l'enfance en fonction de variables socio-économiques à l'âge adulte. Toutefois, cette étude confirme la pertinence de considérer ce type de caractéristiques. À l'instar de ce que nous avons déjà relevé, l'introduction de la

profession à l'âge adulte réduit l'ampleur des risques relatifs de décès après 40 ans qui sont associés aux conditions de vie à un jeune âge, du moins pour les hommes et, plus particulièrement, pour les frères de centenaires. À cet égard, en plus d'observer les déterminants socio-économiques dans l'enfance de la survie aux grands âges, nous explorons les impacts du statut socio-économique ultérieur ainsi que les effets différentiels selon le sexe. Avant d'aller plus loin, nous dresserons un portrait général des conditions de vie des Montréalais au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, afin de situer nos données dans leur contexte sociohistorique.

## CHAPITRE 2

# LE MONDE URBAIN AU TOURNANT DU 20<sup>E</sup> SIÈCLE, UN PORTRAIT GÉNÉRAL DE MONTRÉAL

Caractériser les conditions de vie n'est généralement pas chose facile, encore moins lorsque cela concerne une époque antérieure à la nôtre. Le Montréal du début du 20<sup>e</sup> siècle, qui est celui dans lequel a grandi notre population d'étude, est fort différent de celui que nous connaissons aujourd'hui. Avec l'urbanisation et l'industrialisation, c'est-à-dire le passage d'une économie basée sur l'artisanat à une économie centrée sur une production industrielle, les villes québécoises sont alors en pleine mutation et connaissent une transformation socio-économique et démographique sans précédent (Marcoux et St-Hilaire, 2001). Afin de mieux connaître les conditions de vie dans l'enfance des individus composant notre échantillon de données, nous dresserons dans les prochaines pages un portrait de la métropole dans lequel nous nous attarderons principalement au contexte démographique, socio-économique et sociosanitaire de l'époque.

### 2.1 PORTRAIT DÉMOGRAPHIQUE

Au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, stimulée par la seconde phase de son industrialisation, Montréal connaît une explosion démographique et voit sa population passer de 107 225 habitants en 1871 à 267 730 habitants en 1901 (Lamonde, 1982; Linteau, 2000; Parizeau, 1975). Cette évolution n'est pas étrangère aux changements des limites urbaines ; des frontières elles-mêmes repoussées à cause de la croissance de la métropole et des villes périphériques (Lamonde, 1982; Linteau, 2000). Dès les années 1880, une vague d'annexion de municipalités de banlieues s'amorce : Hochelaga (1883), Saint-Jean-Baptiste (1886), Saint-Gabriel (1887), Saint-Louis (1893), Sainte-Cunégonde (1905) et Saint-Henri (1905).

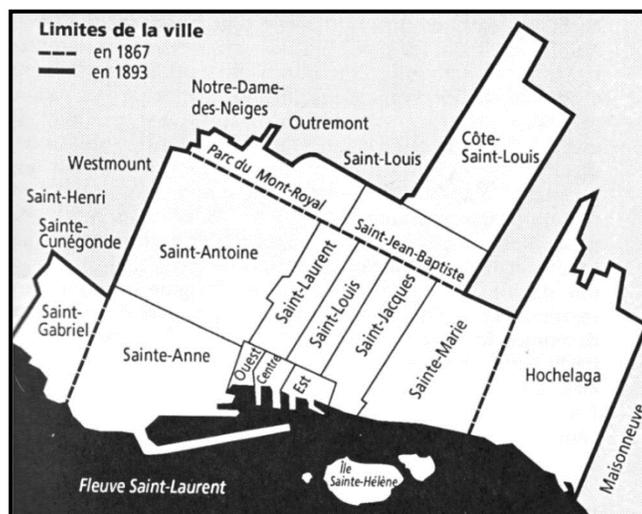
TABLEAU 1 ÉVOLUTION DE LA POPULATION ET DU TERRITOIRE DE LA VILLE DE MONTRÉAL, 1871 À 1901

VILLE, QUARTIERS ET LOCALITÉS	POPULATION		% DE FRANCOPHONE		ANNÉE D'ANNEXION À MONTRÉAL
	1871	1901	1871	1901	
<b>Montréal cité</b>	107 225	267 730	-	-	-
<b>Montréal Centre<sup>9</sup></b>	5 264	4 110	61,2%	71,1%	-
<b>Montréal Ouest</b>	55 670	85 513	32,4%	31,0%	-
Quartier Sainte-Anne	18 639	21 835	26,5%	29,7%	-
Quartier Saint-Antoine	23 925	47 653	38,9%	30,6%	-
Quartier Saint-Laurent	13 106	21 889	29,1%	24,7%	-
<b>Montréal Est</b>	46 297	107 591	76,8%	78,9%	-
Quartier Saint-Jacques	17 680	40 041	69,3%	62,7%	-
Quartier Saint-Louis	14 916	26 919	82,5%	87,7%	-
Quartier Sainte-Marie	13 395	40 631	79,5%	80,8%	-
<b>Principales municipalités de banlieue</b>					
Maisonneuve	1 226**	3 958	-	-	1918
Hochelaga	1 061	12 914	-	-	1883
Saint-Jean-Baptiste	4 408	26 754	-	-	1886
Côte Saint-Louis	2 215	26 754	-	-	1893
Saint-Louis	1 537*	10 933	-	-	1910
Saint-Gabriel	4 506*	15 959	-	-	1887
Sainte-Cunégonde	4 849*	10 912	-	-	1905
Saint-Henri	6 415*	21 192	-	-	1905
Westmount	3 076*	8 856	-	-	-

\* Population en 1881 \*\* Population en 1891

Sources : Lamonde (1982) et Linteau (2000)

FIGURE 2 TERRITOIRE MONTRÉALAIS À LA FIN DU 19<sup>E</sup> SIÈCLE.  
TIRÉE DE LINTEAU (2000, p. 79)



<sup>9</sup> Quartiers Ouest, Centre et Est.

### **2.1.1. MOUVEMENTS MIGRATOIRES : EXODE RURAL ET URBANISATION**

Indépendamment des modifications des limites de la Ville, le gonflement de la population montréalaise est principalement le résultat de migrations provenant des campagnes québécoises et, plus particulièrement, des régions entourant l'île (Blanchard, 1953). Ce phénomène a lieu dans un contexte d'industrialisation, caractérisé par une forte urbanisation alimentée par l'exode rural. En plus de la concentration des emplois en milieu urbain, l'abolition du régime seigneurial en 1854 et l'émergence de la propriété privée du sol ont contribué au départ des paysans n'ayant pas les moyens de faire l'achat d'une terre (Choko, 1980). Malgré son importance, ce mouvement ne fait que s'amorcer en 1901, alors que 64% de la population du Québec vit toujours en milieu rural (Gauvreau, 2001).

Avec l'arrivée massive de migrants en provenance des campagnes, il y a non seulement une augmentation des effectifs de la ville, mais aussi des changements dans sa structure par âge et par sexe ainsi que dans la composition ethnoculturelle de sa population. La proportion plus élevée, à Montréal que dans le monde rural et dans l'ensemble du Québec, de gens en âge de travailler (15 à 64 ans) et de femmes célibataires âgées de plus de 15 ans illustre l'importance du mouvement migratoire alimenté par la quête d'emploi (Gauvreau, 2001). De plus, majoritairement anglophone de 1830 jusqu'à la fin des années 1860, la métropole devient de plus en plus francophone avec le départ d'une partie de la population d'origine britannique et l'établissement de nouveaux arrivants qui sont majoritairement des Canadiens-français (Lamonde, 1982; Olson et Thornton, 2001). Il faut dire qu'à la fin du 19<sup>e</sup> siècle, les courants migratoires qui alimentent la métropole sont principalement internes et que la ville attire peu d'immigrants internationaux, qui, comme plusieurs Canadiens, tentent plutôt leur chance aux États-Unis (Blanchard, 1953).

### **2.1.2. CROISSANCE NATURELLE : FÉCONDITÉ ET MORTALITÉ URBAINE**

Bien que l'immigration ait été une composante importante de la croissante démographique montréalaise, il ne faut pas négliger le rôle de la fécondité et de la mortalité. À ce jour, même si

les données disponibles ne permettent pas de mesurer l'apport exact de la croissance naturelle<sup>10</sup> dans l'augmentation de la population de la Ville (Linteau, 2000), les niveaux de fécondité et de mortalité laissent entrevoir un accroissement naturel inférieur à celui du reste de la province ; la fécondité étant plus faible et la mortalité plus élevée en milieu urbain qu'en milieu rural (Gauvreau *et al.*, 2007). Montréal est caractérisée par un régime démographique différent de celui du Québec et de ses campagnes, ainsi que par les dynamiques contrastées entre ses trois principales communautés culturelles : les francophones catholiques (aussi appelés Canadiens-français), les anglophones protestants et les Irlandais catholiques (Olson et Thornton, 2011)

#### FÉCONDITÉ : COMPORTEMENT DIFFÉRENTIEL ET DÉCLIN

Alors que le Canada connaît un déclin de son niveau de fécondité dans les dernières décennies du 19<sup>e</sup> siècle, celui du Québec demeure très élevé, notamment chez les francophones catholiques (McInnis, 2000). Malgré une légère baisse à partir des années 1890, il faut attendre les années 1920 pour voir la province véritablement amorcer sa transition de la fécondité (Beaujot, 2000; Gauvreau *et al.*, 2007). La situation n'est cependant pas uniforme et les niveaux de fécondité plus faibles à Montréal et à Québec suggèrent un déclin plus précoce en ville qu'en milieu rural (Gauvreau *et al.*, 2007; Gauvreau et Gossage, 2000). Bien qu'à cette période la fécondité des Montréalaises soit plus faible que celle de l'ensemble des Québécoises, et cela à tous les âges féconds, les niveaux observés à l'échelle de la ville sont hétérogènes et varient grandement selon les principaux groupes culturels. Au cours des années 1890, les canadiennes-françaises ont en moyenne 5,6 enfants alors que leurs consœurs anglophones ont entre 3,6 (anglo-protestantes) et 3,9 (Irlandaises catholiques) enfants (Olson et Thornton, 2001).

Comme l'explique Olson et Thornton (2001;2011), la particularité de la fécondité des Montréalaises d'origine canadienne-française est la conséquence de comportements féconds et

---

<sup>10</sup> Des estimations faites par Olson et Thornton (2011), à l'aide d'un échantillon de familles, permettent cependant de distinguer la part de la croissance naturelle (fécondité moins mortalité) et celle de la migration nette (immigration moins émigration) dans la croissance de la population des trois principales communautés culturelles de Montréal au 19<sup>e</sup> siècle. À la lueur des données pour les franco-catholiques, la croissance de la population dans les années 1860 est surtout le résultat de la migration nette (3,73%), bien que l'apport de la croissance naturelle soit non négligeable (1,66%). Cependant, ces taux de croissance chutent de façon importante dans les années 1890 pour atteindre 0,29% pour la migration nette (diminution de l'immigration et augmentation de l'émigration) et 1,04% pour la croissance naturelle (diminution de la fécondité plus importante que celle de la mortalité).

matrimoniaux différents. Tout d'abord, le système de mariage précoce et quasi universel leur confère un avantage brut en matière de fécondité. De plus, celles-ci ont pour la plupart conservé certaines pratiques du monde rural québécois comme de courtes périodes d'allaitement, de courts intervalles entre les grossesses et des maternités tardives (âge plus élevé à la dernière naissance); des pratiques qui, comme nous le verrons un peu plus loin, ont également des impacts sur les niveaux de mortalité infantile. C'est d'ailleurs à cause de ces pratiques, malgré une hausse de l'âge au mariage et une mise en union moins systématique, que ces femmes ont une fécondité générale plus élevée que les anglophones au tournant du 20<sup>e</sup> siècle (voir plus haut).

## MORTALITÉ : SURMORTALITÉ MONTRÉALAISE

En ce qui concerne la mortalité, Montréal n'est pas en reste de la situation vécue à une échelle plus globale, puisque, comme pour d'autres villes industrielles européennes et nord-américaines (Condran et Crimmins, 1980; Preston et Van De Walle, 1978; Woods, 1982), les niveaux de mortalité y sont beaucoup plus forts que dans les milieux ruraux et dans l'ensemble du Québec (McInnis, 2000; Olson et Thornton, 2011; Pelletier *et al.*, 1997). Bien que la transition de la mortalité soit déjà amorcée dans la province, les taux de mortalité montréalais au 19<sup>e</sup> siècle demeurent élevés. Entre 1831 et 1871, la mortalité générale y est près du double de celle de la province; alors que le taux brut de mortalité au Québec dans les années 1860 est de 22 ‰, celui à l'échelle montréalaise environne les 40 ‰ (Pelletier *et al.*, 1997). Il faut attendre la fin du 19<sup>e</sup> siècle pour voir ce taux diminuer et les écarts s'estomper. Le déclin lié aux maladies contagieuses, notamment la tuberculose, la diphtérie et la variole, contribue alors fortement à la baisse de la mortalité générale (Tétreault, 1995). Au cours des années 1890, le taux brut de mortalité générale à Montréal atteint presque celui de la province, soit 24 ‰ comparativement à 21 ‰ pour l'ensemble de la province (Pelletier *et al.*, 1997).

Cependant, cette amélioration n'affecte pas les niveaux de mortalité des enfants. Au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, Montréal se distingue particulièrement du reste de la province et du Canada par sa foudroyante mortalité infantile et juvénile (Baillargeon, 2004; Copp, 1978; Gaumer et Authier, 1996; McInnis, 2000; Pelletier *et al.*, 1997; Tétreault, 1979; Thornton et Olson, 2001). Entre 1886 et 1905, le taux de mortalité avant l'âge d'un an varie entre 230‰ et 275 ‰ (Gaumer

et Authier, 1996), alors qu'à la même époque ce taux est d'environ 160 % à Toronto et dans la majorité des grandes villes d'Angleterre (Tétreault, 1995)

Non seulement la mortalité est-elle plus importante que dans le reste de la province, mais elle y touche également certains groupes de la société plus que d'autres. Les inégalités face à la mort s'observent entre les quartiers de la Ville, les classes sociales et les groupes culturels. Comme on peut s'y attendre, les quartiers ouvriers<sup>11</sup> ont des taux de mortalité infanto-juvénile supérieurs aux quartiers bourgeois comme Saint-Antoine, Saint-Laurent et Saint-Louis ; la part des décès de 0 à 5 ans est d'environ 60 % pour les quartiers ouvriers et de 30 % à 45 % dans les quartiers bourgeois (Tétreault, 1979). Outre l'impact de la structure par âge, cette disparité spatiale est due aux mêmes causes socio-économiques et sanitaires que les maladies qui touchent la population : le niveau des revenus et d'éducation des ménages, la qualité de l'eau, du lait et de l'alimentation, les mesures d'hygiène publique du quartier ainsi que l'hygiène dans la sphère privée, l'état du système d'égouts et d'aqueducs, le logement, etc. (Copp, 1978; Dagenais et Durand, 2006; Guérard, 1996; Linteau, 2000; Tétreault, 1995).

Comme pour la fécondité, la mortalité des enfants montréalais se distingue aussi par son hétérogénéité à l'échelle des principaux groupes culturels. Durant la décennie 1890, 28% des naissances vivantes chez les Canadiens-français se soldent par un décès avant l'âge d'un an (15% Irlandais catholiques et 13% anglo-protestants) et 44% des petits n'atteignent pas leur cinquième anniversaire (17% Irlandais catholiques et 15% anglo-protestants) (Thornton et Olson, 2001). Selon les travaux de Thornton et Olson (2001), même lorsque les caractéristiques socio-économiques sont prises en compte dans le modèle explicatif de la mortalité infantile montréalaise, l'effet de l'appartenance culturelle persiste. La forte mortalité des poupons canadiens-français semble donc être une conséquence directe des conditions de vie, mais également du faible intervalle intergénéral (intervalle entre les naissances), ainsi que de la durée de l'allaitement maternel (sevrage précoce) et des mauvaises conditions hygiéniques

---

<sup>11</sup> À l'est : Saint-Jacques, Sainte-Marie, Saint-Denis, Saint-Jean-Baptiste et Hochelaga. À l'ouest : le bas de Sainte-Anne et Saint-Gabriel.

durant la grossesse et l'enfance (Baillargeon, 2004; Bourbeau et Smuga, 2003; Olson et Thornton, 2001;2011; Thornton et Olson, 2001).

## **2.2 PORTRAIT SOCIO-ÉCONOMIQUE**

À cette période de son histoire, Montréal est la métropole du Canada. En plus d'être le cœur économique et industriel du pays, la Ville est un centre névralgique du transport maritime et ferroviaire nord-américain (fleuve Saint-Laurent, Canal Lachine, chemin de fer du Grand Trunk, etc.); une position stratégique contribuant à son développement industriel par la facilité d'approvisionnement de ses usines et l'accès à de vastes marchés<sup>12</sup> pour écouler les produits qui en sortent (Blanchard, 1953; Linteau, 2000; Parizeau, 1975).

### **2.2.1 INDUSTRIALISATION : CRÉATION ET ÉMERGENCE DE LA CLASSE OUVRIÈRE**

L'industrialisation de la métropole commence dès la seconde moitié du 19<sup>e</sup> siècle. D'abord confiné dans l'ouest de l'île, sur les rives du canal Lachine, le mouvement d'industrialisation s'accélère et s'étend aux quartiers de l'est montréalais au cours des deux dernières décennies du 19<sup>e</sup> siècle (Lamonde, 1982; Linteau, 2000). Dès ces balbutiements, la présence d'industries et de manufactures fait miroiter la possibilité de meilleures conditions économiques pour l'ensemble de la population. À une époque où les sols difficiles des campagnes suffisent à peine à nourrir les habitants des milieux ruraux, l'offre de salaires fixes dans les usines est très alléchante. Les campagnes surpeuplées du Québec alimentent dès lors les usines en main-d'œuvre bon marché et peu qualifiée (Linteau, 2000; Parizeau, 1975). Cet exode rural contribue non seulement à l'accroissement de la population, mais aussi à l'émergence de la classe ouvrière et, par la force des choses, au tournant du siècle, la majorité de la population montréalaise fait partie de la classe ouvrière (Linteau, 2000).

Malheureusement, la Ville répond difficilement aux besoins des nouveaux arrivants et la situation économique des familles ouvrières est très précaire. Les conditions en usine sont

---

<sup>12</sup> Le reste du Canada, les États-Unis et les marchés d'outre-mer.

pénibles et l'ouvrier moyen travaille de 10 à 14 heures par jour et six jours par semaine. Les salaires sont aussi faibles ; en 1901, le salaire quotidien moyen au Québec est de 1,29 \$ pour les hommes, 0,66 \$ pour les femmes et 0,44 \$ pour les enfants (Parizeau, 1975). Leur situation est encore plus problématique lorsque l'on considère l'irrégularité du revenu causée par le chômage saisonnier ; les activités du port et de la construction étant presque arrêtées l'hiver, les situations de chômage sont très fréquentes (Bradbury, 1995; Copp, 1978; Linteau, 2000). Il faut ajouter à cela, les nombreux ralentissements économiques liés à des crises cycliques dans l'économie qui ont pour conséquences la fluctuation des prix des denrées alimentaires, la réduction des heures de travail, la diminution des salaires et la fermeture temporaire de plusieurs usines durant les périodes de faible demande, plus particulièrement dans les industries du textile, du raffinage du sucre et de la chaussure (Bradbury, 1995; Copp, 1978; Linteau, 2000; Parizeau, 1975). En plus de faire face à ces conditions économiques pénibles, il est difficile pour les ouvriers d'améliorer leur sort ; la main-d'œuvre peu qualifiée étant abondante, il est facile de remplacer les ouvriers mécontents.

En vertu des conditions économiques évoquées, la famille ouvrière moyenne n'a généralement pas les ressources nécessaires pour se payer un logement assez grand ainsi qu'une bonne alimentation. Toutefois, les ménages tentent d'améliorer leur sort en ayant recours à plusieurs stratégies de subsistance, parmi lesquelles il faut souligner la très grande importance du travail des femmes. En plus d'économiser et de maximiser le revenu familial par des travaux non rémunérés, plusieurs femmes montréalaises contribuent directement à l'économie du ménage en travaillant sporadiquement comme domestique, vendeuse et employée d'usines ou en effectuant, à la maison, des travaux de coutures au bénéfice de manufactures, ce qui leur permet parallèlement de vaquer à leurs occupations quotidiennes (Bradbury, 1995; Lamonde, 1982). Cependant, ce dernier type de travail est très mal rémunéré, car en étant payées à la pièce, ces femmes doivent produire beaucoup pour obtenir un salaire qui en fin de compte est pitoyable (Linteau, 2000). Par ailleurs, certains parents font aussi contribuer leurs enfants, généralement les plus âgés, au revenu familial au détriment de leur éducation ; un peu comme ils l'auraient fait pour le travail agricole, s'ils avaient encore habité à la campagne. C'est vers la fin du 19<sup>e</sup> siècle que se répand le travail des enfants en usines, particulièrement dans les usines de textile, de vêtement, de chaussure et de tabac. En plus de la contribution économique des femmes et des

enfants, certaines familles accueillent des pensionnaires ou des chambreurs afin de percevoir un revenu supplémentaire. Néanmoins, l'ensemble de ces stratégies n'ont pas le même impact pour toutes les familles. Leur efficacité dépend fortement de l'étape du cycle de vie familiale puisque l'évolution de la contribution financière de chaque membre du ménage relève de la structure par âge, de la nature et de la composition de celui-ci (Baskerville et Sager, 1998).

### **2.2.2 CLASSES SOCIALES : SOCIÉTÉ HIÉRARCHISÉE**

Cette époque est non seulement caractérisée par l'émergence de la classe ouvrière, mais aussi par la diversification des classes socio-économiques et la consécration d'une société industrielle hiérarchisée. En 1901, le monde urbain se distingue par une grande variété de classes socioprofessionnelles, alors qu'à la campagne près de 90% des hommes âgés de plus de 15 ans sont des cultivateurs. À l'opposé, dans les grandes villes du Québec la majorité des hommes sont des artisans et des ouvriers salariés (46 %). On y dénombre également 16 % de cols blancs, 14 % de journalistes, 12 % de cadres et gestionnaires, 8 % d'entrepreneurs et 5 % d'artisans ou d'ouvriers indépendants (Gauvreau, 2001). Comme le démontre cette pluralité, la réalité montréalaise ne se résume pas seulement à l'interaction entre deux classes polarisées, c'est-à-dire entre la classe dirigeante et le prolétariat. Il existe entre ces deux extrêmes une vaste classe intermédiaire, qui à l'instar de ces deux pôles, est largement hétérogène (Linteau, 2000).

La croissance rapide de l'industrie et l'émergence de nouvelles activités économiques ont permis de gonfler les rangs de la bourgeoisie montréalaise. C'est d'ailleurs sans grande surprise que ces notables se situent au haut de pyramide sociale. Il s'agit d'un groupe élitiste, restreint et majoritairement anglo-saxon se retrouvant à la tête des grandes institutions financières, économiques, sociales et politiques du Canada. Bien que l'effervescence économique de la fin du 19<sup>e</sup> siècle et du début 20<sup>e</sup> siècle leur ait été profitable, cette période marque surtout la montée de la bourgeoisie intermédiaire et de la petite bourgeoisie. La bourgeoisie intermédiaire est principalement composée d'entrepreneurs spécialisés dont le champ d'action se situe à l'échelle régionale alors que l'influence de la petite bourgeoisie est plutôt locale. Par ailleurs, la petite bourgeoisie est un groupe hétérogène comprenant de petits producteurs, entrepreneurs, commerçants ainsi que les hommes occupant une profession libérale : boucher, épicier,

marchand de meubles, restaurateur, agents d'assurance, médecin, avocat, ingénieur, etc. À l'image de leur gagne-pain, leur niveau de richesse est très diversifié, mais surtout variable. Quoiqu'il soit relativement facile de se lancer en affaires à l'époque, ce groupe reste vulnérable aux nombreuses fluctuations économiques (Linteau, 2000).

La croissance du nombre de grandes entreprises a aussi mené à une généralisation du salariat, ainsi qu'à l'apparition de ce que plusieurs appellent la classe moyenne. Ce groupe se distingue des autres salariés (travailleurs et ouvriers) par le niveau de responsabilité et d'autorité de leur profession ainsi que par de meilleures conditions de vie. Cette classe moyenne est d'ordinaire composée de hauts-fonctionnaires, de cadres, de gérants, de contremaitres, etc. (Linteau, 2000).

Néanmoins, comme nous l'avons déjà évoqué, la classe socioprofessionnelle qui rassemble la majorité de la population active est celle des travailleurs salariés. Ces salariés sont en grande partie des ouvriers d'usine et des employés œuvrant dans la construction et les transports. On retrouve également des travailleurs non manuels, communément appelés cols blancs ; ceux-ci sont aussi bien des commis que des employés de bureau ou des fonctionnaires. Toutefois, même si ces gens sont considérés comme le bas de l'échelle socio-économique urbaine, leur situation n'est pas pour autant uniforme. Les travailleurs qualifiés ont pour la plupart un revenu supérieur et un emploi plus stable que les travailleurs semi-qualifiés et les journaliers. De plus, la situation des cols blancs est également un peu différente, car, même si leur salaire est semblable à celui de la moyenne des travailleurs, ceux-ci ont plus de chance de travailler tout au long de l'année ; leur emploi étant moins soumis aux fluctuations économiques (Linteau, 2000).

## **2.3 PORTRAIT SOCIO SANITAIRE**

Alors que la densité urbaine augmente conséquemment à la croissance de la population, un processus contraire s'opère à l'échelle des logements montréalais, soit une diminution de leur surpeuplement (Gilliland et Olson, 1998; Hanna et Dufaux, 2002). Si l'on définit ce phénomène selon le standard actuel voulant qu'un logement ayant plus d'une personne par pièce soit surpeuplé, près de 75 % des familles montréalaises, en 1860, vivent dans une telle situation, comparativement à 40 % à la fin du 19<sup>e</sup> siècle (Gilliland et Olson, 1998). L'évolution de la densité à l'intérieur des habitations s'explique, entre autres, par l'augmentation du nombre de

pièces par logis ainsi que par la diminution du nombre de personnes par ménage. Dans un intervalle d'environ 40 ans, la taille moyenne des logements de la métropole s'est élevée de 4,6 à 5,7 pièces, alors que celle des ménages est passée de 6 à 5 personnes (Gilliland et Olson, 1998).

### 2.3.1 DENSITÉ DE POPULATION

L'accroissement du nombre de pièces par logement n'est pas étranger à l'émergence des duplex et de ses variantes, le triplex et le quintuplex<sup>13</sup>. Ces nouvelles habitations, composées d'unités réparties sur plus d'un étage, permettent d'héberger plusieurs ménages sur une même parcelle de terrain. Les familles ont alors accès à plus de pièces, tandis que le nombre de résidents dans un espace donné s'accroît. Ce type de construction est particulièrement populaire dans les quartiers ouvriers ; des secteurs où la densité de population est généralement plus élevée (Linteau, 2000). Selon Lamonde (1982), à la fin du 19<sup>e</sup> siècle, les quartiers ouvriers de Saint-Jacques et de Sainte-Marie sont les localités les plus densément peuplées de la Ville, avec près de 230 habitants par acre. À l'opposé, les quartiers bourgeois de Saint-Antoine et de Saint-Laurent ont les concentrations de population les plus faibles, soit respectivement 87 et 73 habitants par acre. Il faut dire que, contrairement aux ouvriers, les bourgeois montréalais continuent de privilégier les maisons unifamiliales en rangée ou isolée (Linteau, 2000).

Ces densités de population révèlent aussi un rapport différentiel avec la mort. Jusqu'aux années 1930, les niveaux de mortalité dans les secteurs ouvriers à forte densité sont deux fois plus élevés que dans les quartiers bourgeois (Lamonde, 1982). Entre 1880 et 1914, c'est à Sainte-Marie et à Saint-Jacques où l'on retrouve les taux de mortalité les plus importants. En moyenne, ces taux atteignent entre 25 % et 30 % par année, tandis que durant cette période, ils sont de 13 % à Saint-Antoine et de 16 % à Saint-Laurent (Tétreault, 1995). D'ailleurs, ce phénomène n'est pas unique à Montréal et s'observe dans d'autres grandes villes industrielles. Par exemple, selon les recherches de Woods (1982) sur la Grande-Bretagne au milieu du 19<sup>e</sup> siècle, il appert que l'espérance de vie à la naissance diminue au fur et à mesure que la densité

---

<sup>13</sup> Maisons à deux ou trois logements superposés ou 5 logements sur trois étages.

de population augmente, et cela, en raison de la hausse de la mortalité infantile et juvénile découlant de cette densification.

### 2.3.2 CONDITIONS DE LOGEMENT

Montréal n'est toutefois pas une ville de forte densité de population, mais plutôt de moyenne densité ; un constat qui vaut également pour l'entassement à l'intérieur des logements (Tétreault, 1979). Même à leur apogée, les niveaux de surpeuplement dans les habitations montréalaises n'ont jamais atteint ceux sévissant en Angleterre et dans certaines grandes villes américaines, où, pour être qualifié de surpeuplé, un logement doit compter plus de deux personnes par pièce ; les enfants de moins de 10 ans comptant comme des demi-personnes. En 1901, seulement 6% des ménages de la métropole correspondent à cette définition (Gilliland et Olson, 1998). D'ailleurs, plusieurs auteurs attestent que le problème montréalais n'en est pas un d'entassement, mais plutôt un de salubrité (Linteau, 2000). Avec l'urbanisation rapide de la Ville, les immeubles d'habitation des quartiers ouvriers sont construits rapidement et tassés les uns sur les autres. Les maisons et les logements sont donc pourvus d'une fenestration limitée, ce qui a pour effet un manque de lumière et d'aération contribuant à l'insalubrité des habitations (Choko, 1980; Copp, 1978; Lamonde, 1982; Linteau, 2000).

Dans l'ensemble, même si les conditions de logements s'améliorent de décennie en décennie, la situation est très hétérogène, de par la qualité, la grandeur et le coût du logis (Linteau, 2000). Il faut dire qu'en 1901, le marché montréalais de l'immobilier est polarisé. Alors que les Irlandais catholiques et les anglophones protestants dominent le marché des logements de 5 pièces ou plus, les Canadiens-français, malgré leur nombre, occupent majoritairement celui des petits logements composés de 2 à 4 pièces (Gilliland et Olson, 1998). Un phénomène semblable s'observe entre les plus nantis et les ouvriers ainsi qu'au sein même des différentes classes socio-économiques. Par exemple, l'ouvrier qualifié ayant un revenu légèrement supérieur à celui du journalier peut s'offrir plus facilement un logement de 600 à 750 pieds carrés tandis que le journalier se retrouve plus régulièrement dans un logement de 400 pieds carrés (Gilliland et Olson, 1998).

Malgré ces améliorations, le nombre de taudis s'accroît (Linteau, 2000). La vague de construction résidentielle qui accompagne la croissance de la population se réalise sous le joug du concept de profit maximum. Les nouveaux logements sont construits rapidement et sont généralement de mauvaise qualité (Choko, 1980). Parallèlement, à la suite d'une vague de spéculation foncière et immobilière, les ménages font face à une hausse des prix des loyers ainsi qu'à une pénurie de résidences à prix modique (Choko, 1980; Copp, 1978). Cette situation s'illustre, entre autres, par une augmentation du taux d'inoccupation des logements, alors que le nombre de nouvelles habitations peine à répondre à la croissance de la population urbaine (Choko, 1980). L'accès à des logements neufs étant difficile pour la majorité de la classe ouvrière, plusieurs familles s'installent dans d'anciennes maisons unifamiliales qui sont alors subdivisées (Copp, 1978; Lamonde, 1982).

Toujours est-il, les conditions sanitaires dans lesquelles vivent les Montréalais s'améliorent peu à peu. La grande majorité des familles ont désormais accès à l'eau courante, soit directement à l'intérieur de leur immeuble résidentiel ou dans leur cours, et les fausses d'aisances disparaissent graduellement laissant place à des cabinets de toilette connectés directement aux égouts des rues (Dagenais et Durand, 2006). Il faut dire qu'au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, le système d'égouts de Montréal est nettement plus efficace que par le passé, la Ville étant désormais dotée d'un système d'égouts plus vaste auquel la majorité des rues sont reliées (Gagnon, 2006).

## 2.4 CONCLUSION

Ce portrait socio-économique de Montréal et le survol de la littérature effectué dans le cadre du chapitre 1 témoignent de la piètre qualité de vie des familles issues de la classe ouvrière et de l'influence des conditions dans l'enfance sur la durée vie. Comme nous avons pu le constater, résider en milieu urbain dès un jeune âge constitue un bien mauvais départ dans la vie, tout comme le fait vivre dans de mauvaises conditions de logements, d'avoir des parents peu éduqués et d'évoluer dans un ménage avec un faible statut socio-économique. Reste à savoir si ces déterminants de la longévité humaine s'avéreront aussi importants à l'échelle de la métropole québécoise. C'est ce que nous explorerons au chapitre 4 à l'aide des données présentées au chapitre 3. Cependant, il est nécessaire de rappeler que la note de recherche à l'origine du

prochain chapitre concerne les données pour l'ensemble du Québec et qu'il s'agit d'une présentation et d'une validation générale de la base de données créée pour étudier les déterminants dans l'enfance de la survie à des âges avancés. Puisque nous nous intéressons à la métropole du Québec, précisons ici que nos analyses au chapitre 4 ne s'appuieront pas sur la totalité des individus composant cette base de données, mais sur les résidents du territoire montréalais tel que délimité en 1901.

## **CHAPITRE 3**

# **CONDITIONS DE VIE DURANT L'ENFANCE ET LONGÉVITÉ : ÉVALUATION D'UNE BASE DE DONNÉES CRÉÉE À PARTIR DU RECENSEMENT CANADIEN DE 1901 ET DE L'ÉTAT CIVIL QUÉBÉCOIS**

Ce chapitre a fait l'objet d'une note de recherche intitulée « Conditions de vie durant l'enfance et longévité : évaluation d'une base de données créée à partir du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois » écrite en collaboration avec Alain Gagnon, Bertrand Desjardins et Robert Bourbeau et publiée dans la revue Cahiers québécois de démographie en 2009.

# **Conditions de vie durant l'enfance et longévité : évaluation d'une base de données créée à partir du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois**

**LAURENCE PILON-MARIEN**

Département de démographie de l'Université de Montréal, Montréal, Québec, Canada

**ALAIN GAGNON**

Département de sociologie et département d'épidémiologie et de biostatistiques,  
University of Western Ontario, London, Ontario, Canada

**BERTRAND DESJARDINS**

Département de démographie de l'Université de Montréal

**ROBERT BOURBEAU**

Département de démographie de l'Université de Montréal

## **RÉSUMÉ**

Plusieurs études montrent que les conditions de vie vécues dans l'enfance peuvent avoir un effet à long terme sur la santé et la mortalité. Cette niche n'ayant pas été explorée pour la population canadienne, nous avons mis sur pied un projet visant le jumelage du recensement canadien de 1901 et des actes de décès de l'état civil québécois dans le but d'établir l'âge au décès d'enfants pour lesquels il existait des informations socio-économiques. Le but de la présente contribution est de tester la validité des données collectées en les comparant avec des tables de mortalité calculées à l'aide des données issues de la Base de données sur la longévité canadienne (Université de Montréal), et d'examiner des sources de biais potentiels. Parmi les biais potentiels, nous avons évalué la possibilité d'un effet de sélection dans l'échantillon à l'aide d'une régression logistique dans laquelle nous avons introduit plusieurs variables explicatives de la mortalité aux grands âges. Le but recherché étant de savoir si ces variables ont à leur tour un impact sur le fait de trouver ou non un acte de décès.

### 3.1. INTRODUCTION

On sait depuis longtemps que les conditions de vie dans l'enfance ont un effet sur la santé et la mortalité aux âges subséquents (Kermack *et al.*, 1934). Des études récentes ont montré dans ce sens que les enfants exposés à des conditions défavorables ont des niveaux de morbidité et de mortalité plus élevés que la moyenne à l'âge adulte (Elo et Preston, 1992; Galobardes *et al.*, 2004). Cette niche n'ayant pas été explorée pour la population canadienne et québécoise récente (voir Gagnon et Mazan (2009) pour l'époque préindustrielle), nous avons mis sur pied un projet de recherche visant à observer l'effet des conditions de vie durant l'enfance sur la mortalité aux âges avancés au Québec.

Dans le cadre de ce projet, une base de données jumelant le recensement canadien de 1901 et les actes de décès de l'état civil québécois a été créée dans le but d'établir l'âge au décès d'enfants canadiens-français nés à la fin du 19<sup>e</sup> siècle pour lesquels il existait des informations socio-économiques dans le recensement. Grâce aux variables liées à la composition du ménage, à la profession du chef de ménage et aux moyens de subsistance de la famille, à l'alphabétisation et à l'éducation de ses membres âgés de cinq ans ou plus, au lieu de résidence et à la résidence elle-même, ainsi qu'aux divers biens fonciers que possèdent les membres du ménage, nous avons été en mesure de conceptualiser le milieu de vie initial de notre cohorte d'étude, ce qui permettra à terme d'étudier l'impact de ce milieu sur la mortalité. Le projet étant encore jeune et la base de données en construction, peu d'études ont jusqu'à présent utilisé ces données et seuls quelques résultats préliminaires sont disponibles. Le but de cette contribution est donc méthodologique. L'objet est de tester la précision, la représentativité et la validité des données collectées en les comparant avec celles de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC)<sup>14</sup> et en examinant des sources de biais potentiels qui pourraient émaner de problèmes d'appariement et de sélection dans l'échantillon. Ce regard approfondi sur la qualité des données est une étape cruciale en raison de son impact sur la pertinence et la justesse des recherches qui en découleront.

---

<sup>14</sup> Département de démographie de l'Université de Montréal : [www.bdlc.umontreal.ca](http://www.bdlc.umontreal.ca).

## 3.2. COLLECTE DE DONNÉES

La conception de la collecte de données s'inspire des méthodes utilisées par [Preston \*et al.\* \(1998\)](#) dans leur étude sur les liens entre les conditions de vie dans l'enfance et la longévité. Cette étude de « cas-témoins » est basée sur des Africain-Américains décédés à plus de 85 ans entre le 1er et le 14 janvier 1985, et qui ont pu être retracés par la suite dans le recensement américain de 1900 ou 1910. Toutefois, contrairement à cette dernière, nous avons préféré effectuer une étude de cohorte retraçant en aval la date de décès d'individus énumérés dans la province de Québec lors du recensement de 1901.

Le canevas à l'origine de la base de données est l'échantillon de 5 % du recensement canadien de 1901 qui a été dépouillé dans le cadre du *Canadian Families Project* ([Sager et Baskerville, 2007](#)). Il s'agit d'un échantillon aléatoire et nominatif des ménages recensés au Canada le 31 mars 1901. Plus précisément, on y retrouve 5 % des demeures (dwellings), sélectionnées au hasard sur chaque bobine de microfilm du recensement. Pour chacune des demeures retenues, les tableaux 1 et 2 du recensement ont été dépouillés, c'est-à-dire les informations relatives aux individus et aux ménages, ainsi que celles sur la propriété ([Ornstein, 2000](#); [Sager, 2001](#)). De façon générale, l'utilisation de l'échantillon du *Canadian Families Project* a permis d'épargner sur les coûts d'un nouveau dépouillement et de fonder notre recherche sur une cohorte d'individus éteinte, ce qui est fondamental pour l'étude de la mortalité aux grands âges. Toutefois, la base de données n'est pas une copie exacte de l'échantillon de 5 %, puisqu'elle prend uniquement en compte des individus d'origine canadienne-française et catholique, présents au Québec lors du recensement de 1901.

C'est en raison du manque d'informations complémentaires essentielles à la recherche des actes de décès que seules les familles d'origine canadienne-française du Québec ont été sélectionnées. Fait à noter, l'origine des familles a été établie en fonction de la langue maternelle et de la religion déclarées par le chef de ménage lors du recensement. Parmi ces familles francophones de confession catholique ont été retenues celles incluant au moins un enfant âgé de 0 à 15 ans (né entre 1885 et 1901) et ayant une relation de filiation avec le chef de ménage. Ces deux derniers critères répondent au principal objectif de la collecte qui est de fournir des données pour étudier l'effet des conditions de vie dans l'enfance sur la longévité. La sélection

des individus étant basée sur le ménage, l'échantillon exclut les enfants présents dans une institution au moment du recensement (orphelinat, etc.).

Une recherche systématique a été effectuée pour trouver les dates de décès des individus de l'échantillon afin d'obtenir leur âge au décès. Celles-ci ont été retracées à l'aide de l'index des décès de 1926 à 1996 de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) et de la Société de généalogie du Québec, ainsi que d'un fichier spécialement conçu par l'ISQ rapportant les décès des personnes âgées de 85 ans et plus entre 1997 à 2004. Il est important de mentionner ici que les actes de décès nominatifs concernent uniquement les décès ayant eu lieu sur le territoire québécois. Cela implique que la mortalité considérée dans l'échantillon concerne des individus d'origine canadienne-française qui étaient non seulement domiciliés au Québec en 1901, mais qui sont également décédés dans cette province après 1926.

Les décès ont été retracés et appariés manuellement en fonction d'informations essentielles : nom(s), prénom(s) et date de naissance, tels qu'indiqués dans le recensement, ainsi que les noms et prénoms des parents et conjoint(s). Cependant, comme certaines de ces indications faisaient défaut, les actes paroissiaux des mariages catholiques au Québec entre 1800 et 1940 provenant du Projet BALSAC<sup>15</sup> ont été consultés dans le but d'obtenir le nom des conjoints éventuels, de même que le nom de jeune fille de la mère des sujets. Ce sont aussi pour ces raisons que la base de données se limite aux ménages québécois dont l'un des parents est d'origine canadienne-française et catholique. En plus d'être d'une grande qualité et exhaustivité, de telles données n'étaient pas facilement disponibles pour l'ensemble du Canada et pour les autres religions avant la mise en place de l'état civil canadien en 1921.

Dans ces actes, ont également été saisis la date et le lieu du mariage des parents ainsi que ceux des individus mariés, en plus des noms et prénoms des parents des époux. Grâce à ces informations, les actes de décès de certains conjoints ont pu être trouvés et pourront servir de variables de contrôle dans de futures recherches. Par exemple, la variable de l'âge au décès du conjoint pourrait contrôler indirectement l'effet des conditions de vie après l'enfance, car ayant vécu en cohabitation et dans un environnement socio-économique similaire durant la majeure

---

<sup>15</sup> <http://www.uqac.ca/balsac>.

partie de leur vie adulte, on peut considérer que les conjoints bénéficient mutuellement de la longévité de l'autre (Blackburn *et al.*, 2004; Mazan et Gagnon, 2007). De plus, les professions des parents et la profession de l'époux au moment du mariage ont également été relevées, ce qui peut permettre de vérifier dans quelle mesure le statut socioprofessionnel à l'âge adulte et une éventuelle mobilité sociale peuvent confirmer ou renverser les tendances qui se mettent en place aux plus jeunes âges.

### 3.3. ÉTAT DE LA COLLECTE

Notre base de données, en construction depuis mai 2007, est aujourd'hui complétée à plus de 60 %. Afin de pouvoir utiliser les données avant que la collecte ne soit terminée, l'échantillon complet a été subdivisé en cinq sous-échantillons aléatoires représentant chacun 20 % des ménages initiaux. Jusqu'à présent, les données de 8 206 individus nés entre 1885 et mars 1901 ont été traitées sur une possibilité de 14 063. Pour 52 % d'entre eux, un acte de décès a été trouvé et parmi ces décès, 90 % sont survenus au-delà de quarante ans. À la lueur de ces résultats, nous estimons que la base de données contiendra les informations d'au moins 6 500 individus ayant survécu à leur quarantième anniversaire une fois l'échantillon traité dans son intégralité.

TABLEAU 2 ÉTAT DE LA COLLECTE DES DÉCÈS

ANNÉE DE NAISSANCE	ÉCHANTILLON COMPLET	ÉCHANTILLON 60%	DÉCÈS COLLECTÉS	% DÉCÈS COLLECTÉS	% DÉCÈS APRÈS 40 ANS
1885-1890	1 491	824	403	49%	93%
1891-1896	5 162	3 040	1 563	52%	92%
1897-1901	7 410	4 342	2255	52%	88%
Total	14 063	8 206	4 221	52%	90%

DÉCÈS PAR GROUPE D'ÂGE						
ANNÉE DE NAISSANCE	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90 ET PLUS
1885-1890	30	43	65	104	94	37
1891-1896	88	159	270	393	384	143
1897-1901	111	182	387	564	498	237
Total	229	384	722	1 061	976	417

Étant donné que l'index des décès ne débute qu'en 1926, année de la création de l'état civil québécois, et qu'il contient nettement moins d'éléments d'information dans ses débuts, les efforts de collecte se sont surtout concentrés sur les décès au-delà de quarante ans. Dans le cas présent, cette limite n'en est pas vraiment une puisque les données recueillies serviront à étudier la survie aux grands âges ainsi que certains facteurs de la longévité. Prendre en considération les individus décédés à plus de quarante ans permet en partie d'exclure les personnes décédées de causes non reliées à la longévité, soit la mort accidentelle ainsi que la mortalité infanto-juvénile et maternelle (Blackburn *et al.*, 2004; Mazan et Gagnon, 2007).

En somme, cela signifie que les décès après quarante ans de 46 % des individus de notre échantillon de départ ont été retrouvés au Québec. Pour les autres 54 %, nous savons que 10 % d'entre eux sont décédés avant cet âge et après 1926, soit 5 % des 8 157 individus. Concernant les individus restants, ils peuvent aussi bien être morts avant cet âge et avant 1926 ou bien à l'extérieur du Québec, puisqu'il s'agit ici d'une cohorte éteinte et semi-fermée, donc soumise à l'émigration. Cependant, il ne faut pas oublier la possibilité que certains actes de décès n'aient pas été retrouvés suite à diverses difficultés dans la collecte de données. Par exemple, la date de naissance inscrite au moment du recensement ou dans l'acte de décès est parfois inexacte ou incomplète, ce qui rend le jumelage difficile. Il est également difficile de trouver ou de confirmer la date de décès pour les individus dont le prénom (Joseph, Marie, etc.), ou le nom (Tremblay, Gagné, etc.) est très répandu vu les nombreuses possibilités d'appariement. Il faut ajouter à ces embûches la possibilité de prénoms multiples pour une même personne, les actes de décès sans prénom, de même que la non-standardisation des noms et des prénoms dans l'index des décès (Aurore/Orore, Omer/Homer, Malette/Malette/Malet, Provost/Prévost, etc.). Par ailleurs, il est aussi possible que d'autres facteurs (qui ne sont pas apparus lors de la collecte des données proprement dite) aient un effet sur la probabilité du jumelage, telle la connaissance de la date de naissance exacte des enfants par le chef du ménage. Afin de limiter la portée de ces problèmes, chacun des ménages a été recherché dans le recensement de 1911 par le biais du site Internet Automated Genealogy<sup>16</sup> (un projet d'indexation des recensements canadiens de 1901 et 1911). Pour les ménages retrouvés en 1911, les noms de famille, les prénoms et les dates de naissance

---

<sup>16</sup> <http://automatedgenealogy.com/>.

ont été colligés tels qu'ils y apparaissaient pour chacun des individus qui étaient présents en 1901. Cette étape nous a permis de considérer les diverses variations des informations personnelles entre 1901 et 1911 afin d'effectuer des jumelages plus éclairés.

L'examen de la répartition des 54 % de décès non retrouvés est essentiel à l'évaluation de la qualité des données et à l'identification des biais éventuels. Par contre, avant de s'y attarder plus en détail, il est primordial de s'assurer de la représentativité des décès retrouvés, c'est-à-dire que la mortalité par âge après quarante ans de notre cohorte représente bien celle expérimentée au cours du 20<sup>e</sup> siècle par les générations correspondantes.

### **3.3.1. MORTALITÉ DES INDIVIDUS DE L'ÉCHANTILLON VERSUS MORTALITÉ DE LA GÉNÉRATION**

Tout d'abord, les niveaux de mortalité après quarante ans selon les groupes d'âge quinquennaux et le sexe ont été obtenus par la construction de tables de mortalité pour la cohorte d'étude (l'échantillon) et pour la génération s'apparentant le plus possible à celle-ci. Dans le cas présent, la génération 1895 semblait le choix le plus juste puisque la moyenne des dates de naissance de l'ensemble des individus de l'échantillon correspond au 15 juin 1895.

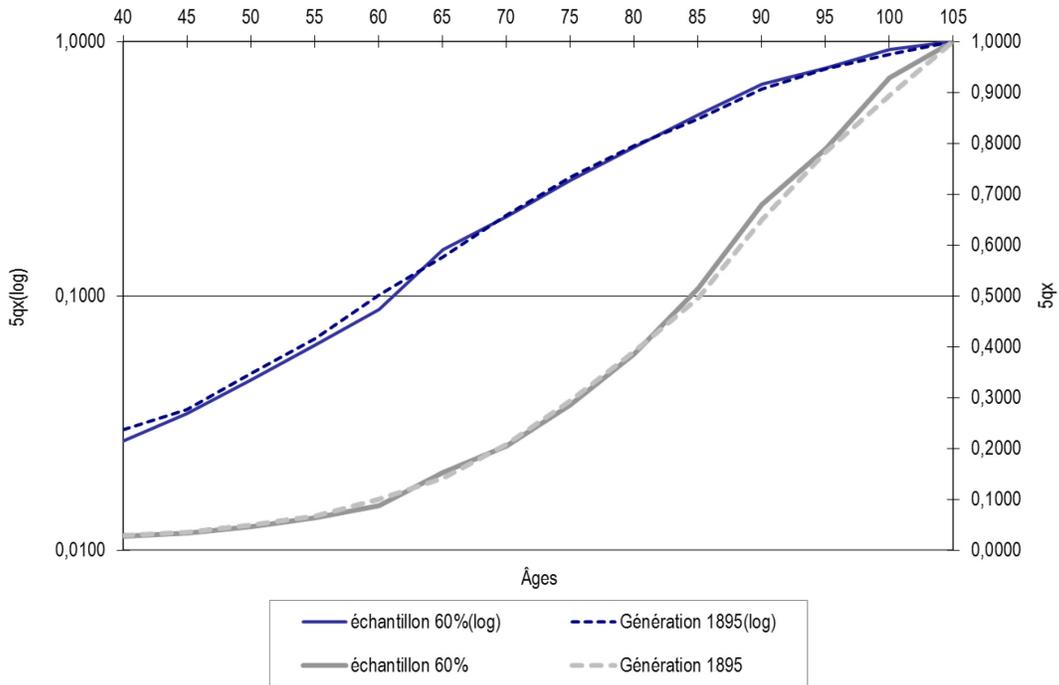
Les tables de mortalité pour l'échantillon ont été calculées en fonction des dates de décès inscrites dans l'index et des dates de naissance, telles que déclarées dans le recensement. Cependant, parmi les 3 799 individus morts après quarante ans, trente-huit âges au décès ont été estimés, car l'information concernant le jour ou le mois de naissance ou de décès était manquante. Les mois et les jours manquants ont donc été remplacés en fonction de la moyenne de mois dans une année et de jour dans un mois, soit par juin et le quinzième jour du mois. Il faut également considérer que les âges aux décès ne sont pas tous exacts au jour près étant donné que les dates de naissance, telles que déclarées par le chef du ménage lors du recensement, ne sont pas nécessairement justes. Néanmoins, si l'on se fie à [Gauvreau et al. \(2000\)](#), cette situation ne serait pas alarmante puisqu'il y aurait un manque réel de cohérence entre la date de naissance issue des registres paroissiaux et celle du recensement de 1901 pour seulement 2,2 % à 3,3 % des enfants âgés de 0 à 5 ans.

Pour ce qui est des tables de mortalité de la génération de 1895 décédée au Québec, elles ont été réalisées à l'aide des décès recueillis, pour chaque année depuis 1935, en fonction de chacun des groupes d'âge correspondant à la génération de 1895. Afin d'éviter tout biais lié à la transformation de données transversales en données longitudinales, nous avons utilisé les décès répartis par triangle de Lexis (Pressat, 1983). Le calcul de ces tables a été rendu possible grâce aux données de la BDLC.

Dans les deux cas, nous avons eu recours à la méthode des générations éteintes pour le calcul des tables de mortalité après quarante ans (Vincent, 1951), le nombre de survivants au départ, soit à quarante ans, correspondant à la totalité des décès survenus après cet âge. Par la suite, les quotients de mortalité ont été calculés avec les décès par groupe d'âge quinquennal en faisant abstraction des mouvements migratoires.

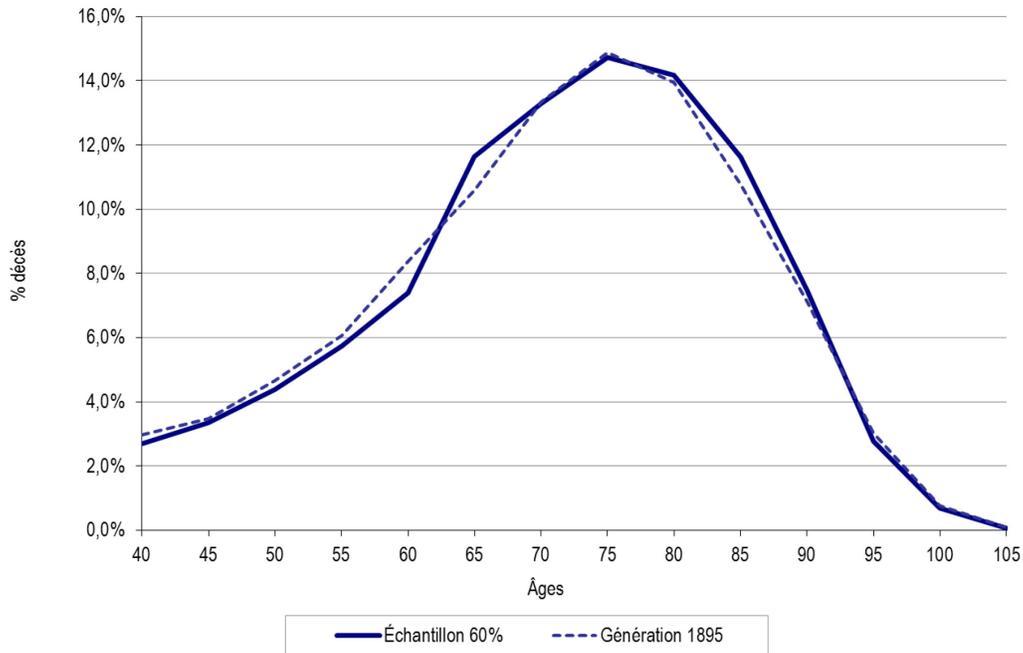
À des fins de comparaisons, nous avons retenu les quotients de mortalité (Figure 3 et Figure 5) et la répartition des décès (Figure 4) pour chaque groupe d'âge quinquennal.

FIGURE 3 QUOTIENTS DE MORTALITÉ DE L'ÉCHANTILLON ET DE LA GÉNÉRATION 1895



Dans l'ensemble, la correspondance est remarquable : les quotients de mortalité par groupes d'âge quinquennaux de l'échantillon suivent la même tendance que ceux observés pour la génération née en 1895, soit une croissance exponentielle entre 40 et 105 ans et plus. La probabilité de décéder d'environ 3 % à 9 % entre 40 ans et 60 ans s'accélère par la suite. Toutefois, il y a un léger affaissement de l'accroissement exponentiel vers 90 ans, ce qui est surtout visible à l'échelle logarithmique. Cet affaissement a été remarqué ailleurs et semble caractériser la plupart des populations (Thatcher *et al.*, 1998). C'est d'ailleurs, entre 65 et 85 ans que l'on observe la majorité des décès après quarante ans pour la cohorte issue de l'échantillon de 60 % et pour la génération de 1895, plus particulièrement aux environs du mode (à 75 ans) où surviennent environ 15 % des décès (Figure 4).

FIGURE 4 RÉPARTITION DES DÉCÈS APRÈS 40 ANS SELON LE GROUPE D'ÂGE

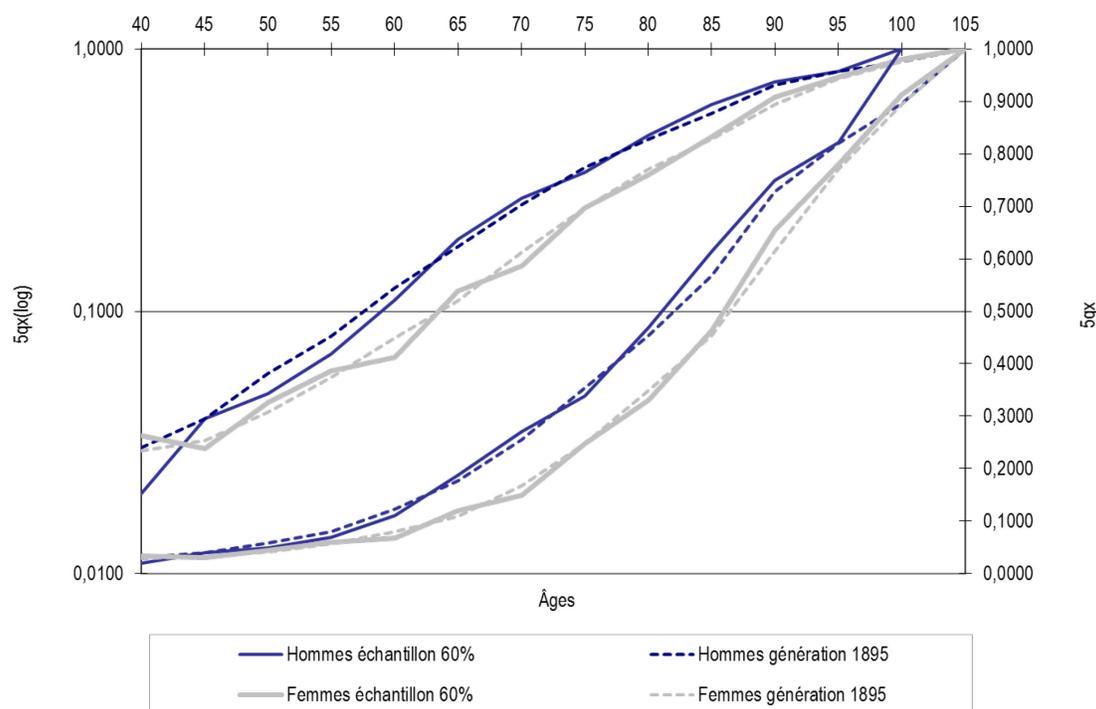


Cependant, il faut être prudent dans la comparaison entre les deux tables de mortalité. La table de mortalité de référence n'est pas totalement représentative de celle de l'échantillon, car elles décrivent la mortalité concernant des populations quelque peu différentes : les niveaux de mortalité calculés pour la génération 1895 se rapportent à des individus pouvant être aussi bien nés au Québec qu'ailleurs, alors que notre échantillon se réfère exclusivement aux Canadiens-français. Le léger accroissement de mortalité à 85 ans des individus de l'échantillon pourrait bien n'être qu'artificiel, étant donné la plus faible mortalité des immigrants par rapport aux natifs, même s'il y a convergence entre les deux groupes aux grands âges (Bourbeau, 2002). En somme, les légères différences entre les quotients des deux tables de mortalité ne renvoient pas nécessairement à un problème de représentativité.

Si l'on considère les sexes de manière indépendante, la mortalité des hommes et des femmes suit les mêmes tendances que celles exposées précédemment. Toutefois, on remarque clairement la mortalité différentielle selon le sexe puisque les femmes ont une mortalité beaucoup plus faible que leurs homologues masculins entre 55 et 95 ans (Figure 5). Une fois de plus, les

quotients de mortalité aux âges quinquennaux de l'échantillon de 60 % sont très similaires à ceux observés pour la génération de 1895 pour les deux sexes, ce qui est très encourageant.

FIGURE 5 QUOTIENTS DE MORTALITÉ DE L'ÉCHANTILLON ET DE LA GÉNÉRATION 1895 SELON LE SEXE



### 3.3.2. VALEUR MANQUANTE : IMPACT DE LA MORTALITÉ AVANT QUARANTE ANS ET DE L'ÉMIGRATION SUR LA FRÉQUENCE DES APPARIEMENTS

Pour 54 % des individus de la base de données, aucun décès après quarante ans n'a été retrouvé. Trois facteurs sont en cause. Les deux premiers sont des phénomènes démographiques : la mortalité et l'émigration. Même s'ils sont impossibles à contrôler, nous pouvons cependant mesurer leurs effets respectifs. Le troisième facteur, quant à lui, est lié aux difficultés de la collecte de données ; il concerne les cas de personnes décédées au Québec, dont la trace de décès n'a pas été retrouvée pour diverses raisons. L'effet de ce dernier facteur peut simplement être évalué par une méthode résiduelle, c'est-à-dire en soustrayant le nombre

approximatif d'individus « disparus » en raison d'une migration ou d'un décès avant quarante ans de l'ensemble des cas manquants.

Dans un premier temps, la mortalité avant l'âge de quarante ans de la génération de 1895 a été estimée à l'aide des tables de mortalité par génération du Québec de 1891 et 1901. Les registres paroissiaux du Québec pour le 19<sup>e</sup> siècle n'étant pas encore dépouillés et l'état civil québécois ne commençant qu'en 1926, le calcul direct de la mortalité de la génération 1895 avant quarante ans est pour l'instant impossible. Nous avons donc utilisé les tables par générations de Bourbeau-Légaré qui ont été estimées à l'aide de la méthode des écarts et de tables-types de mortalité (Bourbeau *et al.*, 1997). La table de mortalité de la génération de 1895 n'existant pas, nous avons estimé celle de 1896 par interpolation linéaire grâce aux tables de 1891 et 1901.

Selon cette dernière, la probabilité de décéder avant quarante ans de cette génération serait de 35 %, soit 35,6 % pour les hommes et 34,5 % pour les femmes. Il est possible d'évaluer grossièrement que pour environ 35 % des individus de l'échantillon, la date de décès n'a pu être retrouvée en raison d'un décès prématuré. Si l'on soustrait ce nombre du 54 % initial, il reste un écart de 20 % que nous pouvons interpréter par le biais de l'émigration et des problèmes de jumelage.

L'estimation de l'émigration est plus ardue que celle de la mortalité et s'avère donc assez approximative. Elle est en effet difficile à estimer à la base avec les données canadiennes, d'autant plus qu'elle doit l'être à la fois dans une perspective longitudinale et historique. Nous avons tenté de faire cette évaluation en recourant aux effectifs de population par âge et sexe correspondant à la cohorte âgée de 0 à 4 ans au recensement de 1901 dans les recensements canadiens postérieur à 1901. Tout en considérant le lieu de naissance et lieu de résidence mentionnés dans les recensements, ces effectifs de population ont été comparés à la population théorique attendue à chaque recensement. Par population théorique attendue, nous faisons référence à la population qu'il devrait y avoir s'il s'agissait d'une population fermée, c'est-à-dire une population uniquement soumise à la mortalité. En appliquant les principes des méthodes résiduelles, nous avons cherché à estimer l'émigration interprovinciale et internationale nette, comprenant les émigrants de retour, en prenant en compte les stocks

d'émigrants à chaque recensement ainsi que les flux d'émigrants entre ceux-ci (voir résultats en Annexe A) dans le but d'obtenir le nombre total d'émigrants de la génération.

Cependant, nous n'avons pu mener nos démarches à terme. Au moment d'estimer l'émigration, nous avons remarqué que la population théorique aux différents âges était moins importante que la population canadienne née au Québec selon les recensements. Ce résultat est d'ailleurs très surprenant, car il impliquerait une émigration négative dans un contexte où notre population d'intérêt n'est pas soumise à l'immigration étant donné qu'elle est née au Québec. Selon nous, cette situation pourrait être le fruit d'une sous-estimation de la population théorique due à une surestimation de la mortalité en bas âge. Du reste, les quotients de mortalité prospectifs issus des tables de mortalité Bourbeau-Légaré ne se prêtaient pas parfaitement à l'exercice, puisque les auteurs considèrent les mouvements migratoires.

En somme, nous n'avons retrouvé aucun décès après quarante ans pour 54 % des individus de la base de données ; cette proportion est la même aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Pour la génération de 1895, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de quarante ans est de 64,9 %. Cela implique qu'environ 35 % des individus nés à cette période n'ont pas atteint cet âge et qu'en conséquence leur acte de décès n'était pas disponible. Pour des raisons liées à la collecte de données et aux décès ayant eu lieu à l'extérieur du Québec, 20 % de l'échantillon serait incomplet. N'étant pas en mesure d'évaluer la part de l'émigration dans le non-appariement des individus avec les actes de décès, il nous a donc été impossible de mesurer l'ampleur des problèmes reliés à la collecte de données. Cependant, il y a fort à supposer que la part de ce problème est inférieure à 20 %.

### **3.4. EFFET DE SÉLECTION DANS L'ÉCHANTILLON ET PRÉSENTATION DES VARIABLES RELIÉES AUX CONDITIONS DE VIE DANS L'ENFANCE**

Nous avons établi que les décès des individus qui n'ont pas quitté le Québec et qui ont atteint quarante ans représentent bien la mortalité de la génération, même si ce ne sont pas tous les

décès qui ont été identifiés ; cette « validité » de la base de données signifie en principe que celle-ci peut être utilisée pour l'étude de la survie et de la longévité.

Toutefois, il n'est pas exclu qu'il puisse exister un problème de validité « interne », causé par la fréquence d'appariement. Autrement dit, nous n'écartons pas la possibilité d'un effet de sélection au sein de l'échantillon, car, pour 54 % des individus, la variable d'intérêt (l'âge au décès) est manquante. Généralement, les modèles utilisés pour l'analyse de survie tiennent compte de la censure à droite en supposant qu'il y a indépendance entre la sortie de l'observation et le phénomène à l'étude. Dans notre cas, il était essentiel de nous assurer que la probabilité de trouver un acte de décès et la longévité ne soit pas expliquée par les mêmes facteurs. Dans le cas contraire, il pourrait y avoir une erreur de spécification et les estimateurs du modèle explicatif de la longévité s'en trouveraient biaisés. Cette erreur de spécification aurait un effet similaire à celui d'une variable indépendante omise ayant une relation avec la variable dépendante, ainsi qu'avec une ou plusieurs des variables indépendantes sélectionnées (Berk, 1983; Heckman, 1979). La sélection pourrait donc masquer l'effet réel de certains facteurs liés à l'enfance sur la longévité.

Il n'est pas question de corriger ici l'effet de sélection, puisque nous n'en sommes pas encore à une étude empirique sur l'effet des conditions de vie dans l'enfance sur la survie. L'intérêt de cette discussion est plutôt de soulever la question de la sélection dans l'échantillon ainsi que de vérifier et d'illustrer les sources de biais potentiels dans l'appariement des individus avec leur acte de décès. Vu les implications méthodologiques, cette étape est primordiale pour les recherches qui s'appuieront sur cette base de données, à savoir s'il est nécessaire d'ajuster les résultats en fonction d'un effet de sélection.

### **3.4.1. JUMELAGE DES ACTES DE DÉCÈS ET CONDITIONS SOCIO-ÉCONOMIQUES DANS L'ENFANCE**

En ce qui concerne la possibilité d'un effet de sélection dans l'échantillon, une régression logistique a été effectuée en prenant comme variable dépendante l'appariement ou non d'un acte de décès et une série de variables explicatives liées aux caractéristiques socio-économiques

dans l'enfance. En somme, cette étape consiste à vérifier que le jumelage des actes de décès n'est pas dû à des caractéristiques aussi reliées à la mortalité aux âges avancés.

Parmi les nombreuses possibilités offertes dans le recensement de 1901, nous avons choisi les variables qui se sont avérées jouer un rôle significatif sur la longévité dans des études antérieures. Ainsi, dans une revue de la littérature sur le sujet, [Galobardes et al. \(2004\)](#) ont comparé vingt-deux études parmi lesquelles dix-huit rendent compte d'une mortalité plus élevée pour les individus ayant vécu dans des conditions socio-économiques défavorables (logement mal aéré ou surpeuplé, absence d'eau courante, père au chômage ou détenant un emploi manuel, etc.). L'étude déjà citée de [Preston et al. \(1998\)](#) révèle que vivre son enfance en milieu rural, sur une ferme, dans un ménage biparental où le chef est propriétaire du logement et avoir un père et une mère alphabétisés augmentent les probabilités de survivre jusqu'à des âges avancés. Par exemple, les individus ayant grandi sur une ferme ont 46 % plus de chance que les autres de vivre jusqu'à 85 ans. Les auteurs constatent également que vivre son enfance dans un ménage où le chef est analphabète réduit de 27 % la probabilité de vivre jusqu'à cet âge, alors que la scolarisation de la mère augmente cette probabilité de 36 %.

Au total, notre modèle est composé de huit variables explicatives, dont cinq reflètent les conditions socio-économiques des ménages en 1901 (Tableau 3) : emploi, résidence (urbaine ou rurale), type de ménage (monoparental ou biparental), statut (propriétaire ou locataire) et alphabétisation. Parmi ces cinq variables, deux ne sont pas issues directement du recensement. Ainsi, les variables concernant l'alphabétisation du chef du ménage et le milieu de résidence ont été créées à partir des informations disponibles. Un chef de ménage est considéré alphabétisé s'il sait au minimum lire ou écrire, tandis que dans le cas contraire, il est qualifié d'analphabète. Pour ce qui est du milieu de résidence, les lieux habités par plus de mille personnes ont été considérés comme urbains, sous ce seuil, il s'agit de milieux ruraux ([Sager et Baskerville, 2007](#)).

Trois autres variables ne touchant pas au domaine socio-économique ont aussi été incluses dans le modèle, soit le sexe, la fréquence du patronyme et la région de résidence. Après avoir constaté que les appariements étaient plus difficiles pour certains noms de famille et dans certaines régions du Québec, nous avons inclus la fréquence du patronyme et la région de résidence. Nous avons donc regroupé les soixante-cinq divisions de recensement du Québec au

sein de cinq régions, soit la région de Montréal, la région de Québec, le Centre du Québec, les régions situées près des frontières ontariennes et états-uniennes, ainsi que les régions éloignées (districts ne se situant pas sur l'axe du fleuve Saint-Laurent, ni à proximité des frontières considérées). Pour ce qui est des noms de famille, la difficulté d'appariement des actes de décès touchait surtout les individus ayant un nom de famille très répandu. Nous avons alors créé une variable considérant la fréquence des patronymes dans les actes des mariages québécois qui ont eu lieu entre 1880 et 1940, et avons par la suite distingué les individus ayant l'un des dix noms les plus fréquents<sup>17</sup> au Québec des autres.

Le Tableau 3 montre les rapports de cote (« *odds ratios* » en anglais ou OR) pour chaque variable retenue, ainsi que les pourcentages d'individus dans chaque catégorie pour les variables catégorielles. On peut constater qu'il y a un peu plus de chances de retrouver un acte de décès après quarante ans pour un individu de sexe féminin que de sexe masculin. Le rapport de cote est de 1,0990, ce qui signifie que la « cote » pour retrouver un décès est environ 10 % plus élevée chez les femmes que chez les hommes. Ce résultat est peu étonnant, puisque nous aurions cru que la présence d'informations complémentaires plus fréquentes dans les actes de décès des femmes, tel le nom du conjoint, permet un meilleur couplage.

---

<sup>17</sup> Les dix noms les plus fréquents au Québec entre 1880-1940: Bélanger, Bouchard, Côté, Gagné, Gagnon, Gauthier, Morin, Pelletier, Roy et Tremblay.

TABLEAU 3 RÉGRESSION LOGISTIQUE : JUMELAGE DES ACTES DE DÉCÈS ET  
CONDITIONS SOCIO-ÉCONOMIQUES DANS L'ENFANCE

VARIABLES	RAPPORT DE COTE (ODDS RATIO)	% CATÉGORIES (N = 8207)		
		Décès	Sans décès	Total
<b>Sexe</b>	1,0990 *	52%	48%	4186
Référence : hommes		51%	49%	4019
<b>Statut urbain rural</b>	1,0970	54%	46%	2504
Référence : rural		50%	50%	5701
<b>Chef du ménage locataire</b>	0,9348 **	52%	48%	2539
Référence : propriétaire		51%	49%	5666
<b>Famille monoparentale</b>	0,5307 **	37%	63%	277
Référence : famille biparentale		52%	48%	7928
<b>Alphabétisation du chef de ménage</b>				
Analphabète	0,8102 *	45%	55%	1110
Inconnu	0,8589	44%	56%	136
Référence : alphabétisé		53%	47%	6959
<b>Fréquence du patronyme</b>	1,6568 ***	52%	48%	7635
Référence : 10 noms les plus fréquents		61%	39%	570
<b>Emploi du chef de ménages</b>				
Manufacturier/marchand/professionnel/ col blanc/négociant	0,9161	56 %	44 %	1212
Artisan qualifié ou semi-qualifié	0,8421	53 %	47 %	1748
Journalier	0,6023 ***	41 %	59 %	1368
Inconnu	0,9862	53 %	47 %	326
Référence : fermier		53 %	47 %	3551
<b>Région de résidence</b>				
Région de Québec	0,7427 *	51 %	49 %	1027
Centre du Québec	0,8475	55 %	45 %	1502
Régions éloignées	0,6103 ***	46 %	54 %	1144
Régions frontalières Ontario et États-Unis	0,5207 ***	42 %	58 %	1836
Référence : régions de Montréal		59 %	41 %	2696
Prob > chi2 = 0,0000		Erreurs standards ajustées selon le ménage		
p<0,001 *** p<0,01 ** p<0,05 *		d'appartenance (2536 grappes)		

Par ailleurs, la présence des deux parents dans le ménage est très importante pour le jumelage de l'acte de décès après quarante ans et renvoie probablement à une plus grande mortalité (avant 40 ans) chez ceux qui ont perdu un parent dans leur enfance ou à une plus forte probabilité d'émigrer (OR = 0,5307). Ces individus sont toutefois rares dans l'ensemble de l'échantillon (2,5 %). De la même manière, on peut penser que l'analphabétisme du chef du ménage est lié à une plus forte mortalité et donc à une plus faible probabilité de retrouver un acte de décès après quarante ans pour les individus concernés (OR = 0,8102). Le même constat s'applique pour les enfants de journaliers pour lesquels la mortalité « précoce » (c.-à-d. avant 40 ans) peut également être en cause pour le plus faible jumelage (OR = 0,6023). Les autres statuts socioprofessionnels

des chefs de ménage semblent quant à eux sans conséquence pour le couplage. Bien que la mortalité différentielle puisse être mise en cause, il se peut également que les familles les plus désavantagées socio-économiquement (familles monoparentales, chef journalier, chef analphabète, etc.) soient plus promptes à émigrer à l'extérieur du Québec, notamment en Ontario, dans l'ouest canadien ou aux États-Unis, afin d'améliorer leur sort, ce qui représenterait une source additionnelle d'attrition dans notre échantillon.

Nous sommes également un peu moins susceptibles de retrouver les individus ayant vécu leur enfance (ou une partie de leur enfance) dans un ménage où le chef était locataire. Le rapport de cote ne dénote pas un effet très important (0,9348, ou une réduction d'environ 6 % de la cote), mais souligne peut-être l'importance de l'enracinement. En effet, une famille dont, à l'inverse, le chef de ménage est propriétaire a probablement moins de chance de migrer vers d'autres régions du Québec ou ailleurs, ce qui augmente la probabilité de retrouver ses membres à des âges subséquents. Dans le même ordre d'idée, la résidence près d'une frontière ou dans une région éloignée est également associée à une plus grande probabilité d'émigrer, c'est pourquoi on a moins de chance de retrouver les actes de décès des représentants de ces régions (OR = 0,5207). Enfin, comme nous nous y attendions, une fréquence patronymique moins élevée est associée à une plus grande probabilité de couplage (OR = 1,6568).

### **3.5. DISCUSSION**

Ce compte-rendu de l'avancement de nos travaux sur la reconstitution des conditions de vie dans l'enfance et leur impact sur la mortalité subséquente révèle que les méthodes d'échantillonnage et de collecte de données mettent finalement à notre disposition un échantillon représentatif de la mortalité de notre cohorte. Comme la comparaison avec les quotients de mortalité de la génération de 1895 l'a démontré, il ne semble pas y avoir de biais dans l'estimation de la mortalité après quarante ans. Même s'il y a quelques variations avec la courbe de référence, il y a peu de chances qu'elles soient le résultat de biais systématiques. Notre échantillon réfère en outre à une population quelque peu différente de celle représentée dans les données de la BDLC.

Cependant, la régression logistique explorant les causes de non-appariement laisse présager la présence d'effets de sélection dans nos analyses futures, puisque la « réussite » du jumelage est due en partie à des variables ayant également un effet sur la mortalité ou la longévité. Cette situation n'est pas dramatique dans la mesure où il est possible de contrôler cet effet de sélection au moyen de la méthode en deux étapes de Heckman (*Heckman two-stage modelling strategy*). Brièvement, cette méthode consiste à modéliser le risque de ne pas être sélectionné dans l'analyse (ne pas avoir été jumelé à un acte de décès) au moyen d'une régression probit (Heckman, 1979). On appelle ce risque le « ratio inverse de Mills » (*Inverse Mills' Ratio*), ratio qui est ensuite utilisé comme variable indépendante dans le modèle explicatif d'intérêt (ici la mortalité après 40 ans).

Nous pensons qu'une fois entièrement complétée cette base de données sera d'une qualité appréciable. À court terme, elle permettra l'étude générale de l'impact des conditions de vie dans l'enfance sur la longévité au Québec. Ainsi, il sera possible de confirmer ou d'infirmer les résultats obtenus par des études semblables portant sur d'autres régions du monde. Parallèlement, cet échantillon servira de population de référence à une étude similaire sur la longévité des frères et sœurs de centenaires québécois. Ce projet, actuellement en cours, a pour objectif de retrouver les familles de ces centenaires dans les recensements canadiens de 1901 et 1911 afin d'identifier leur fratrie et de retracer leurs décès dans l'état civil québécois.

D'autre part, au fur et à mesure que les actes paroissiaux du 19<sup>e</sup> et du 20<sup>e</sup> siècles seront dépouillés, nous pourrons maximiser le jumelage des individus aux actes de décès en concentrant les efforts sur la collecte des décès avant 1926. La base de données sera donc plus complète grâce à un meilleur appariement. L'accès à ces actes de décès permettra aussi de retrouver les décès des parents et d'estimer la mortalité infanto-juvénile dans les ménages, ce qui pourra servir de variable « proxy » représentant l'exposition à des maladies infectieuses dans l'enfance.

Finalement, dans les prochaines années, voire même dans les prochains mois, notre base de données évoluera selon la disponibilité de nouvelles données et les intérêts des chercheurs qui l'utiliseront. D'autres variables pourraient être créées grâce à une association avec d'autres équipes de recherche sur les populations historiques du Québec et du Canada. Pour ce faire,

nous n'écartons pas la possibilité d'utiliser les bases de données rendues disponibles comme celle du PHSVQ de l'Université Laval<sup>18</sup>, de Balsac, déjà cité, et du projet MAP (Montréal, l'avenir du passé : MAP).

## **REMERCIEMENTS**

Nous tenons à remercier le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSHC) qui a financé ce projet et sans l'appui duquel il n'aurait pu voir le jour. Nous souhaitons également souligner la précieuse collaboration du projet Balsac et du *Canadian Families Project*, ainsi que Madame Lisa Dillon, professeure au département de démographie de l'Université de Montréal.

---

<sup>18</sup> Population et histoire sociale de la ville de Québec (PHSVQ) : <http://www.phsvq.cieq.ulaval.ca/>.

## **CHAPITRE 4**

# **CONDITIONS DE VIE EN MILIEU URBAIN DANS L'ENFANCE ET LONGÉVITÉ : MONTRÉAL À LA FIN DU XIX<sup>E</sup> SIÈCLE**

Ce chapitre est présenté sous forme d'article afin d'être soumis pour publication dans une revue qui reste à ce jour à déterminer. Il est également important de souligner que les résultats préliminaires de cette recherche ont été présentés en 2009 dans le cadre de deux conférences internationales en collaboration avec Alain Gagnon, dans un premier temps lors du XXVI<sup>e</sup> du Congrès international de la population à Marrakech et ensuite aux XXII<sup>e</sup> Entretiens Jacques-Cartier à Lyon.

# Conditions de vie en milieu urbain dans l'enfance et longévité : Montréal à la fin du 19<sup>e</sup> siècle

LAURENCE PILON-MARIEN

Département de démographie de l'Université de Montréal, Montréal, Québec, Canada

ALAIN GAGNON

Département de démographie de l'Université de Montréal, Montréal, Québec, Canada

## 4.1. INTRODUCTION

Avec les progrès de l'espérance de vie générale et l'émergence des centenaires et des supercentenaires, plusieurs chercheurs ont tenté d'en apprendre un peu plus sur les déterminants généraux de la longévité et de la survie à des âges élevés. Certaines études se sont attardées aux facteurs familiaux de la durée de vie humaine et ont rapporté une relation significative et positive entre la survie d'un individu et de ses frères et sœurs ([Blackburn \*et al.\*, 2004](#); [Gavrilov et Gavrilova, 2001](#); [Jarry, 2015](#); [Mazan et Gagnon, 2007](#); [Perls \*et al.\*, 2002](#)). Cette relation est sans doute due, en partie, à des facteurs génétiques, partagés au seuil de 50% parmi la fratrie ([Gagnon \*et al.\*, 2005](#)), mais aussi à des conditions de vie commune tôt dans la vie. En effet, on se doute depuis longtemps que les conditions de vie dans l'enfance ont une influence sur la santé et la mortalité à l'âge adulte ([Kermack \*et al.\*, 1934](#)) et des études plus récentes ont confirmé cette relation ([Elo et Preston, 1992](#); [Galobardes \*et al.\*, 2004;2008](#)).

Bien que cette niche soit de plus en plus explorée pour le Québec ([Bilodeau Bertrand, 2014](#); [Gagnon et Bohnert, 2012](#); [Gagnon et Mazan, 2009](#); [Jarry, 2015](#); [Mazan et Gagnon, 2007](#); [Quevillon, 2011](#)), peu d'études ont abordé la question d'un point de vue uniquement urbain, alors que les villes offrent la possibilité de tester plusieurs hypothèses sur l'exposition à des conditions néfastes, particulièrement à l'époque visée par cette étude. Nous espérons donc prendre part à l'avancement des connaissances pour la population québécoise contemporaine, et plus précisément pour les individus ayant vécu leur jeunesse en milieu urbain montréalais au tournant du 20<sup>e</sup> siècle.

La cohorte que nous nous proposons d'étudier est particulièrement intéressante puisqu'elle est venue au monde dans un contexte d'industrialisation, d'urbanisation et de forte croissance démographique (Linteau, 2000). Certes, ces éléments ont alimenté le dynamisme urbain et favorisé l'essor économique de Montréal, mais cette conjoncture a aussi affecté négativement les conditions de vie des familles et a donné lieu à des disparités en matière de santé. Aujourd'hui considérées comme des endroits favorables à la santé en raison de l'accès aux services et aux soins, les villes européennes et nord-américaines du 19<sup>e</sup> siècle sont plutôt synonymes de conditions socio-économiques et sociosanitaires difficiles ayant pour conséquence des niveaux élevés de mortalité (Condran et Crimmins, 1980; Preston et Van De Walle, 1978; Woods, 1982;2003). La ville de Montréal n'est pas en reste et connaît, à cette même époque, une mortalité nettement supérieure à celle de la province (McInnis, 2000; Pelletier *et al.*, 1997). Malgré l'amélioration et la convergence des taux de mortalité générale dans les dernières décennies du 19<sup>e</sup> siècle, la mortalité des enfants avant l'âge d'un an demeure particulièrement foudroyante au début du 20<sup>e</sup> siècle (Tétreault, 1995). Entre 1886 et 1905, les taux de mortalité infantile atteignent entre 230 ‰ et 275 ‰ par an (Gaumer et Authier, 1996) et varient grandement à l'échelle des quartiers, des classes sociales et des groupes ethnolinguistiques ou ethnoreligieux (Gaumer et Authier, 1996; Linteau, 2000; Olson et Thornton, 2011; Tétreault, 1979;1995; Thornton et Olson, 2001).

Qu'il s'agisse du niveau de revenu et d'éducation, de la qualité de l'eau, du lait et de l'alimentation ou des comportements en matière de santé et d'hygiène dans la sphère privée, tous ces facteurs concourent pour influencer dans l'immédiat les niveaux de mortalité infantile et des enfants (Baillargeon, 2004; Guérard, 1996; Linteau, 2000; Tétreault, 1995). Mais ces facteurs ont-ils une portée beaucoup plus longue? La santé à l'âge adulte et jusque dans la vieillesse porte-t-elle encore la marque lointaine de cette période juvénile de la vie? En regard à la littérature portant sur les conséquences à long terme d'une exposition à des maladies dans l'enfance, où une forte mortalité infantile est associée à une mortalité supérieure aux âges subséquents, ces hauts niveaux de mortalité ont probablement eu un effet sur la longévité de nos sujets d'étude (Bengtsson et Lindstrom, 2000;2003; Finch et Crimmins, 2004; Forsdahl, 1977; Kermack *et al.*, 1934; Preston et Van De Walle, 1978).

Non seulement ces inégalités face à la mort rendent compte de la charge infectieuse à laquelle cette cohorte a été exposée, mais elles reflètent indirectement les conditions de vie auxquelles ces individus ont été confrontés dans leurs jeunes âges. Nous aimerions donc découvrir s'il existe des disparités de longévité résultant de conditions de vie contrastées durant l'enfance et, plus précisément, savoir si ces conditions relatives au milieu urbain montréalais ont un effet sur la mortalité aux grands âges.

## 4.2. CONDITIONS DE VIE DANS L'ENFANCE, SANTÉ ET MORTALITÉ

Plusieurs chercheurs ont tenté d'expliquer la relation entre l'enfance, la santé et la mortalité tout au long du cycle de vie. [Preston \*et al.\* \(1998\)](#) ont ainsi construit un cadre explicatif résumant l'ensemble des théories existantes sur le sujet. Selon ce cadre, les conditions au début de la vie ont un effet direct ou indirect sur la morbidité et la mortalité aux âges subséquents et les relations sous-jacentes s'avèrent aussi bien positives que négatives.

Tout d'abord, l'effet direct sur la durée de vie est le résultat d'un effet persistant de la jeunesse sur la santé générale, tels les impacts à long terme d'une cicatrice. Dans la littérature sur le sujet, cette relation directe est associée au modèle de la période critique<sup>19</sup> ([Galobardes \*et al.\*, 2004](#)) ou bien à une « morbidité phénotypique » de la cohorte de naissance<sup>20</sup> ([Finch et Crimmins, 2004](#)). Selon ces théories, l'exposition à certaines conditions ou maladies durant une période précise laisse une trace permanente dont l'impact se fait sentir ultérieurement. Par exemple, selon diverses études, les individus ayant contracté la tuberculose, l'hépatite B ou des rhumatismes articulaires durant l'enfance ont une mortalité plus élevée au cours des autres étapes de la vie ([Elo et Preston, 1992](#)). Ce phénomène s'explique par un effet biologique prenant racine au cours de la période charnière du développement qu'est l'enfance. D'ailleurs, selon [Fogel \(1994\)](#), la malnutrition durant la gestation et les premières années de vie a un impact sur la formation des organes, leur durabilité ainsi que leur performance, et est associée à certaines maladies chroniques aux grands âges. Notons toutefois que ce phénomène peut également s'exprimer par

---

<sup>19</sup> *Critical period model.*

<sup>20</sup> *Cohort morbidity phenotype.*

le biais d'une relation inverse ou négative. Dans un tel cas, l'exposition à certaines maladies infectieuses confère une immunité aux individus exposés et, par conséquent, ceux-ci sont moins affectés par ces mêmes maladies lorsqu'elles ressurgissent (Preston *et al.*, 1998).

Toujours selon Preston *et al.* (1998), la persistance de certaines caractéristiques « externes », généralement environnementales, tout au long de la vie, peut mener à une relation indirecte et non causale ; il est alors question du modèle des environnements corrélés. Par exemple, un individu élevé sur une ferme a de bonnes chances de passer sa vie adulte en milieu rural. Si pour une raison ou pour une autre, la mortalité demeure plus faible à la campagne qu'en milieu urbain (comme c'était le cas historiquement), une corrélation apparaît entre les conditions dans l'enfance et celle à l'âge adulte, sans que les premières aient entraîné les secondes. En d'autres termes, les individus originaires du monde rural sont exposés, année après année, à de moins grands risques de mourir que les natifs des villes et la relation indirecte entre les taux de mortalité à différents âges est indépendante de toute causalité s'établissant au niveau individuel (Gagnon *et Mazan*, 2009). Mentionnons également l'existence d'un autre effet indirect, mais produisant cette fois-ci une relation négative entre les conditions de vie à un jeune âge et la mortalité à l'âge adulte. Il est possible que les individus ayant survécu à des conditions difficiles dans l'enfance soient plus robustes que la moyenne de la population et aient, par le fait même, une mortalité subséquente plus faible. Dans cette situation, la relation constatée est le résultat d'une hétérogénéité non observée dans la population, elle-même induite par un biais de sélection.

Bien que non mentionnée dans notre cadre d'analyse de référence, il existe aussi une variante intermédiaire des modèles précédents, où un processus d'accumulation des désavantages<sup>21</sup> ou avantages augmente ou diminue les probabilités de développer certaines morbidités ou de décéder (Montez *et Hayward*, 2011; O'Rand *et Hamil-Luker*, 2005; van den Berg *et Lindeboom*, 2014). Le processus en question est connu sous le nom de modèle d'accumulation des risques<sup>22</sup>. À titre d'exemple, selon le cas classique du statut socio-économique, les personnes issues d'un milieu défavorisé ont moins de chance d'atteindre un niveau d'études supérieures et, par le fait même, une plus grande probabilité d'occuper un emploi manuel, auquel sont généralement

---

<sup>21</sup> *Processes of Cumulative adversity.*

<sup>22</sup> *Accumulation of risk model.*

associés une série de facteurs augmentant les risques de décès (cigarette, mauvaise alimentation, sédentarité, etc.). Les niveaux de risques sont ici le résultat d'une persistance des conditions dans l'enfance ou de leur changement (amélioration ou détérioration) durant la vie d'adulte et, à l'inverse du modèle des environnements corrélés, ces dernières ont une incidence au niveau individuel. De plus, contrairement aux empreintes indélébiles ou aux dommages irréversibles suggérés par le modèle de la période critique, il y a dans le cas présent possibilité « d'effacer », en tout ou en partie, les traces du passé. Dans cet ordre d'idée, Galobardes *et al.* (2004;2008) ont rapporté les résultats de plusieurs études où la relation entre enfance et mortalité subséquente était atténuée, voire complètement dissipée, par le statut socio-économique à l'âge adulte.

Dans le cas échéant, l'utilisation de ce cadre théorique sera relativement ardue, puisque nous ne disposons pas d'informations complètes sur les conditions de vie à l'âge adulte. Par conséquent, il sera difficile d'établir si nos résultats découlent du modèle de la période critique ou plutôt d'une accumulation des risques. Pour l'instant, nous nous contenterons d'hypothèses sommaires confrontant les données disponibles. Néanmoins, nous tenterons de vérifier la possibilité d'une hétérogénéité non observée découlant de notre processus de collecte de données ainsi que de contrôler nos résultats en fonction de la seule variable socio-économique à l'âge adulte à notre disposition, soit la profession au moment du mariage. Nous serons somme toute en mesure d'observer la présence d'effets directs ou indirects et de distinguer la nature des relations relevées, à savoir si elles sont positives ou négatives.

## **4.3. DONNÉES ET MÉTHODES**

### **4.3.1. DONNEES INITIALES**

Les données utilisées dans le cadre de cette recherche proviennent du jumelage d'un échantillon de 5% du recensement canadien de 1901 aux actes de décès de l'état civil québécois. Cette base de données a été mise sur pieds par un projet de recherche visant à observer l'effet

des conditions de vie dans l'enfance sur la mortalité aux grands âges au Québec<sup>23</sup>. L'appariement de ces deux sources a été effectué dans le but d'établir l'âge exact au décès de Canadiens-français nés à la fin du 19<sup>e</sup> siècle et d'utiliser les microdonnées du recensement afin d'illustrer les caractéristiques socio-économiques de leur ménage d'origine. Les décès ont été répertoriés en fonction des noms, prénoms et dates de naissance des individus, ainsi qu'à l'aide d'informations complémentaires sur les noms et prénoms des parents et, le cas échéant, de leur conjoint ou de leur conjointe. Certaines informations étant absentes du recensement, les actes paroissiaux des mariages catholiques au Québec entre 1800 et 1940 ont été consultés de manière à obtenir, entre autres, le nom de jeune fille de la mère ainsi que le nom de leur conjoint éventuel.

En somme, les données collectées permettent donc de mesurer la longévité des Canadiens-français nés entre 1885 et 1901, domiciliés au Québec en 1901 et morts dans cette même province après 1926. L'état civil ne commençant qu'en 1926 et les actes de décès étant plus complets à partir du milieu des années 1930, les durées de vie relevées concernent plus particulièrement celles des individus décédés après 40 ans. Ce seuil ne constitue pas un problème pour l'étude de la longévité, puisqu'il nous permet d'écarter, en partie, les décès n'étant pas directement reliés à la vieillesse, soit la mortalité infanto-juvénile, maternelle et accidentelle (Blackburn *et al.*, 2004; Mazan et Gagnon, 2007).

#### **4.3.2. DONNEES SUR MONTREAL**

Pour les analyses concernant Montréal, nous avons sélectionné les ménages en fonction de leur lieu de résidence en 1901 et du découpage géographique de l'île de Montréal à cette même période ; seuls les ménages qui habitent la Ville et les municipalités limitrophes de plus 5 000

---

<sup>23</sup> Ces données ont été construites autour de l'échantillon aléatoire de 5 % du recensement canadien de 1901 dépouillé par le *Canadian Families Project*. Dans le but de s'arrimer aux sources de données disponibles ainsi qu'à l'objet de notre recherche, seules les familles québécoises francophones composées d'enfants âgés de 0 à 15 ans (nés entre 1885 et 1901) ont été sélectionnées. Afin de faciliter la recherche des actes de décès, les données ont également été circonscrites aux familles francophones et catholiques, c'est-à-dire aux ménages dont le chef a déclaré être de religion catholique et de langue maternelle française. Pour plus d'information, voir Pilon-Marien *et al.* (2009).

habitants<sup>24</sup> ont été retenus. Nous avons également restreint notre échantillon aux individus nés entre 1891 et 1901 et issus de ménages pour lesquels les deux parents étaient présents au moment du recensement.

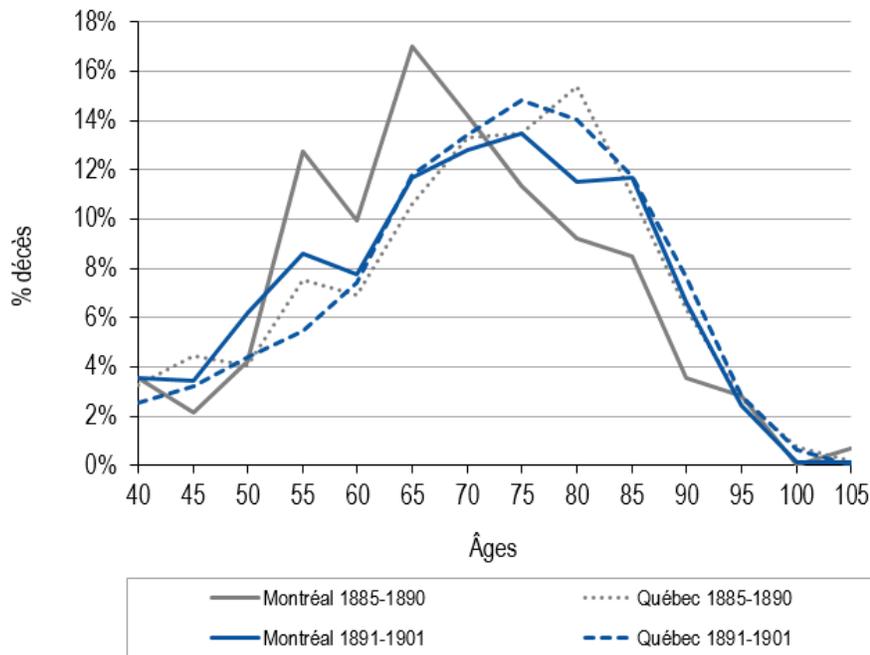
D'une part, en raison du faible nombre de décès pour ce type de famille, nous avons exclu de notre échantillon 32 familles monoparentales, soit 26 personnes décédées à 40 ans ou plus (Tableau 4). Il faut dire que ces petits effectifs auraient rendu difficile toute analyse considérant le type de famille (monoparentale vs biparentale) et le sexe du chef de ménage. Ce choix nous permettra d'exploiter plus facilement les variables portant sur les conjointes des chefs de ménage et ainsi d'éviter des problèmes de corrélation entre le type de famille et les valeurs manquantes lorsqu'il est question des caractéristiques du conjoint. Par exemple, pour les familles dont l'unique parent présent est le père, les valeurs des variables concernant l'alphabétisation de la mère seront nécessairement inconnues, d'où une possible corrélation entre les familles monoparentales et l'absence d'information sur le parent manquant. D'autre part, à la suite de doutes concernant la représentativité de leur mortalité après 40 ans, nous avons aussi retiré de notre échantillon les individus nés entre 1885 et 1890. À la lumière de la distribution des âges au décès (Figure 6) et des probabilités conditionnelles de survie<sup>25</sup> (Figure 7), il semble que la survie entre 70 et 90 ans de cette cohorte soit moins élevée pour l'échantillon montréalais que pour l'échantillon québécois.

---

<sup>24</sup> Population en 1901 des municipalités sélectionnées : Montréal (267 730), Saint-Henri (21 192), Sainte-Cunégonde (10 912) et Westmount (8 856) (Lamonde, 1982) . Ce regroupement correspond aux villes de moyennes (5 000 à 19 000 habitants) et grandes tailles (plus de 20 000 habitants) composant l'île de Montréal à cette époque (McCann *et al.*, 2007a;2007b). Pour la carte illustrant ces délimitations géographiques, voir Annexe B.

<sup>25</sup> Méthode de Kaplan-Meier d'estimation non paramétrique de la fonction de survie.

FIGURE 6 RÉPARTITION DES DÉCÈS APRÈS 40 ANS PAR GROUPE D'ÂGE AU DÉCÈS SELON L'ANNÉE DE NAISSANCE, MONTRÉAL ET ENSEMBLE DU QUÉBEC



Par ailleurs, une analyse selon le sexe nous laisse penser que la mortalité des personnes nées entre 1885 et 1890 est moins bien estimée que celle de leurs homologues nés entre 1891 et 1901, et ce, pour Montréal comme pour l'ensemble du Québec (Figure 8). En effet, le croisement des courbes de survie suggère une mortalité supérieure des femmes entre l'âge de 40 et 60 ans, suivi d'un avantage de survie pour celles-ci passé l'âge de 80 ans. Toutefois, un tel phénomène ne s'observe pas à l'échelle de la population québécoise, du moins pour les générations nées entre 1881 et 1901 (Annexe C et D). Cette situation n'est probablement pas étrangère à une sous-représentation dans l'échantillon de cette cohorte occasionnée par les critères de sélection qui ont présidé à sa constitution, puisque seuls les ménages dont tous les enfants étaient âgés de 15 ans ou moins en 1901 ont été retenus.

FIGURE 7 COURBES DE SURVIE DE KAPLAN-MEIER SELON L'ANNÉE DE NAISSANCE, MONTRÉAL ET ENSEMBLE DU QUÉBEC

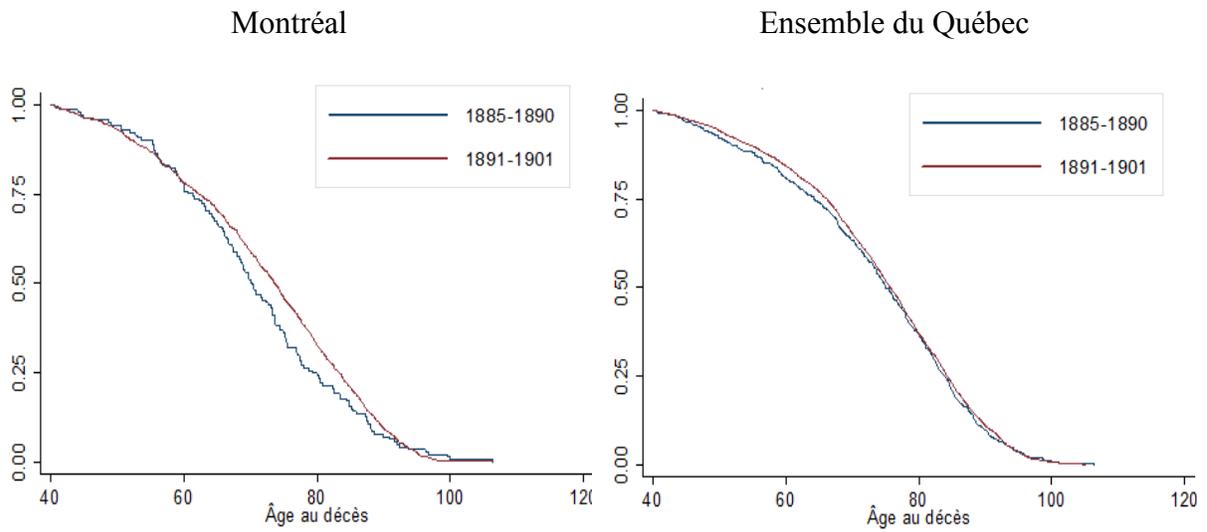
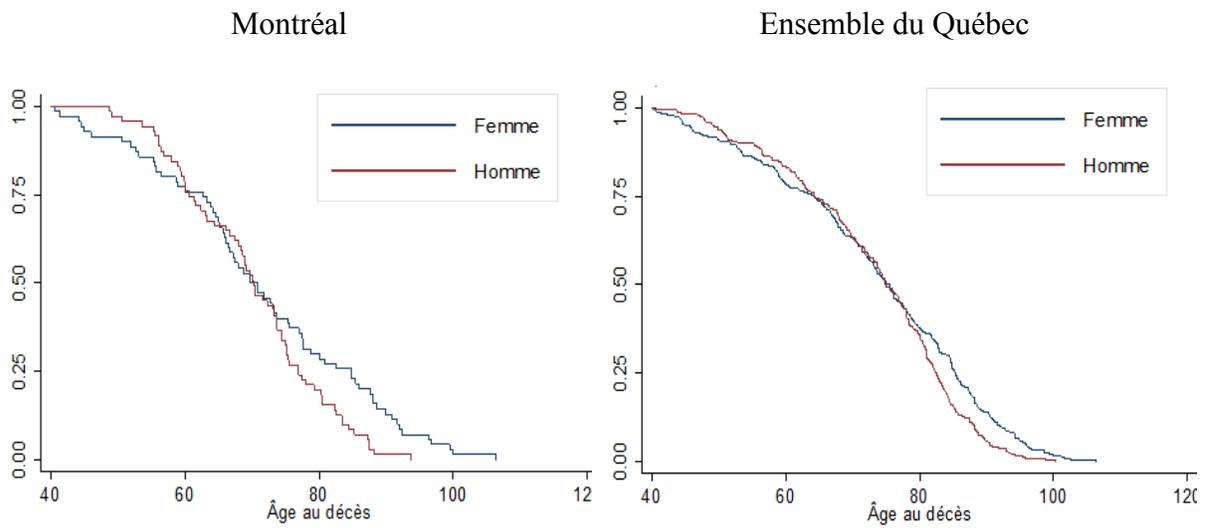


FIGURE 8 COURBES DE SURVIE DE KAPLAN-MEIER SELON LE SEXE POUR LES ANNÉES DE NAISSANCE 1885 À 1890, MONTRÉAL ET ENSEMBLE DU QUÉBEC



En considérant uniquement les individus nés entre 1891 et 1901 issus de familles biparentales, notre échantillon pour Montréal est composé de 637 ménages et 1 608 individus, pour lesquels 1 010 décès ont été retrouvés. Parmi les 63 % de Montréalais dont l'âge au décès est connu, 90 % sont décédés après 40 ans, soit 905 personnes réparties dans 443 ménages (Tableau 4). Rappelons ici qu'il est tout à fait normal qu'aucune date de décès n'ait été identifiée pour 37 % des individus, car les actes de décès considérés sont limités à ceux du territoire québécois et portent sur les années ultérieures à 1926. Bien que cette proportion soit inférieure à celle observée pour l'ensemble du Québec (48 %) (Pilon-Marien *et al.*, 2009), il est essentiel que la mortalité montréalaise telle que mesurée par nos données rende bien compte de celle réellement expérimentée par les générations correspondantes.

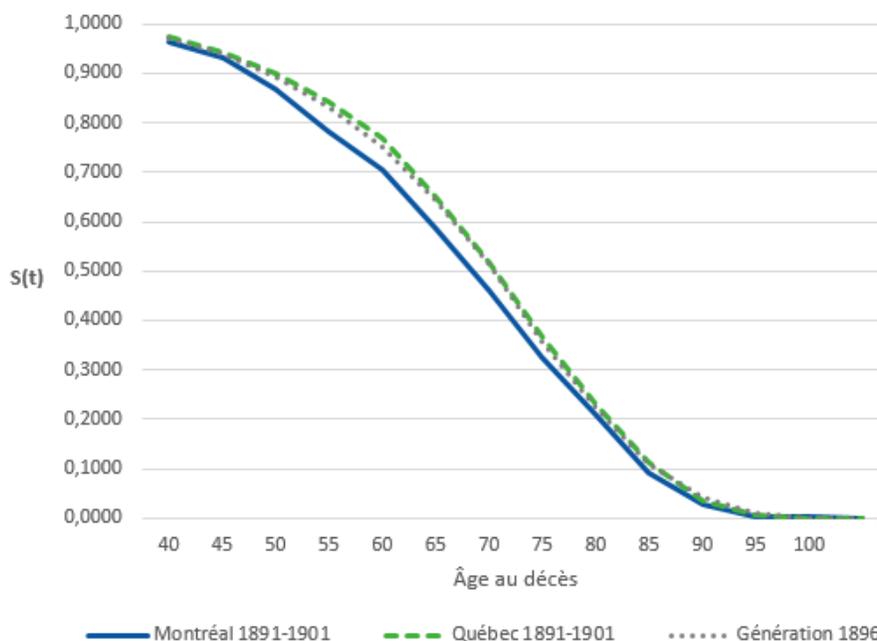
TABLEAU 4 ÉTAT DE LA COLLECTE DES DÉCÈS, MONTRÉAL

TYPE DE FAMILLE / ANNÉE DE NAISSANCE	INDIVIDU	DÉCÈS COLLECTÉS	% DE DÉCÈS COLLECTÉS	DÉCÈS À 40 ANS ET PLUS	% DÉCÈS À 40 ANS ET PLUS
<b>Famille biparentale</b>	1 909	1 181	62%	1 063	90%
1885-1890	279	158	57%	145	92%
1891-1896	814	506	62%	467	92%
1897-1901	816	517	63%	451	87%
<b>Famille monoparentale</b>	65	27	42%	26	96%
1885-1890	14	9	64%	9	100%
1891-1896	35	13	37%	12	92%
1897-1901	16	5	31%	5	100%
Total	1 974	1 208	61%	1 089	90%
<i>Biparentale 1891 - 1901</i>	<i>1 608</i>	<i>1 010</i>	<i>63%</i>	<i>905</i>	<i>90%</i>

Toutefois, dans le cas présent, il nous est impossible de nous assurer pleinement de la représentativité des décès collectés pour la métropole, car, à notre connaissance, il n'existe aucune table de mortalité de référence pour ces générations à une échelle plus fine que les provinces canadiennes. Tout comme l'ont fait Pilon-Marien *et al.* (2009) pour l'échantillon total, nous avons simplement vérifié que la mortalité mesurée correspondait bien à celle de l'ensemble de la population d'intérêt. Nous constatons pour l'échantillon montréalais, comme pour l'échantillon québécois, des tendances similaires entre la mortalité de nos individus nés entre 1891 et 1901 et celle réellement expérimentée par la génération née en 1896 et décédée au

Québec<sup>26</sup> (Figure 9); une adéquation qui s’observe tant pour les hommes que pour les femmes (Figure 10). Nous sommes donc confiants de la représentativité des âges aux décès qui ont été relevés pour la métropole.

FIGURE 9 PROBABILITÉS DE SURVIE À 40 ANS ET PLUS



<sup>26</sup> La méthodologie utilisée ici est la même que celle retenue dans les travaux de [Pilon-Marien et al. \(2009\)](#). La survie de l’échantillon et celle de la génération de comparaison ont été calculées par groupes d’âge quinquennaux, selon la méthode des générations éteintes de [Vincent \(1951\)](#), et en faisant abstraction des mouvements migratoires. Les données utilisées pour le calcul de la table de mortalité de la génération 1896 sont issues de la Base de données sur la longévité canadienne (BDLC). La sélection de la génération de comparaison a été effectuée en fonction de l’année de naissance moyenne des individus de notre échantillon, soit 1896. L’année de naissance moyenne est la même pour l’échantillon québécois et montréalais.

FIGURE 10 PROBABILITÉS DE SURVIE À 40 ANS ET PLUS SELON LE SEXE



En comparant les données de Montréal à celle de la province, nous observons que les probabilités de survie des citoyens sont inférieures à celles de l'ensemble des Québécois, particulièrement, entre 50 et 80 ans (Figure 9) et, de manière plus marquée, chez les hommes (Figure 10). Pour ces générations, habiter la métropole en bas âge semble être associé à un désavantage de survie après l'âge de 40 ans. D'ailleurs, cela concorde avec les résultats de nombreuses études empiriques qui se sont intéressées à la relation entre le milieu de résidence dans l'enfance et la mortalité aux grands âges. Celles-ci ont constaté que les enfants originaires des villes avaient une survie inférieure à celle de leurs homologues élevés à la campagne (Gagnon et Bohnert, 2012; Hayward et Gorman, 2004; Preston *et al.*, 1998) et que ce préjudice relatif au milieu urbain dans l'enfance persistait même lorsque le lieu de résidence, le statut socio-économique et l'état de santé à l'âge adulte étaient considérés (Cain et Hong, 2009; Su, 2009).

### 4.3.3. METHODES

À l'instar de plusieurs études sur le sujet (Elo *et al.*, 2014; Gagnon et Mazan, 2009; Mazan et Gagnon, 2007; Næss *et al.*, 2007; Smith *et al.*, 2009) et dans le but d'observer la survie après 40 ans, nous avons basé nos analyses sur des modèles de régression à risque proportionnel de Cox. Il s'agit de modèles de survie semi-paramétrique, où il n'y a pas d'hypothèse concernant

la distribution temporelle des risques de décès. Ils présupposent toutefois une proportionnalité des risques, c'est-à-dire que la forme du risque pour les différentes variables explicatives demeure invariable dans le temps.

Afin de prendre en compte un possible effet de sélection, nous avons également utilisé la méthode en deux étapes de Heckman (Heckman two-stage modelling strategy). En effet, comme soulevé par [Pilon-Marien \*et al.\* \(2009\)](#) et confirmé par [Gagnon et Bohnert \(2012\)](#) et [Jarry \(2015\)](#), nos résultats pourraient être affectés par un biais de sélection, où la probabilité de retrouver un acte de décès, donc d'observer ou non une durée de vie pour un individu, serait expliquée par les mêmes facteurs que la longévité. Il ne faut pas oublier que nos analyses se basent uniquement sur des individus pour lesquels un décès a été retrouvé au Québec après l'âge de 40 ans (63 %) et excluent, par conséquent, 37 % de l'échantillon (décès avant 40 ans, décès à l'extérieur de la province ou problèmes liés à la collecte de données). S'il s'avérait que la probabilité de trouver un acte de décès et la durée de vie soit expliquée par les mêmes variables, les estimateurs obtenus par le modèle de Cox seraient automatiquement biaisés. Ce biais aurait sensiblement le même effet qu'une hétérogénéité non observée, soit que l'omission d'une variable indépendante ayant une relation avec la variable d'intérêt ([Berk, 1983](#); [Heckman, 1979](#)). Une telle sélection pourrait alors sous-estimer l'impact de certaines conditions dans l'enfance sur la mortalité après 40 ans.

Cette méthode consiste à modéliser le risque de ne pas être sélectionné (acte de décès non trouvé ou décès avant 40 ans) pour ensuite introduire ce risque comme variable explicative supplémentaire dans le modèle de survie. Cette variable, soit le terme de correction nommé ratio inverse de Mills (*Inverse Mills' Ratio*), est calculée pour chaque individu et est estimée à l'aide des résidus d'un modèle de régression probit de sélection. Ce modèle probit est basé sur les variables employées dans nos modèles de survie auxquelles nous avons ajouté deux variables instrumentales reflétant les difficultés d'appariement des actes de décès et n'ayant pas, de prime abord, de liens avec la mortalité aux grands âges, soit la présence du ménage au Québec lors du recensement de 1911 et la fréquence du patronyme. Lors de la collecte de données, nous avons remarqué que la recherche d'actes de décès était plus ardue pour les personnes dont nous n'avions pas réussi à le retracer la famille en 1911 (migration à l'extérieur du Québec,

informations nominatives erronées, décès du chef de ménage, etc.) ainsi que pour celles ayant des noms de famille très répandus<sup>27</sup> (problèmes d'homonymie).

#### 4.3.4. VARIABLES SOCIO-ECONOMIQUES ET VARIABLES DE CONTROLE

Pour cerner les conditions de vie dans l'enfance de notre population d'étude, nous avons utilisé les informations du recensement portant sur les ménages et sur les individus qui les composent, plus particulièrement celles relatives au chef du ménage, c'est-à-dire dans le cas de familles biparentales, les caractéristiques du père. Au final, nous avons sélectionné six variables d'intérêts captant les différents aspects du statut socio-économique de la famille d'origine de nos sujets, soit la profession et le statut d'emploi du père, le type de ménage, l'alphabétisation des parents, le nombre de pièces par personne disponible dans le logement ainsi que le statut de propriétaire ou locataire du père. Par ailleurs, afin de considérer le statut socio-économique à l'âge adulte, nous avons également retenu comme variable la profession indiquée lors du mariage des individus. Dans le cas des femmes, la profession à l'âge adulte correspond à celle de leur mari, puisque généralement, dans les actes de mariage avant 1940, seul l'emploi de l'époux est indiqué.

Tout d'abord, la profession et le statut d'emploi du père servent à représenter le niveau de vie du ménage par l'analyse de son gagne-pain. Nous nous sommes limités au père, puisque, dans le cas des familles biparentales de l'époque, il s'agit généralement du chef et du principal pourvoyeur de la famille. Les professions, tant celles des pères que des individus à leur mariage, ont été regroupées en trois catégories s'appuyant sur la classification élaborée par [Bouchard \(1996\)](#) : « gens d'affaires et commerçants », « cols blancs » et « artisans et ouvriers ». La catégorie « gens d'affaires et commerçants » inclut les emplois les plus élevés dans l'échelle socio-économique montréalaise. Cependant, il faut noter que cette dernière est vraisemblablement hétérogène, puisqu'elle regroupe à la fois les gens de la grande bourgeoisie (grands entrepreneurs et industriels, notables), les gens d'affaires et les petits commerçants. Les « cols blancs » regroupent un large éventail de profession, allant des professions libérales aux

---

<sup>27</sup> Les quinze noms les plus fréquents au Québec entre 1880-1940: Bélanger, Bouchard, Boucher, Côté, Gagné, Gagnon, Gauthier, Lavoie, Morin, Ouellet, Paquet, Pelletier, Roy et Tremblay.

employés de bureau, ayant en commun une régularité du revenu. Ils sont beaucoup moins affectés par les ralentissements économiques et le chômage saisonnier que le sont les « artisans et ouvriers » (Copp, 1978; Linteau, 2000); une catégorie essentiellement composée d'artisans, d'ouvriers et de journaliers

Le type de ménage, soit sa composition, reflète l'étape du cycle de vie de la famille au moment du recensement et ses stratégies de survie économiques (Burke, 2007). Un ménage peut prendre différentes formes. Dans le cas de notre échantillon, il peut s'agir de ménages simples, soit de ménages composés des parents et de leurs enfants (familles nucléaires), ou de ménages étendus, c'est-à-dire des familles nucléaires avec lesquelles résident d'autres personnes apparentées ou non. Les personnes non apparentées sont généralement des employés, souvent des servants ou des domestiques, ou bien des pensionnaires et des chambreurs. Si la présence d'un servant ou d'un domestique reflète une certaine aisance économique, celle de pensionnaires ou de chambreurs est plus difficile à interpréter, puisqu'elle peut aussi bien représenter un revenu supplémentaire qu'une stratégie pour combattre la pauvreté (Bradbury, 1995). Pour nos analyses, nous avons donc séparé les ménages élargis comportant des employés de ceux composés des chambreurs. Cependant, nous avons regroupé les ménages avec chambreurs avec ceux étendus à des membres de la famille élargie. En survolant les données nominatives, nous avons constaté que plusieurs chambreurs étaient probablement des membres apparentés à la cellule nucléaire, puisque ceux-ci partageaient souvent le nom de famille du chef ou de sa conjointe ; ce qui est conséquent avec les observations à l'échelle nationale (Burke, 2007).

L'alphabetisation des parents a été établie selon leur connaissance de la lecture et de l'écriture et ont été considérés comme alphabétisés ceux sachant au minimum lire ou écrire. Même si la grande majorité de la population montréalaise sait lire ou écrire en 1901, le fait d'être analphabète peut être d'autant plus discriminant sur le statut socio-économique et sociosanitaire, à savoir sur l'emploi et sur les connaissances des règles d'hygiène de base. Dans le cas présent, nous avons réuni au sein d'une même variable les caractéristiques du père et de la mère; distinguant ainsi les personnes dont les deux parents sont alphabétisés et celles dont un seul ou aucun parent ne sait lire ou écrire.

Le ratio du nombre de pièces par personne dans le logement fait non seulement écho aux conditions socio-économiques du ménage, mais aussi aux conditions sociosanitaires via la notion de surpeuplement de l'habitation; une notion qui renvoie elle-même à la plus grande susceptibilité des maladies infectieuses et d'autres circonstances sanitaires défavorables liées à la promiscuité. Pour les fins de nos analyses, nous avons regroupé ces ratios au sein de trois quantiles établis selon la répartition des données. Par ailleurs, cette variable doit être considérée en parallèle avec l'accès à la propriété, à savoir si le chef du ménage est propriétaire ou non de son logis. À la fin du 19<sup>e</sup> siècle, le fait d'être propriétaire ne va pas nécessairement de pair avec une résidence plus spacieuse (Baskerville, 2001). Afin d'accéder à la propriété, comme ce fût démontré pour les Canadiens -français à Montréal, certains optent pour une résidence plus petite (Gilliland et Olson, 1998).

En plus de ces six variables d'intérêts, d'autres caractéristiques ont été retenues pour des fins de contrôles : le sexe, l'année et le lieu de naissance de l'individu ainsi que l'âge du père et le lieu de naissance des parents. Le sexe de l'individu joue ici principalement le rôle d'une variable d'ajustement, car, afin d'observer l'effet réel des variables socio-économiques, il faut considérer la mortalité différentielle selon le genre. Quant à l'année de naissance, elle ajuste les résultats pour un possible effet de cohorte et contrôle l'impact de l'âge auquel ces conditions ont été expérimentées. Il ne faut pas oublier que toutes les caractéristiques prises en compte sont celles relevées à un moment précis dans le temps ; les individus considérés ne sont pas tous au même stade de leur enfance en 1901. De plus, ne partageant pas nécessairement la même année de naissance, ils ne sont pas tous nés dans un contexte socio-économique et épidémiologique identique. Le lieu de naissance permet quant à lui de distinguer les effets pour ceux ayant évolué dans un milieu urbain depuis leur naissance, soit dans une ville de plus de 1 000 habitants, contrairement à ceux ayant vécu leurs premières années de vie en milieu rural. Finalement, l'âge du père est utilisé dans le but de contrôler les résultats en fonction de l'étape du cycle de vie économique et familiale du ménage alors que le lieu de naissance des parents permet de rendre compte de l'impact que peut avoir eu une migration récente sur le statut socio-économique du chef de ménage. En effet, à cette époque, les migrants des campagnes accèdent plus difficilement à certaines catégories d'emploi et se trouvent ainsi surreprésentés parmi les journaliers et sous-représentés chez les cols blancs (Gauvreau et Olson, 2008).

## 4.4. RÉSULTATS

Dans un premier temps, le Tableau 5 présente les risques relatifs (*hazard ratios* en anglais) univariés de chacune des variables précédemment mentionnées (modèles 1 et 2) ainsi que les risques multivariés correspondants (modèles 3 et 4). Prises individuellement, peu de nos variables d'intérêts ont un impact significatif sur la survie passée 40 ans (modèle 1). Outre le sexe, l'âge du père en 1901 et le lieu de naissance des parents, seuls le ratio de pièce par personne et la profession à l'âge adulte ont un impact significatif sur l'âge au décès (valeur de  $p < 0,05$ ). D'une part, à un âge donné et en supposant des risques proportionnels dans le temps, les individus provenant d'un ménage ayant accès à moins de 0,7 pièce par personne ont des risques instantanés de décès 21% plus élevé après l'âge de 40 ans que ceux ayant accès à davantage d'espace (HR = 1,21). D'autre part, la mortalité est moins élevée pour les personnes dont le statut socio-économique à l'âge adulte correspond à une profession de col blanc plutôt qu'à celle d'artisan ou d'ouvrier (HR = 0,79)<sup>28</sup>. Bien que non significatif, le désavantage de survie associé aux gens d'affaires et aux commerçants, autant en ce qui concerne la profession du père (HR : 1,0636 à 1,1519) ou la profession occupée à l'âge adulte (HR : 1,2395 à 1,2748), peut sembler surprenant à première vue. Cependant, comme nous l'avons évoqué un peu plus haut, cette catégorie est très hétérogène. La direction de cet effet n'est probablement pas étrangère à la composition de cette catégorie, puisque dans le cas de notre échantillon celle-ci est principalement composée de petits commerçants (épiciers, marchands de chaussures, restaurateurs, etc.).

Par ailleurs, en acceptant un seuil de signification statistique de 10%, le type de ménage et l'alphabétisation des parents ont aussi un impact sur la longévité; provenir d'un ménage étendu à des membres apparentés ou à des chambreurs (HR = 1,19) ainsi qu'avoir un ou aucun parent alphabétisé (HR = 1,29) confèrent des risques instantanés de décès de 20% à 30% supérieurs. Une fois les variables de contrôle considérées (modèle 2), la profession du père s'avère également significative; les enfants de cols blancs ayant des risques de décès après l'âge de 40 ans moins élevé que les enfants d'artisans et d'ouvriers (HR = 0,82). Pour ce qui est de

---

<sup>28</sup>  $(0,79 - 1,00) \times 100 = -21\%$ .

l'intégration de l'ensemble des variables d'intérêt et de contrôle dans un même modèle (modèle 3), nous constatons peu d'impact sur l'amplitude des risques relatifs des variables déjà significatives dans le modèle précédent. Cependant, à la suite de cet ajustement, le type de ménage, et l'alphabétisation des parents ont désormais un effet significatif au seuil de 5% (valeur de  $p < 0,05$ ).

Afin de vérifier si les effets observés sont influencés par le statut socio-économique à un âge ultérieur, nous avons introduit une variable sur la profession à l'âge adulte (modèle 4). À l'instar du modèle univarié (modèle 1), l'effet de cette dernière est significatif et les risques relatifs qui y sont associés demeurent sensiblement les mêmes. Les cols blancs et leur conjointe ont des risques instantanés de décès inférieurs à ceux observés pour la catégorie des artisans et des ouvriers (HR = 0,82), tout comme les individus dont le statut socio-économique à l'âge adulte n'a pu être spécifié faute d'information sur la profession de l'époux dans l'acte de mariage (HR = 0,78) et, dans une moindre mesure, ceux pour lesquels aucun acte de mariage n'a été retrouvé avant 1940 (HR = 0,87). De plus, l'intégration de cette variable à l'âge adulte a un impact négligeable sur les risques relatifs associés aux caractéristiques dans l'enfance, outre une perte de la significativité de la profession du père (valeur de  $p < 0,10$ ) et une réduction du désavantage de survie lié à l'analphabétisme d'un ou des deux parents (HR = 1,28).

TABLEAU 5 RISQUES RELATIFS DE DÉCÈS APRÈS 40 ANS, MONTRÉAL

VARIABLES	DÉCÈS ≥ 40 ANS  N OU MOYENNE	MODÈLES DE COX – RISQUES RELATIFS (HR)			
		(1) Univarié	(2) Univarié variables contrôle <sup>29</sup>	(3) Multivarié	(4) Multivarié profession âge adulte
<b>Âge du père en 1901</b>	34,5	0,9905 *		0,9893 *	0,9880 *
<b>Année de naissance</b>	1896,2	0,9947		0,9870	0,9832
<b>Sexe</b>					
Femme	479	0,6001 ***		0,6022 ***	0,5988 ***
Homme	426	Réf.		Réf.	Réf.
<b>Lieu de naissance</b>					
Rural	132	1,0543		1,0854	1,0845
Urbain	763	Réf.		Réf.	Réf.
Inconnu	10	0,9539		1,0021	0,9927
<b>Lieu de naissance des parents</b>					
2 parents milieu rural	367	1,1066		1,0211	1,0151
2 parents milieu urbain	261	Réf.		Réf.	Réf.
2 parents milieu différent	227	1,3617 **		1,3351 **	1,3033 **
Inconnu	50	0,9690		0,9977	0,9973
<b>Type de ménage</b>					
Ménage simple (famille nucléaire)	635	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Ménage avec famille ou chambreur(s)	175	1,1895 !	1,1816 !	1,2190 *	1,2385 *
Ménage avec employé(s)	82	0,8770	0,9150	0,9676	0,9775
Statuts multiples	13	1,2254	0,9568	1,4673	1,5881
<b>Alphabétisation des parents</b>					
2 parents savent lire ou écrire	791	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
1 ou aucun parent ne sait lire ou écrire	87	1,2910 !	1,2981 !	1,3502 **	1,2825 *
Inconnu	27	1,0514	1,0376	1,0097	0,9825
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>					
1er quantile (Moins de 0,7)	327	1,2087 *	1,2160 *	1,1805 *	1,1945 *
2° et 3° quantile (0,7 et plus)	547	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Inconnu	31	0,6543 **	0,6844 **	0,5785 **	0,5882 **
<b>Propriété foncière du père</b>					
Possède au moins une résidence	184	0,8894	0,9062	0,9444	0,9282
<b>Profession du père</b>					
Gens d'affaires et commerçants	102	1,0636	1,1099	1,1454	1,1519
Cols blancs	204	0,8891	0,8230 *	0,8369 *	0,8457 !
Artisans et ouvriers	570	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Indéterminés et inconnus	29	0,8547	0,8912	0,9197	0,9513
<b>Profession à l'âge adulte</b>					
Gens d'affaires et commerçants	38	1,2395	1,2361		1,2748
Cols blancs	149	0,7892 *	0,7558 **		0,8166 *
Artisans et ouvriers	308	Réf.	Réf.		Réf.
Indéterminés et inconnus	132	0,8147 *	0,8032 *		0,7793 *
Aucun mariage retrouvé avant 1940	278	0,8541 !	0,8605 !		0,8688 !
<b>Statut d'emploi du père</b>					
Employeur	101	0,8923	0,9561	0,9508	0,9612

p<0,001 \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,10 !

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (443 familles)

<sup>29</sup> Modèle 2 : Les risques relatifs sont contrôlés en fonction de l'âge du père, de l'année de naissance, du sexe, du lieu de naissance de l'individu et celui des parents.

Le Tableau 6 présente les résultats du modèle probit de sélection ainsi que les risques relatifs ajustés en fonction du ratio inverse de Mills. À la lumière des coefficients de régression du modèle probit (modèle A), seulement quatre variables influencent la probabilité de trouver un décès après 40 ans, dont deux sont en lien avec les conditions dans l'enfance. D'un côté, les individus ayant un père possédant au moins une résidence (coef. = 0,22) ou un père œuvrant dans les affaires, le commerce (coef. = 0,37) ou comme col blanc (coef. = 0,23) sont plus susceptibles d'être sélectionnés dans l'échantillon. À l'inverse, ceux pour qui aucun acte de mariage n'a été répertorié au Québec avant 1940 (coef. = -1,15), ou dont la famille n'a pas été retrouvée dans le recensement de 1911, ont moins de chance d'être sélectionnés. Au final, la sélection captée par le modèle probit se reflète peu dans les modèles de Cox. Une fois introduit dans les modèles de survie (modèles 5 et 6), le ratio inverse de Mills ne s'avère pas statistiquement significatif et, pour cette raison, nous ne retiendrons pas ces modèles dans nos interprétations. Cependant, nous ne pouvons pas définitivement écarter l'hypothèse d'un biais de sélection, car les résultats obtenus pourraient aussi bien découler d'une puissance de test insuffisante, en raison de l'exiguïté de l'échantillon, que de l'absence de variables instrumentales valables.

TABLEAU 6 SÉLECTION ET RISQUES RELATIFS DE DÉCÈS APRÈS 40 ANS, MONTRÉAL

VARIABLES	PROBIT (A)	MODÈLES DE COX – RISQUES RELATIFS (HR)	
	Coef. Décès ≥ 40 ans	(5) Multivarié sélection	(6) Multivarié sélection et profession âge adulte
<b>Ratio inverse de Mills (RIM)</b>		0,9730	1,3024
<b>Âge du père en 1901</b>	-0,0039	0,9896 !	0,9875 *
<b>Année de naissance</b>	-0,0138	0,9875	0,9812
<b>Sexe</b>			
Femme	0,1347 !	0,6015 ***	0,6112 ***
Homme	Réf.	Réf.	Réf.
<b>Lieu de naissance</b>			
Rural	0,0975	1,0835	1,0963
Urbain	Réf.	Réf.	Réf.
Inconnu	-0,548 !	1,0051	0,9223
<b>Lieu de naissance des parents</b>			
2 parents milieu rural	0,0848	1,0220	1,0282
2 parents milieu urbain	Réf.	Réf.	Réf.
2 parents milieu différent	0,0394	1,3368 **	1,3143 **
Inconnu	0,0334	0,9966	1,0066
<b>Type de ménage</b>			
Ménage simple (famille nucléaire)	Réf.	Réf.	Réf.
Ménage avec famille ou chambreur(s)	0,0483	1,2186 *	1,2404 *
Ménage avec employé(s)	0,1206	0,9668	0,9908
Statuts multiples	-0,0997	1,4761	1,5632
<b>Alphabétisation des parents</b>			
2 parents savent lire ou écrire	Réf.	Réf.	Réf.
1 ou aucun parent ne sait lire ou écrire	-0,0399	1,3489 **	1,2831 *
Inconnu	0,2572	1,0115	1,0219
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>			
1er quantile (Moins de 0,7)	0,0692	1,1817 *	1,2027 *
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> quantile (0,7 et plus)	Réf.	Réf.	Réf.
Inconnu	-0,02	0,5796 **	0,5753 **
<b>Propriété foncière du père</b>			
Possède au moins une résidence	0,2218 *	0,9402	0,9584
<b>Profession du père</b>			
Gens d'affaires et commerçants	0,3680 **	1,1382	1,2104
Cols blancs	0,2306 *	0,8345 *	0,8715
Artisans et ouvriers	Réf.	Réf.	Réf.
Indéterminés et inconnus	0,1996	0,9175	0,9785
<b>Profession à l'âge adulte</b>			
Gens d'affaires et commerçants	0,0911		1,2731
Cols blancs	0,1812		0,8319 !
Artisans et ouvriers	Réf.		Réf.
Indéterminés et inconnus	0,0269		0,7764 *
Aucun mariage retrouvé avant 1940	-1,1525 ***		0,7311
<b>Statut d'emploi du père</b>			
Employeur	-0,0105	0,9519	0,9591
<b>Présence recensement 1911</b>			
Famille absente 1911	-0,3933 ***		
<b>Fréquence du patronyme</b>			
15 noms les plus fréquents	-0,1445		
<b>Constante</b>	26,5437		

p<0,001 \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,10 !

1608 individus (905 décès ≥ 40 ans)

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (443 familles)

Dans un autre ordre d'idée, puisque plusieurs études suggèrent l'existence d'une variation des effets des conditions de vie socio-économiques selon le sexe (Gagnon et Bohnert, 2012; Hamil-Luker et O'Rand, 2007; Jarry, 2015; Montez et Hayward, 2011; Preston *et al.*, 1998; Smith *et al.*, 2009; Todd *et al.*, 2017; van den Berg *et al.*, 2009), nous avons voulu vérifier la présence de telles différences dans notre population d'études. Pour y arriver, nous avons considéré le sexe comme variable d'interaction plutôt que simple variable de contrôle. Notre échantillon étant restreint, nous avons préféré cette méthode à l'élaboration de modèles statistiques distincts pour les hommes et les femmes (distribution des effectifs selon le sexe en Annexe G). Le Tableau 7 détaille les risques relatifs de survie individuels des variables d'intérêt et leur interaction avec le sexe (modèle 7) ainsi que ceux des modèles multivariés (modèles 8 et 9). Dans le cas des variables où une interaction est de mise, le terme d'interaction représente le rôle du sexe. En raison de la catégorie de référence pour cette variable, les effets principaux correspondent aux risques relatifs pour les hommes, alors que les risques relatifs pour les femmes s'obtiennent par la multiplication des risques principaux et d'interaction. Par ailleurs, nous présentons ici uniquement les modèles multivariés pour lesquels l'interaction avec le sexe est significative. Au final, seuls l'âge du père en 1901, l'alphabétisation des parents, la profession du père et la profession à l'âge adulte ont des effets distincts selon sexe.

L'alphabétisation des parents est significative seulement chez les femmes (valeur de  $p < 0,05$ ). Celles dont un ou aucun parent ne sait lire ou écrire ont un risque instantané de décéder de 74 % supérieur ( $HR = 1,1068 \times 1,5749 = 1,7424$ ) aux femmes dont les parents sont alphabétisés (modèle 8). Tout comme dans les modèles sans interaction avec le sexe (modèles 4 et 6), ce risque relatif pour les femmes diminue et atteint 1,6727 ( $HR = 1,0260 \times 1,6303$ ) lorsque la profession à l'âge adulte est considérée (modèle 9). À l'inverse, il ne semble pas y avoir de différences significatives en fonction du sexe pour l'âge et la profession du père en 1901. D'une part, avoir un père plus âgé, probablement plus établi dans la vie, confère aux hommes un avantage de survie ; pour chaque année de vie supplémentaire du père, leur risque de décès après l'âge de 40 ans diminue de 2 %. D'autre part, les hommes dont le père est un col blanc ont une mortalité plus faible que leur homologue dont le père est artisan ou ouvrier ( $HR : 0,7619$  et  $0,7912$ ).

Il existe également une modulation de l'effet de la profession à l'âge adulte en fonction du sexe. Cependant, il est difficile d'établir s'il y a absence d'un écart significatif entre les sexes ou bien si l'ampleur de l'effet observé pour les femmes est inférieure à celle des hommes. En considérant un seuil de signification statistique inférieur à 5 % (valeur de  $p < 0,05$ ), cette variable a uniquement un effet pour les hommes occupant une profession de col blanc à l'âge adulte, ceux-ci ayant un risque de décéder inférieur à celui des artisans et des ouvriers ( $HR = 0,6780$ ). Par contre, si ce seuil est inférieur à 10 % (valeur de  $p < 0,10$ ), le risque relatif de décéder des femmes dont le mari est col blanc est à peine moins élevé que celui des artisans et des ouvriers ( $HR = 0,6780 \times 1,4345 = 0,9726$ ), mais somme toute supérieur aux femmes pour la même catégorie. Par ailleurs, contrairement aux modèles sans interaction avec le sexe, les avantages de survie liés à une profession indéterminée ou inconnue à l'âge adulte et, dans une moindre mesure, à l'absence d'un acte de mariage avant 1940 sont désormais non-significatifs tant pour les hommes que pour les femmes.

TABLEAU 7 RISQUES RELATIFS DE DÉCÈS APRÈS 40 ANS, INTERACTION AVEC LE SEXE,  
MONTRÉAL

	(7) Univarié interaction			(8) Multivarié interaction		(9) Multivarié interaction	
	Effet principal	Interaction Sexe	Effet principal du sexe <sup>30</sup>	Effet principal	Interaction Sexe	Effet principal	Interaction Sexe
<b>Âge du père en 1901</b>	0,9862	1,0083	0,4518 *	0,9807 *	1,0133	0,9773 *	1,0155
<b>Année de naissance</b>	0,9834	1,0146	0,0000	0,9854		0,9797	
<b>Sexe</b>							
Femme				0,3455 **		0,3193 **	
Homme				Réf.		Réf.	
<b>Lieu de naissance</b>			0,6001 ***				
Rural	1,0858	0,9461		1,0857		1,1048	
Urbain	Réf.	Réf.		Réf.		Réf.	
Inconnu	0,6675 *	1,8511 *		1,0051		0,8813	
<b>Lieu de naissance des parents</b>			0,5858 ***				
2 parents milieu rural	1,1262	0,9703		1,0188		0,9921	
2 parents milieu urbain	Réf.	Réf.		Réf.		Réf.	
2 parents milieu différent	1,3087 !	1,0631		1,3229 **		1,2951 **	
Inconnu	0,7737	1,4513		0,9839		1,0024	
<b>Type de ménage</b>			0,5780 ***				
Ménage simple (famille nucléaire)	Réf.	Réf.		Réf.		Réf.	
Ménage avec famille ou chambreur(s)	1,1202	1,1480		1,2433 *		1,2869 **	
Ménage avec employé(s)	0,9279	0,9656		0,9614		0,9749	
Statuts multiples	0,6460	21,9490 ***		1,5560		1,5481	
<b>Alphabétisation des parents</b>			0,5876 ***				
2 parents savent lire ou écrire	Réf.	Réf.		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
1 ou aucun parent ne sait lire ou écrire	1,0689	1,3833 !		1,1068	1,5743 *	1,0260	1,6303 *
Inconnu	1,1365	0,7807		1,0768	0,8687	1,0013	0,9008
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>			0,6173 ***				
1er quantile (Moins de 0,7)	1,3181 **	0,8756		1,2000 *		1,2254 **	
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> quantile (0,7 et plus)	Réf.	Réf.		Réf.		Réf.	
Inconnu	0,4908 **	1,6099		0,5640 **		0,5764 **	
<b>Propriété foncière du père</b>			0,5927 ***				
Possède au moins une résidence	0,8694	1,0742		0,9533		0,9285	
<b>Profession du père</b>			0,5717 ***				
Gens d'affaires et commerçants	1,0098	1,0975		1,1117	1,1025	1,1682	1,0495
Cols blancs	0,8046 !	1,1829		0,7619 *	1,2078	0,7912 *	1,1507
Artisans et ouvriers	Réf.	Réf.		Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Indéterminés et inconnus	0,8474	1,0967		0,9113	1,0431	0,9321	1,0238
<b>Profession à l'âge adulte</b>			0,5842 ***				
Gens d'affaires et commerçants	0,9911	1,5089				0,9512	1,6865
Cols blancs	0,6506 **	1,3407				0,6780 **	1,4345 !
Artisans et ouvriers	Réf.	Réf.				Réf.	Réf.
Indéterminés et inconnus	0,8900	0,8266				0,8664	0,7850
Aucun mariage retrouvé avant 1940	0,8964	0,9218				0,9389	0,8770
<b>Statut d'emploi du père</b>			0,5955 ***				
Employeur	0,8810	1,1061		0,9580		0,9666	

p<0,001 \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,10 !

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (443 familles)

<sup>30</sup> La catégorie de référence correspond aux hommes.

## 4.5. DISCUSSION ET CONCLUSION

En résumé, la longévité de notre population d'étude est affectée par de nombreuses caractéristiques illustrant les conditions de vie dans l'enfance ainsi que par le statut socio-économique à l'âge adulte. Il appert que les individus vivant dans un ménage élargi (famille ou chambreurs), résidant dans un logement avec un faible ratio de pièces par personne (moins de 0,7 pièce) ou ayant au moins un parent analphabète ont un désavantage de survie après 40 ans. À l'inverse, la durée de vie observée est plus élevée chez les femmes que chez les hommes, pour les individus dont le père est plus âgé ainsi que pour ceux dont le père occupe une profession de col blanc plutôt qu'un emploi d'artisan ou d'ouvrier.

De plus, contrairement à ce qui a été constaté à l'échelle québécoise, nos résultats ne confirment pas la présence d'un biais de sélection statistiquement significatif. En d'autres termes, nous ne pouvons confirmer l'hypothèse selon laquelle nos modèles statistiques seraient biaisés par l'observation ou non d'un âge au décès après 40 ans pour un individu. Dans le cas de Montréal, ce constat pourrait s'expliquer en partie par le taux d'appariement à un acte de décès supérieur à celui de l'ensemble de l'échantillon (63 % vs 52 %). Néanmoins, ce niveau élevé d'appariement n'explique pas à lui seul l'absence de biais. D'une part, il faut rappeler que nous avons écarté de nos analyses les individus nés entre 1885 et 1890, soit un ensemble de personnes pour lesquelles la mortalité après 40 ans n'était pas représentative de la mortalité de la génération. Conséquemment à cette décision méthodologique, nous avons peut-être écarté des cas touchés par la sélection étant donné le niveau plus faible d'appariement pour cette cohorte (57%). D'autre part, un ratio inverse de Mills non significatif n'implique pas nécessairement une absence de sélection. Comme nous l'avons déjà évoqué, cette situation pourrait s'expliquer par la taille restreinte de notre échantillon ou par les variables instrumentales à notre disposition.

Par ailleurs, bien que l'ensemble de nos résultats soient probants, ce qui attire surtout notre attention sont les différences observées entre les hommes et les femmes. Tout comme [Jarry \(2015\)](#) l'a noté pour l'ensemble du Québec et [Gagnon et Bohnert \(2012\)](#) pour le milieu rural québécois, nous constatons que l'alphabétisation des parents a uniquement un impact sur la durée de vie des femmes alors que la profession du père se révèle jouer surtout un rôle pour les

hommes. Ces différences sont particulièrement intéressantes, puisqu'elles soulignent la possibilité d'un effet indirect sur la longévité en raison d'un lien avec le statut socio-économique atteint à l'âge adulte. Dans le cas présent, il se pourrait que l'alphabétisation des parents agisse comme un facteur de mobilité ou de reproduction sociale chez les femmes alors qu'un mécanisme semblable s'opérerait par le biais de la profession du père chez les hommes. Toutefois, dans le cas présent, cette hypothèse doit être considérée avec précaution, car l'alphabétisation des parents et la profession du père semblent avoir une influence directe sur la longévité. En effet, lorsque la profession à l'âge adulte est introduite dans le modèle, les risques relatifs associés à ces deux variables ne diminuent que très légèrement et demeurent statistiquement significatifs.

Parallèlement, nous observons que la profession à l'âge adulte joue surtout sur la longévité des hommes. Cela pourrait s'expliquer par un risque lié à la profession plutôt que par la présence d'un différentiel socio-économique de mortalité après 40 ans. C'est d'ailleurs ce que suggèrent [Gagnon et al. \(2011\)](#) dans leur étude sur la mobilité sociale et la mortalité des hommes de la région du Saguenay–Lac-Saint-Jean durant l'industrialisation. Il faut dire que la profession exprime non seulement le statut socio-économique d'un individu, mais également ses conditions de travail ; des conditions qui peuvent concourir à l'apparition de certaines maladies et à des accidents de travail ([Elo et al., 2014](#)). Puisque dans nos analyses la profession à l'âge adulte correspond à celle du mari, il serait tout à fait normal que celle-ci n'affecte pas de la même manière la mortalité des femmes, ces dernières n'étant pas directement exposées aux risques rattachés à cet emploi ([Gagnon et Bohnert, 2012](#); [Jarry, 2015](#)).

Outre les pistes soulevées, il est difficile d'expliquer davantage les différences observées selon le sexe. Nonobstant la taille de notre échantillon, la nature même de nos données nous limite dans l'exploration de la question. L'exploitation de données historiques comporte de nombreux avantages, mais aussi certains inconvénients. Certes, elles permettent d'étudier la longévité d'une cohorte éteinte par l'entremise d'informations fiables qui, contrairement aux études similaires basées sur des enquêtes rétrospectives, ne sont pas affectées les biais de mémoire généralement associés aux déclarations a posteriori. Par contre, leur usage nous donne accès à un nombre restreint d'informations qui sont circonscrites à des périodes très précises et

qui sont parfois manquantes ou partielles. D'ailleurs, dans le cas du statut socio-économique à l'âge adulte, nous sommes limités aux informations inscrites dans les actes de mariage contractés avant 1940. Nous n'avons donc aucune donnée sur la vie adulte de ceux pour qui nous n'avons pas retrouvé d'acte de mariage ou dont la profession a été omise dans celui-ci, ce qui représente 46 % des hommes et des femmes de notre échantillon. Compte tenu de cette proportion, il se pourrait que nous sous-estimions l'effet du statut socio-économique à l'âge adulte et, par le fait même, surestimions l'impact des variables associées à l'enfance. Ajoutons également que la profession au moment du mariage n'est que l'une des facettes composant le statut socio-économique à l'âge adulte. Les données disponibles sur les conditions de vie à l'âge adulte étant plus limitées que celles concernant les conditions de vie dans l'enfance, il est nécessaire de rester prudent quant aux effets directs ou indirects de ces caractéristiques sur la longévité. Par exemple, il se peut que les variables touchant aux conditions de début de vie demeurent significatives dans cette étude en présence du statut socioprofessionnel à l'âge adulte simplement parce que celui-ci n'est pas adéquatement mesuré sur une portion suffisante de la population. En somme, nous ne pouvons pas écarter la possibilité que les conditions de vie dans l'enfance affectent de manière indirecte la mortalité après 40 ans.

De plus, sans données complémentaires sur le parcours de vie, il nous est impossible de considérer toutes les dimensions de la relation entre les premières années de vie et la longévité, et de déterminer les mécanismes sous-jacents. Pour l'instant, bien que nos résultats suggèrent principalement la présence d'effets directs sur la durée de vie, nous ne pouvons pas établir si ces liens sont réellement directs et s'ils relèvent ou non du modèle de la période critique. N'ayant pas d'indices additionnels sur les mécanismes en cause, il nous est également difficile de mieux comprendre les variations décelées entre les hommes et les femmes, à savoir ce qui relève ou non du parcours de vie et de la biologie. Qui plus est, les résultats contradictoires disponibles dans la littérature ne simplifient en rien l'interprétation de ces variations en fonction du sexe. Alors que des études suggèrent une incidence plus importante du statut socio-économique sur la mortalité des hommes, d'autres observent exactement l'inverse ou ne dénotent tout simplement aucune différence (Hamil-Luker et O'Rand, 2007; Shen et Zeng, 2014). Toutefois, nous devons garder en tête que la diversité des résultats observés pourrait découler du type de

données utilisées (données historiques, enquêtes prospectives ou rétrospectives), des fenêtres d'observations retenues et de variations sociohistoriques ou géographiques.

Néanmoins, des études semblables à la nôtre, du point vu du type de données et du contexte sociohistorique, peuvent nous éclairer. Tout comme les travaux de [Jarry \(2015\)](#) et de [Gagnon et Bohnert \(2012\)](#), que nous avons déjà abondamment cités, l'étude de [Preston \*et al.\* \(1998\)](#), sur la survie aux grands âges des Africains-Américains nés aux États-Unis au tournant du 20<sup>e</sup> siècle, apporte certaines pistes d'interprétations. Les auteurs constatent une probabilité de survivre au-delà de l'âge de 85 ans plus élevée chez les hommes ayant grandi sur une ferme, mais pas chez les femmes. Selon eux, cet avantage masculin s'expliquerait par la persistance du milieu de vie à l'âge adulte ainsi que par les risques associés à la profession future. Les hommes élevés à la ferme seraient moins susceptibles d'habiter en milieu urbain plus tard dans leur vie et auraient plus de chance de devenir fermier, soit un métier pour lequel les taux de mortalité sont inférieurs à la moyenne. À l'inverse, la persistance à l'âge adulte des conditions de vie dans l'enfance serait moins importante chez les femmes, que ce soit à cause des occasions de mobilité sociale liées au mariage ou en raison de la propension de celles-ci à migrer vers la ville pour trouver du travail ([Gagnon et Bohnert, 2012](#)). Même si ces explications sont difficilement transposables à un contexte exclusivement urbain, elles témoignent que la durée de vie peut être influencée par des mécanismes de mobilité ou de reproduction sociale différents selon le sexe.

Malgré l'absence d'informations supplémentaires sur les conditions de vie à l'âge adulte, un échantillon de plus grande taille nous permettrait de peaufiner nos modèles. Nous serions alors en mesure d'analyser de manière distincte la survie des hommes et des femmes après 40 ans. De plus, nous pourrions considérer uniquement les individus mariés, ce qui permettrait d'observer, plus précisément, l'effet du statut socio-économique à l'âge adulte et de faire abstraction de l'impact probable du statut matrimonial sur la longévité ([van den Berg et Gupta, 2015](#)).

## DISCUSSION GÉNÉRALE

De façon générale, l'objectif de ce mémoire consistait à vérifier, pour une cohorte née en milieu urbain, si la survie après l'âge de 40 ans était influencée par l'exposition à certaines conditions de vie dans l'enfance. C'est à l'aune d'un survol de la littérature et d'une meilleure connaissance des conditions de vie des Montréalais de la fin du 19<sup>e</sup> siècle que nous avons élaboré les modèles statistiques présentés dans cette recherche. En nous appuyant sur les microdonnées du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois, nous avons pu mesurer les liens entre les caractéristiques du ménage d'origine, le statut socio-économique à l'âge adulte et la longévité des Montréalais franco-catholiques nés entre 1891 et 1901.

Bien que les données censitaires soient une source considérable de renseignements sur la composition, les caractéristiques et le milieu de vie des ménages, elles ne nous ont évidemment pas permis de faire état de toute la complexité des liens reliant l'enfance et la mortalité subséquente ainsi que de la pluralité des conditions de vie et des inégalités qui ont affecté les familles montréalaises à l'aube du 20<sup>e</sup> siècle. Néanmoins, par leur utilisation, il nous a été possible d'examiner la longévité en fonction de variables mesurées dans l'enfance et éprouvées par de nombreux chercheurs : la profession du père, l'éducation des parents, la composition du ménage et le ratio du nombre de pièces par personne dans le logement. De plus, grâce aux informations sur la profession occupée par l'époux dans les actes de mariage, nous avons également été en mesure de considérer l'effet du statut socio-économique à l'âge adulte.

Au final, nous avons constaté un avantage de survie lié à la profession de col blanc, aussi bien en ce qui concerne la profession du père dans l'enfance que celle occupée à l'âge adulte. En contrepartie, avoir un parent analphabète, grandir dans un logement densément peuplé ou dans un ménage élargi confère plutôt un désavantage de survie après 40 ans. Période critique ou accumulation des risques ? Dans le cas présent, n'ayant pas toute l'information sur le parcours de vie de notre population d'étude, il est difficile de déterminer les mécanismes en causes.

À première vue, nos résultats suggèrent que les conditions dans les premières années de la vie ont essentiellement un effet direct sur longévité, que l'ajout de la profession à l'âge adulte

dans les modèles ne conduisait pas à une diminution significative des effets mesurés pour les variables portant sur le début de vie. Cependant, il est fort à parier que l'influence de cette variable à l'âge adulte est sous-estimée dans nos modèles, car celle-ci ne résume pas à elle seule l'entièreté des conditions de vie à l'âge adulte et reflète essentiellement le statut socio-économique au moment du mariage. Ajoutons à cela que les différences relevées entre les hommes et les femmes en ce qui a trait aux effets de la profession du père et de l'alphabétisation des parents laissent présager l'existence d'un lien indirect avec la durée de vie, en raison de leur rôle respectif probable sur le statut socio-économique futur.

De plus, il faut garder en tête que la profession à l'âge adulte est uniquement connue pour les individus dont le mariage au Québec a été enregistré avant 1940 et retrouvé, et pour lesquels cette information était disponible dans l'acte de mariage, ce qui représente seulement 54 % de l'échantillon. En effet, bien que nous ayons trouvé un acte de mariage pour 69% de nos individus, la profession à l'âge adulte s'avère être « indéterminée ou inconnue » pour 15% d'entre eux, ce qui représente 21% des femmes et hommes mariés (voir Annexe E). En plus de cette absence d'information et malgré un taux d'appariement appréciable, il appert que le nombre de personnes mariées est sous-évalué dans notre base de données. Selon les estimations de [Gauvreau et Laplante \(2016\)](#) sur le célibat définitif, 18 % des femmes et 10 % des hommes franco-catholiques nés entre 1901 et 1910 étaient toujours célibataires à l'âge de 50 ans. Par conséquent, en regard à ces données portant sur l'ensemble du Québec, nous aurions dû trouver un mariage avant 1940 pour au moins 80 % des individus décédés après l'âge de 50 ans, soit une proportion supérieure aux 69% effectivement observés dans notre échantillon (voir Annexe H).

Dans un autre ordre d'idée, contrairement à ce que laissait présager notre note de recherche (chapitre 3), les données à l'échelle montréalaise ne semblent pas induire de biais de sélection statistiquement significatif dans nos analyses, puisque le ratio inverse de Mills, lorsqu'introduit dans le modèle de Cox, n'était pas significatif. Cela n'est sûrement pas étranger à la probabilité plus élevée de trouver un acte de décès pour les personnes résidant dans la grande région montréalaise. Rappelons que ces probabilités de jumelage étaient inférieures pour toutes les autres régions du Québec et, plus particulièrement, pour celles dites éloignées et limitrophes à

l'Ontario et aux États-Unis. Il faut aussi dire que nous avons exclu de nos modèles sur Montréal les individus issus de familles monoparentales et ceux nés avant 1891. Ces deux groupes étaient probablement plus affectés que la moyenne par la sélection, non seulement à cause d'un appariement aux actes de décès plus difficile, mais également, dans le cas de la génération 1885-1890, pour une question de critères d'échantillonnage. En effet, en construisant notre base de données autour des ménages dont tous les enfants étaient âgés de 15 ans ou moins en 1901, plutôt qu'à partir des ménages composés minimalement d'enfants de 15 ans ou moins, certaines années de naissance sont vraisemblablement sous-représentées dans les données.

Toutefois, un ratio inverse de Mills non significatif ne veut pas nécessairement dire une absence de sélection dans l'échantillon montréalais. Il ne serait pas impossible que notre modèle de régression probit à partir duquel est calculé le ratio inverse de Mills soit affecté par la petitesse de l'échantillon et par l'absence d'une variable instrumentale adéquate. À la différence de [Gagnon et Bohnert \(2012\)](#) et de [Jarry \(2015\)](#), qui se sont essentiellement basés sur les résultats mis de l'avant au chapitre 3, nous n'avons pu identifier pour Montréal de variables instrumentales captant bien ce phénomène, c'est-à-dire une variable expliquant la probabilité de trouver un décès après 40 ans, mais n'ayant aucune incidence sur la survie aux grands âges. En délimitant notre sujet d'étude à une ville en particulier, il nous était impossible d'utiliser la région de résidence comme variable instrumentale, à l'instar des études portant sur l'ensemble du Québec. De plus, dans le cas présent, la fréquence du patronyme ne s'est pas avérée être un bon indicateur de la chance de dénicher, ou non, un âge au décès. Au final, une seule de nos deux variables instrumentales s'est révélée être statistiquement significative, soit le fait, ou non, d'avoir retrouvé le ménage dans le recensement canadien de 1911.

Au-delà de l'apport général aux connaissances sur les déterminants dans l'enfance de la longévité de la population québécoise, cette recherche se distingue par son choix d'étudier le milieu urbain. En ciblant la plus grande ville du Québec, nous avons pu faire abstraction des caractéristiques du monde rural, notamment la profession de fermier, qui par leur prédominance peuvent camoufler, en tout ou en partie, l'influence d'autres caractéristiques. De plus, nous avons été en mesure d'explorer les effets de la composition du ménage d'origine et de la densité à l'intérieur du logement, soit deux variables encore peu exploitées dans les recherches sur le

Québec. Si nos résultats concernant la promiscuité sont en phase avec la littérature, les effets observés pour le type de ménage sont plus difficilement comparables. Outre la présence ou non des deux parents, peu d'études se sont intéressées aux effets de la composition des ménages sur la longévité. Cela dit, nos observations sur la survie après 40 ans sont conséquentes avec les constats de [Preston et Haines \(1991\)](#) sur la mortalité infantile aux États-Unis à la fin du 19<sup>e</sup> siècle, où la probabilité de mourir avant l'âge d'un an est plus faible pour les nourrissons issus de ménages avec un domestique et, à l'inverse, plus élevée pour les bambins de ménages ayant des pensionnaires. Un lien similaire avec la longévité est tout à fait plausible. [Preston et al. \(1998\)](#) font un parallèle entre les résultats obtenus dans le cadre de leurs analyses sur les déterminants dans l'enfance de la survie aux grands âges et ceux de l'étude précédemment citée sur la mortalité infantile ; pour une même population, les variables associées à une probabilité de survie moins élevée entre l'âge de 8 ans et de 85 ans sont les mêmes que celles liées à la probabilité de mourir avant l'âge d'un an.

Par ailleurs, puisque cette étude porte sur le milieu urbain, nous ne pouvons passer sous silence ici la recherche similaire de [Quevillon \(2011\)](#) sur la Ville de Québec. Jusqu'à présent, bien que nous ayons exposé les conclusions de cette dernière dans notre revue de la littérature (chapitre 1), nous nous sommes abstenus de faire toute comparaison avec cette étude pour des raisons de comparabilité des résultats liées à une catégorisation différente des variables d'intérêt.

Ceci étant dit, comme nous l'avons mentionné dans la première section de ce mémoire, avoir un père occupant un emploi d'ouvrier spécialisé et grandir dans un ménage élargi à d'autres membres de la famille et des personnes non apparentées confère un avantage de survie après 40 ans pour les enfants résidant à Québec en 1901. [Quevillon \(2011\)](#) souligne également l'existence d'un avantage de survie non significatif pour les enfants de cols blancs, mais inférieur à celui observé pour les enfants d'ouvriers spécialisés. Cela dit, dans le cas précédent, la catégorie « col blanc » inclut des professions que nous avons, de notre côté, associées aux « gens d'affaires et commerçants »<sup>31</sup>, catégorie pour laquelle nous avons remarqué une durée de vie inférieure à

---

<sup>31</sup> Rappelons ici que nous avons choisi de distinguer ces deux catégories pour des raisons sociohistoriques (voir chapitre 2, section 2.2.2). De plus, dans le cadre d'analyses qui ne sont pas présentées dans ce mémoire, nous avons testé plusieurs

celle des « artisans et ouvriers ». Ajoutons qu'à l'inverse de cette étude, nous n'avons pas distingué les « ouvriers spécialisés » et les « journaliers ». En ce sens, les différences de résultats entre Québec et Montréal ne sont ni surprenantes ni contradictoires. À l'opposé, en ce qui concerne les effets du type de ménage sur la durée de vie, les directions de nos risques relatifs ne correspondent pas à ce qui a été constaté à l'échelle de la Ville de Québec. Cependant, il est impossible de dire si ces divergences sont bien réelles, puisque pour Québec, les ménages incluant des employés ont été regroupés dans la même catégorie que les ménages avec familles, chambreurs, logeurs ou pensionnaires.

Toujours dans l'optique de ce qui n'a pas été abordé dans le chapitre précédent, nous sommes étonnés par l'influence de l'une de nos variables de contrôle sur la durée de vie, soit le milieu d'origine des parents. Initialement utilisé pour considérer les impacts négatifs à long terme d'une migration récente en provenance du milieu rural sur le statut socio-économique familial, nous avons été surpris de constater le désavantage de survie associé à des parents originaires de milieu différent (c.-à-d. urbain vs rural). En effet, leur mortalité après 40 ans est d'environ 30 % supérieure en terme de risques relatifs à celui de leurs homologues dont les deux parents sont nés en milieu urbain (HR : 1,2951 à 1,3617 ; valeur de  $p < 0,01$ ). Certes, ce lien pourrait s'expliquer en partie par un accès plus difficile à certaines professions plus élevées dans l'échelle socio-économique pour les migrants des campagnes (Gauvreau et Olson, 2008). Cependant, cette hypothèse ne concorde pas avec les risques relatifs observés pour les individus dont les deux parents proviennent du milieu rural. Bien que leur direction suggère parfois un désavantage de survie après l'âge de 40 ans, ces risques s'avèrent non significatifs et d'une ampleur de loin inférieure à ce qui a été relevé pour les personnes dont les parents sont issus de milieux différents (HR : 0,9921 à 1,1066 ; valeur de  $p > 0,10$ ). De plus, contrairement à ce que nous avons remarqué pour cette dernière catégorie, l'effet négatif associé à deux parents originaires de la campagne s'estompe lorsque le modèle intègre l'ensemble des variables dans l'enfance, dont la profession du père ; le risque relatif passant alors de 1,1066 à 1,0211. Ajoutons également qu'un effet concernant le milieu de provenance des parents est uniquement observé

---

catégorisations concernant la profession du père. Celles qui ne distinguaient pas les commerçants des cols blancs n'avaient presque aucun effet sur la longévité, tant en ce qui concerne l'ampleur du risque que le niveau de signification statistique.

lorsque le milieu du père et de la mère sont regroupés au sein d'une même variable (voir Annexe I). Alors, qu'est-ce qui explique ce résultat ? Cette variable pourrait-elle faire figure de variable intermédiaire ? Se pourrait-il que les effets observés soient en réalité ceux d'une variable explicative non considérée dans nos modèles ? Étant donné l'ampleur des risques relatifs et leurs niveaux de signification statistique, il serait pertinent de creuser davantage cette question dans de futures recherches.

Au-delà de l'exploration plus approfondie de l'influence du milieu de naissance des parents, il serait intéressant de considérer d'autres variables dans l'enfance, comme le quartier de résidence et la connaissance qu'a le chef de ménage de la langue anglaise ; deux aspects qui se sont avérés avoir un effet significatif sur la longévité dans l'étude de [Quevillon \(2011\)](#). D'ailleurs, nous avons dans un premier temps examiné les impacts de ces variables sur la durée de vie, mais avons rapidement laissé tomber celles-ci afin d'être plus concis dans nos analyses. Dans un autre ordre d'idée, ayant accès à peu d'information sur les conditions de vie à l'âge adulte de notre population d'étude, il serait aussi pertinent d'exploiter les renseignements issus des actes de mariage et de décès. Par exemple, un peu comme l'a fait [Bilodeau Bertrand \(2014\)](#) avec la région de résidence au décès, le lieu de résidence au mariage et au décès pourrait être considéré afin d'examiner si la persistance du milieu à l'âge adulte et en fin de vie affecte l'effet des variables dans l'enfance.

Pour conclure, il serait plus que pertinent d'accroître notre échantillon dans le but de pousser plus loin nos analyses concernant le sexe et le statut socio-économique à l'âge adulte. Un sur-échantillonnage du recensement de 1901 étant sans doute irréaliste, il serait plus à propos d'étendre les recherches à l'ensemble des villes québécoises comptant plus de 5 000 habitants à cette époque, telles que Québec, Sherbrooke, Trois-Rivières, St-Hyacinthe, Valleyfield et Lachine. Avec un échantillon de plus grande taille, nous pourrions établir des modèles distincts pour les hommes et pour les femmes et cibler uniquement les personnes pour lesquelles un acte de mariage a été retrouvé au Québec avant 1940. Nous serions alors en mesure de creuser la question du statut socio-économique à l'âge adulte tout en écartant les effets probables du statut matrimonial sur la survie aux grands âges ([van den Berg et Gupta, 2015](#)). De plus, des analyses

circonscrites aux gens mariés permettraient d'exclure partiellement les impacts liés à l'appariement ou non de chaque individu à un acte de mariage.

## BIBLIOGRAPHIE

- Alter, G., Oris, M. et Broström, G. (2001). The Family and Mortality: A Case Study from Rural Belgium. *Annales de démographie historique*, 101(1), 11-31.
- Baillargeon, D. (2004). *Un Québec en mal d'enfants : la médicalisation de la maternité, 1910-1970*. Montréal : Montréal : Éditions du Remue-ménage.
- Baranowska-Rataj, A., Barclay, K. et Kolk, M. (2017). The effect of number of siblings on adult mortality: Evidence from Swedish registers for cohorts born between 1938 and 1972. *Population Studies*, 71(1), 43-63.
- Barker, D.J.P. (1995). Fetal Origins Of Coronary Heart Disease. *BMJ: British Medical Journal*, 311(6998), 171-174.
- Base de données sur la longévité canadienne. (2008). *Décès du Québec répartis par triangles de Lexis*. [Université de Montréal. Récupéré de [http://www.prdh.umontreal.ca/BDLC/data/que/Deaths\\_1x1.txt](http://www.prdh.umontreal.ca/BDLC/data/que/Deaths_1x1.txt)
- Baskerville, P. (2001). Home Ownership and Spacious Homes: Equity under Stress in Early-Twentieth-Century Canada. *Journal of Family History*, 26(2), 272-288.
- Baskerville, P. et Sager, E.W. (1998). *Unwilling idlers the urban unemployed and their families in late Victorian Canada*. Toronto : Toronto University of Toronto Press.
- Beaujot, R. (2000). Les deux transitions démographiques du Québec, 1860-1996. *Cahiers québécois de démographie*, 29(2), 201-230.
- Ben-Shlomo, Y. et Kuh, D. (2002). A life course approach to chronic disease epidemiology: conceptual models, empirical challenges and interdisciplinary perspectives. *Int J Epidemiol*, 31(2), 285-293.
- Bengtsson, T. et Broström, G. (2008). Inheritance, Environment, and Mortality in Older Ages, Southern Sweden, 1813–1894. Dans T. Bengtsson et G. P. Mineau (dir.), *Kinship and Demographic Behavior in the Past* (p. 185-201). Dordrecht : Springer Netherlands.
- Bengtsson, T. et Broström, G. (2009). Do conditions in early life affect old-age mortality directly and indirectly? Evidence from 19th-century rural Sweden. *Soc Sci Med*, 68(9), 1583-1590.
- Bengtsson, T. et Lindstrom, M. (2000). Childhood misery and disease in later life: the effects on mortality in old age of hazards experienced in early life, southern Sweden, 1760-1894. *Popul Stud (Camb)*, 54(3), 263-277.
- Bengtsson, T. et Lindstrom, M. (2003). Airborne infectious diseases during infancy and mortality in later life in southern Sweden, 1766-1894. *Int J Epidemiol*, 32(2), 286-294.
- Bengtsson, T. et van Poppel, F. (2011). Socioeconomic inequalities in death from past to present: An introduction. *Explorations in Economic History*, 48(3), 343-356.
- Berk, R.A. (1983). An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data. *American Sociological Review*, 48(3), 386-398.

- Bilodeau Bertrand, M. (2014). *L'influence sur la longévité de l'exposition très tôt dans la vie à une épidémie au Québec à la fin du XIXe siècle*. (Mémoire). Université de Montréal, Montréal.
- Blackburn, M.-È., Bourbeau, R. et Desjardins, B. (2004). Hérité et longévité au Québec ancien. *Cahiers québécois de démographie*, 33(1), 9-28.
- Blanchard, R. (1953). *L'Ouest du Canada français, «Province de Québec», tome I, Montréal et sa région*.
- Bouchard, G. (1996). *Tous les métiers du monde le traitement des données professionnelles en histoire sociale*. Numéro 000365153. Sainte-Foy : Presses de l'Université Laval.
- Bourbeau, R. (2002). L'effet de la « sélection d'immigrants en bonne santé » sur la mortalité canadienne aux grands âges. *Cahiers québécois de démographie*, 31(2), 249-274.
- Bourbeau, R., Légaré, J. et Émond, V. (1997). *Nouvelles tables de mortalité par génération au Canada et au Québec, 1801-1991*. Statistique Canada, Division de la démographie.
- Bourbeau, R. et Smuga, M. (2003). La baisse de la mortalité: les bénéfices de la médecine et du développement. Dans C. L. Bourdais et V. Piché (dir.), *La démographie québécoise: enjeux du XXIe siècle* (p. 24). Montréal : Presses de l'Université de Montréal.
- Bradbury, B. (1995). *Familles ouvrières à Montréal âge, genre et survie quotidienne pendant la phase d'industrialisation*. Montréal : Montréal Boréal.
- Bruckner, T.A. et Catalano, R.A. (2009). Infant mortality and diminished entelechy in three European countries. *Social Science & Medicine*, 68(9), 1617-1624.
- Burke, S.D.A. (2007). Transitions in Household and Family Structure: Canada in 1901 and 1991. Dans *Household Counts: Household Counts: Canadian Households and Families in 1901* (p. 17-58). University of Toronto Press.
- Cain, L. et Hong, S.C. (2009). Survival in 19th Century Cities: The Larger the City, the Smaller Your Chances. *Explor Econ Hist*, 46(4), 450-463.
- Campbell, C.D. et Lee, J.Z. (2009). Long-term mortality consequences of childhood family context in Liaoning, China, 1749-1909. *Soc Sci Med*, 68(9), 1641-1648.
- Choko, M.-H. (1980). *Crises du logement a montreal (1860-1939)*. Montréal : Montréal Editions coopératives A. Saint-Martin.
- Coggon, D., Barker, D.J.P., Inskip, H. et Wield, G. (1993). Housing in Early Life and Later Mortality. *Journal of Epidemiology and Community Health* (1979-), 47(5), 345-348.
- Condran, G.A. et Crimmins, E. (1980). Mortality differentials between rural and urban areas of states in the northeastern United States 1890–1900. *Journal of Historical Geography*, 6(2), 179-202.
- Copp, T. (1978). *Classe ouvriere et pauvreté les conditions de vie des travailleurs montrealais, 1897-1929*. Montréal : Montréal Boréal Express.

- Crimmins, E.M. et Finch, C.E. (2006). Infection, inflammation, height, and longevity. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 103(2), 498-503.
- Dagenais, M. et Durand, C. (2006). Cleansing, draining, and sanitizing the city: Conceptions and uses of water in the Montreal region. *Canadian Historical Review*, 87(4), 621-651.
- Davey Smith, G. et Lynch, J. (2004). Life course approaches to socioeconomic differentials in health. Dans D. Kuh, Y. Ben-Shlomo et E. Susser (dir.), *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology* (2 éd.). Oxford : Oxford University Press.
- Dedman, D.J., Gunnell, D., Smith, G.D. et Frankel, S. (2001). Childhood housing conditions and later mortality in the Boyd Orr cohort. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55, 10-15.
- Elo, I. et Preston, S. (1992). Effects of early-life conditions on adult mortality: a review. *Popul Index*, 58(2), 186-212.
- Elo, I.T., Martikainen, P. et Myrskylä, M. (2014). Socioeconomic status across the life course and all-cause and cause-specific mortality in Finland. *Soc Sci Med*, 119, 198-206.
- Finch, C.E. et Crimmins, E.M. (2004). Inflammatory Exposure and Historical Changes in Human Life-Spans. *Science*, 305(5691), 1736-1739.
- Fogel, R.W. (1994). *The relevance of Malthus for the study of mortality today : long-run influences on health, mortality, labor force participation and population growth / Robert W.Fogel*. Cambridge, Mass : National Bureau of Economic Research.
- Forsdahl, A. (1977). Are Poor Living Conditions in Childhood and Adolescence an Important Risk Factor for Arteriosclerotic Heart Disease? *British Journal of Preventive and Social Medicine*, 31(2), 91-95.
- Gagnon, A., Acosta, E., Hallman, S., Bourbeau, R., Dillon, L.Y., Ouellette, N., . . . Lipkin, I.W. (2018). Pandemic Paradox: Early Life H2N2 Pandemic Influenza Infection Enhanced Susceptibility to Death during the 2009 H1N1 Pandemic. *mBio*, 9(1).
- Gagnon, A., Beise, J. et Vaupel, J.W. (2005). Genome-wide identity-by-descent sharing among CEPH siblings. *Genet Epidemiol*, 29(3), 215-224.
- Gagnon, A. et Bohnert, N. (2012). Early life socioeconomic conditions in rural areas and old-age mortality in twentieth-century Quebec. *Soc Sci Med*, 75(8), 1497-1504.
- Gagnon, A. et Mazan, R. (2009). Does exposure to infectious diseases in infancy affect old-age mortality? Evidence from a pre-industrial population. *Soc Sci Med*, 68(9), 1609-1616.
- Gagnon, A., Miller, M.S., Hallman, S.A., Bourbeau, R., Herring, D.A., Earn, D.J.D. et Madrenas, J. (2013). Age-Specific Mortality During the 1918 Influenza Pandemic: Unravelling the Mystery of High Young Adult Mortality. *PLoS ONE*, 8(8).
- Gagnon, A., Tremblay, M., Vézina, H. et Seabrook, J. (2011). Once were farmers: Occupation, social mobility, and mortality during industrialization in Saguenay-Lac-Saint-Jean, Quebec 1840–1971. *Explorations in Economic History*, 48(3), 429-440.

- Gagnon, R. (2006). *Questions d'égouts : santé publique, infrastructures et urbanisation à Montréal au XIXe siècle*. Montréal : Montréal : Boréal.
- Galobardes, B., Davey Smith, G. et Lynch, J.W. (2006). Systematic review of the influence of childhood socioeconomic circumstances on risk for cardiovascular disease in adulthood. *Ann Epidemiol*, 16(2), 91-104.
- Galobardes, B., Lynch, J.W. et Davey Smith, G. (2004). Childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality in adulthood: systematic review and interpretation. *Epidemiol Rev*, 26, 7-21.
- Galobardes, B., Lynch, J.W. et Davey Smith, G. (2008). Is the association between childhood socioeconomic circumstances and cause-specific mortality established? Update of a systematic review. *J Epidemiol Community Health*, 62(5), 387-390.
- Gaumer, B. et Authier, A. (1996). Différentiations spatiales et ethniques de la mortalité infantile: Québec 1885 - 1971. *Annales de démographie historique*, 269-291.
- Gauvreau, D. (2001). « Rats des villes et rats des champs » : populations urbaines et populations rurales du Québec au recensement de 1901. *Cahiers québécois de démographie*, 30(2), 171-190.
- Gauvreau, D., Gervais, D. et Gossage, P. (2007). *La fécondité des Québécoises, 1870-1970 : d'une exception à l'autre*. Montréal : Boréal.
- Gauvreau, D. et Gossage, P. (2000). Avoir moins d'enfants au tournant du XXe siècle : une réalité même au Québec. *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 54(1), 39-65.
- Gauvreau, D., Gossage, P. et Gingras, L. (2000). Measuring Fertility with the 1901 Canadian Census: A Critical Assessment. *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 33(4), 219-228.
- Gauvreau, D. et Laplante, B. (2016). Le baby-boom québécois : l'importance du mariage. *Cahiers québécois de démographie*, 45(1), 1-26.
- Gauvreau, D. et Olson, S. (2008). Mobilité sociale dans une ville industrielle nord-américaine : Montréal, 1880-1900. *Annales de démographie historique*, 115(1), 114.
- Gavrilov, L.A. et Gavrilova, N.S. (2001). Étude biodémographique des déterminants familiaux de la longévité humaine. *Population (French Edition)*, 56(1/2), 225-251.
- Gilliland, J. et Olson, S. (1998). Claims on Housing Space in Nineteenth-Century Montreal. *Urban History Review*, 26(2), 3-16.
- Griffin, R.M., Hayward, A.D., Bolund, E., Maklakov, A.A., Lummaa, V. et Gaillard, J.M. (2018). Sex differences in adult mortality rate mediated by early-life environmental conditions. *Ecology Letters*, 21(2), 235-242.
- Guérard, F. (1996). *Histoire de la santé au Québec*. Montréal : Boréal Montréal.
- Hallman, S. et Gagnon, A. (2014). Does Exposure to Influenza Very Early in Life Affect Mortality Risk during a Subsequent Outbreak? The 1890 and 1918 Pandemics in Canada. Dans *Modern Environments and Human Health* (p. 123-135). John Wiley & Sons, Inc.

- Hamil-Luker, J. et O'Rand, A.M. (2007). Gender differences in the link between childhood socioeconomic conditions and heart attack risk in adulthood. *Demography*, 44(1), 137-158.
- Hanna, D. et Dufaux, F. (2002). *Montreal : a rich tradition in medium density housing*. Ottawa : Canada Mortgage and Housing Corporation.
- Hayward, A.D., Rigby, F.L. et Lummaa, V. (2016). Early-life disease exposure and associations with adult survival, cause of death, and reproductive success in preindustrial humans. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 113(32), 8951-8956.
- Hayward, M.D. et Gorman, B.K. (2004). The Long Arm of Childhood: The Influence of Early-Life Social Conditions on Men's Mortality. *Demography*, 41(1), 87-107.
- Heckman, J.J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Institut de la statistique du Québec. (2016). *Le bilan démographique du Québec. Édition 2016*. Québec : Institut de la statistique du Québec.
- Jarry, V. (2015). *Analyse des facteurs biodémographiques, socioéconomiques et familiaux de la longévité exceptionnelle*. (Thèse). Université de Montréal, Montréal.
- Jarry, V., Gagnon, A. et Bourbeau, R. (2013a). Maternal age, birth order and other early-life factors: a family-level approach to exploring exceptional survival. *Vienna Yearbook of Population Research*, 11, 267-294.
- Jarry, V., Gagnon, A. et Bourbeau, R. (2013b). Survival advantage of siblings and spouses of centenarians in 20th-century Quebec. *Canadian Studies in Population*, 39(3), 67-78.
- Juárez, S.P., Goodman, A. et Koupil, I. (2016). From cradle to grave: tracking socioeconomic inequalities in mortality in a cohort of 11 868 men and women born in Uppsala, Sweden, 1915–1929. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 70, 569-575.
- Kermack, W.O., McKendrick, A.G. et McKinlay, P.L. (1934). Death-rates in Great Britain and Sweden: Expression of Specific Mortality Rates as Products of Two Factors, and some Consequences thereof. *J Hyg (Lond)*, 34(4), 433-457.
- Kilpi, F., Silventoinen, K., Konttinen, H. et Martikainen, P. (2017). Early-life and adult socioeconomic determinants of myocardial infarction incidence and fatality. *Social Science & Medicine*, 177, 100-109.
- Kuh, D. et Ben-Shlomo, Y. (2004). Introduction. Dans D. Kuh, Y. Ben-Shlomo et E. Susser (dir.), *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology* (2 éd.). Oxford : Oxford University Press.
- Kuh, D., Ben-Shlomo, Y. et Susser, E. (2004). *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology* (2 éd.). Oxford : Oxford University Press.
- Kuh, D. et Davey Smith, G. (2004). The life course and adult chronic disease: an historical perspective with particular reference to coronary heart disease. Dans D. Kuh, Y. Ben-Shlomo et E. Susser (dir.), *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology* (2 éd.). Oxford : Oxford University Press.

- Kuh, D., Power, C., Blane, D. et Bartley, M. (2004). Socioeconomic pathways between childhood and adult health. Dans D. Kuh, Y. Ben-Shlomo et E. Susser (dir.), *A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology* (2 éd.). Oxford : Oxford University Press.
- Lamonde, Y. (1982). *La culture ouvrière à Montréal (1880-1920) : bilan historiographique*. Québec : Québec Institut québécois de recherche sur la culture.
- Linteau, P.-A. (2000). *Histoire de Montréal depuis la Confédération* (2e éd. augm. éd.). Montréal : Montréal Boréal.
- Lynch, J.W., Kaplan, G.A., Cohen, R.D., Wilson, T.W., Smith, N.L., Kauhanen, J. et Salonen, J.T. (1994). Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland. *The Lancet*, 343(8896), 524-527.
- Marcoux, R. et St-Hilaire, M. (2001). Transition démographique et urbanisation au Québec à la fin du XIXe siècle et au début du XXe siècle. *Cahiers québécois de démographie*, 30(2), 165-170.
- Mazan, R. et Gagnon, A. (2007). Influence des facteurs familiaux et environnementaux sur la longévité au Québec ancien. *Population*, 62(2), 315-338.
- McCann, L., Buck, I. et Heggen, O. (2007a). Family geographies: A national perspective. Dans E. W. Sager et P. A. Baskerville (dir.), *Household counts: Canadian households and families in 1901* (p. 110-127). University of Toronto Press Toronto.
- McCann, L., Buck, I. et Heggen, O. (2007b). Family Geographies: Montreal, Canada's Metropolis. Dans E. W. Sager et P. A. Baskerville (dir.), *Household counts: Canadian households and families in 1901* (p. 180-194). University of Toronto Press.
- McInnis, M. (2000). The Population of Canada in the Nineteenth Century. Dans M. R. Haines et R. H. Steckel (dir.), *Population History of North America* (p. 371). Cambridge : Cambridge University Press.
- Montez, J.K. et Hayward, M.D. (2011). Early Life Conditions and Later Life Mortality. Dans R. G. Rogers et E. M. Crimmins (dir.), *International Handbook of Adult Mortality* (p. 187-206). Dordrecht : Springer Netherlands.
- Myrskylä, M. (2010). The relative effects of shocks in early-and later-life conditions on mortality. *Population and Development Review*, 36(4), 803-829.
- Næss, Ø., Claussen, B. et Smith, G.D. (2007). Housing conditions in childhood and cause-specific adult mortality: The effect of sanitary conditions and economic deprivation on 55,761 men in Oslo. *Scandinavian Journal of Public Health*, 35(6), 570-576.
- O'Rand, A.M. et Hamil-Luker, J. (2005). Processes of cumulative adversity: childhood disadvantage and increased risk of heart attack across the life course. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci*, 60 Spec No 2, 117-124.
- Olson, S. et Thornton, P. (2001). La croissance naturelle des Montréalais au XIXe siècle. *Cahiers québécois de démographie*, 30(2), 191-230.
- Olson, S. et Thornton, P. (2011). *Peopling the North American city : Montreal, 1840-1900*. Numéro 001161399. Montreal : McGill-Queen's University Press.
- Ornstein, M. (2000). Analysis of household samples: the 1901 census of Canada. *Hist Methods*, 33(4), 195-198.

- Parizeau, G. (1975). *La société canadienne-française au XIXe siècle essais sur le milieu*. Montréal : Montréal Fides.
- Pelletier, F., Légaré, J. et Bourbeau, R. (1997). Mortality in Quebec During the Nineteenth Century: From the State to the Cities. *Population Studies*, 51(1), 93-103.
- Perls, T.T., Wilmoth, J., Levenson, R., Drinkwater, M., Cohen, M., Bogan, H., . . . Puca, A. (2002). Life-long sustained mortality advantage of siblings of centenarians. *Proc Natl Acad Sci U S A*, 99(12), 8442-8447.
- Pilon-Marien, L., Gagnon, A., Desjardins, B. et Bourbeau, R. (2009). Conditions de vie durant l'enfance et longévité : évaluation d'une base de données créée à partir du recensement canadien de 1901 et de l'état civil québécois1. *Cahiers québécois de démographie*, 38(1), 171-191.
- Pressat, R. (1983). *L'analyse démographique concepts, méthodes, résultats* (4e éd.). Numéro 000433383. Paris : Presses universitaires de France.
- Preston, S. et Haines, M.R. (1991). *Fatal years child mortality in late nineteenth-century America*. Princeton, N.J : Princeton, N.J. Princeton University Press.
- Preston, S., Hill, M. et Drevenstedt, G. (1998). Childhood conditions that predict survival to advanced ages among African-Americans. *Soc Sci Med*, 47(9), 1231-1246.
- Preston, S. et Van De Walle, E. (1978). Urban French mortality in the nineteenth century. *Population Studies*, 32(2), 275-297.
- Quaranta, L. (2014). Early life effects across the life course: The impact of individually defined exogenous measures of disease exposure on mortality by sex in 19th- and 20th-century Southern Sweden. *Social Science & Medicine*, 119, 266-273.
- Quevillon, J. (2011). *Les conditions de vie dans l'enfance en milieu urbain et la longévité : le cas de la ville de Québec en 1901*. (Mémoire). Université de Montréal, Montréal.
- Sager, E.W. (2001). Introduction: the Canadian families project. *Journal of Family History*, 26(2), 157-161.
- Sager, E.W. et Baskerville, P. (2007). *Household counts: Canadian households and families in 1901*. University of Toronto Press Toronto.
- Schellekens, J. et van Poppel, F. (2016). Early-life conditions and adult mortality decline in Dutch cohorts born 1812-1921. *Popul Stud (Camb)*, 70(3), 327-343.
- Schenk, N. et van Poppel, F. (2011). Social class, social mobility and mortality in the Netherlands, 1850–2004. *Explorations in Economic History*, 48(3), 401-417.
- Shen, K. et Zeng, Y. (2014). Direct and indirect effects of childhood conditions on survival and health among male and female elderly in China. *Social Science & Medicine*, 119, 207-214.
- Smith, K.R., Hanson, H.A., Norton, M.C., Hollingshaus, M.S. et Mineau, G.P. (2014). Survival of offspring who experience early parental death: Early life conditions and later-life mortality. *Social Science & Medicine*, 119, 180-190.

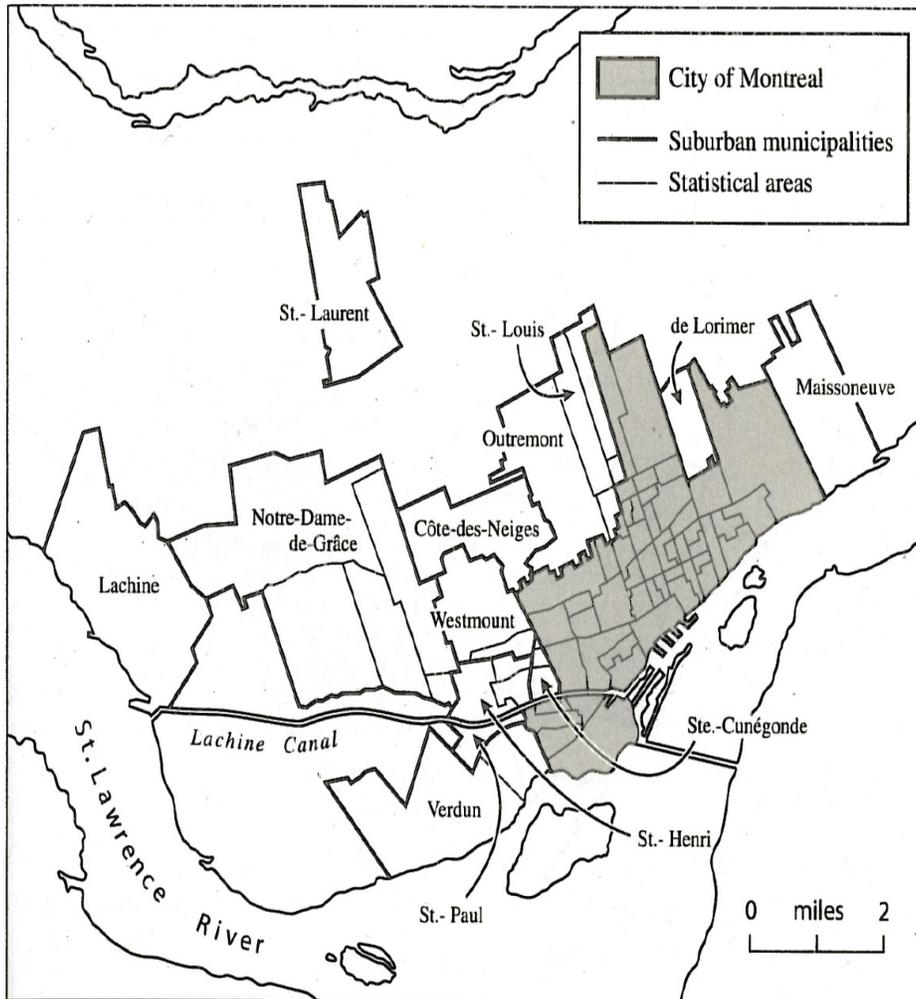
- Smith, K.R., Mineau, G.P., Garibotti, G. et Kerber, R. (2009). Effects of childhood and middle-adulthood family conditions on later-life mortality: evidence from the Utah Population Database, 1850-2002. *Soc Sci Med*, 68(9), 1649-1658.
- St-Hilaire, M. et Marcoux, R. (2004). *Population et urbanisation au Québec et au Canada, XIXe et XXe siècles*. Québec : Centre interuniversitaire d'études québécoises.
- Su, D. (2009). Risk Exposure in Early Life and Mortality at Older Ages: Evidence from Union Army Veterans. *Population and Development Review*, 35(2), 275-295.
- Tétreault, M. (1979). *L'état de santé des Montréalais, de 1880 à 1914*. (Thèse). Université de Montréal, Montréal.
- Tétreault, M. (1995). Les maladies de la misère: Aspects de la santé publique à Montréal 1880-1914. Dans P. Keating et O. Keel (dir.), *Santé et société au Québec XIXe-XXe siècles* (p. 133-149). Montréal : Boréal.
- Thatcher, A.R., Kannisto, V. et Vaupel, J.W. (1998). *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense University Press.
- Thornton, P. et Olson, S. (2001). A Deadly Discrimination among Montreal Infants, 1860-1900. *Continuity and Change*, 16(1), 95-135.
- Todd, N., Le Fur, S., Bougnères, P. et Valleron, A.-J. (2017). Impact of social inequalities at birth on the longevity of children born 1914–1916: A cohort study. *PLoS ONE*, 12(10), e0185848.
- van den Berg, G.J., Doblhammer, G. et Christensen, K. (2009). Exogenous determinants of early-life conditions, and mortality later in life. *Soc Sci Med*, 68(9), 1591-1598.
- van den Berg, G.J. et Gupta, S. (2015). The role of marriage in the causal pathway from economic conditions early in life to mortality. *J Health Econ*, 40, 141-158.
- van den Berg, G.J. et Lindeboom, M. (2014). Aging: Health at Advanced Ages. Dans A. J. Culyer (dir.), *Encyclopedia of Health Economics* (p. 56-60). San Diego : Elsevier.
- van den Berg, G.J., Lindeboom, M. et Portrait, F. (2006). Economic Conditions Early in Life and Individual Mortality. *The American Economic Review*, 96(1), 290-302.
- Vincent, P. (1951). La mortalité des vieillards. *Population (French Edition)*, 6(2), 181-204.
- Warner, D.F. et Hayward, M.D. (2006). Early-life origins of the race gap in men's mortality. *J Health Soc Behav*, 47(3), 209-226.
- Woods, R. (1982). The structure of mortality in mid-nineteenth century England and Wales. *Journal of Historical Geography*, 8(4), 373-394.
- Woods, R. (2003). Urban-Rural Mortality Differentials: An Unresolved Debate. *Population and Development Review*, 29(1), 29-46.
- Yi, Z., Gu, D. et Land, K.C. (2007). The association of childhood socioeconomic conditions with healthy longevity at the oldest-old ages in China. *Demography*, 44(3), 497-518.

# ANNEXES

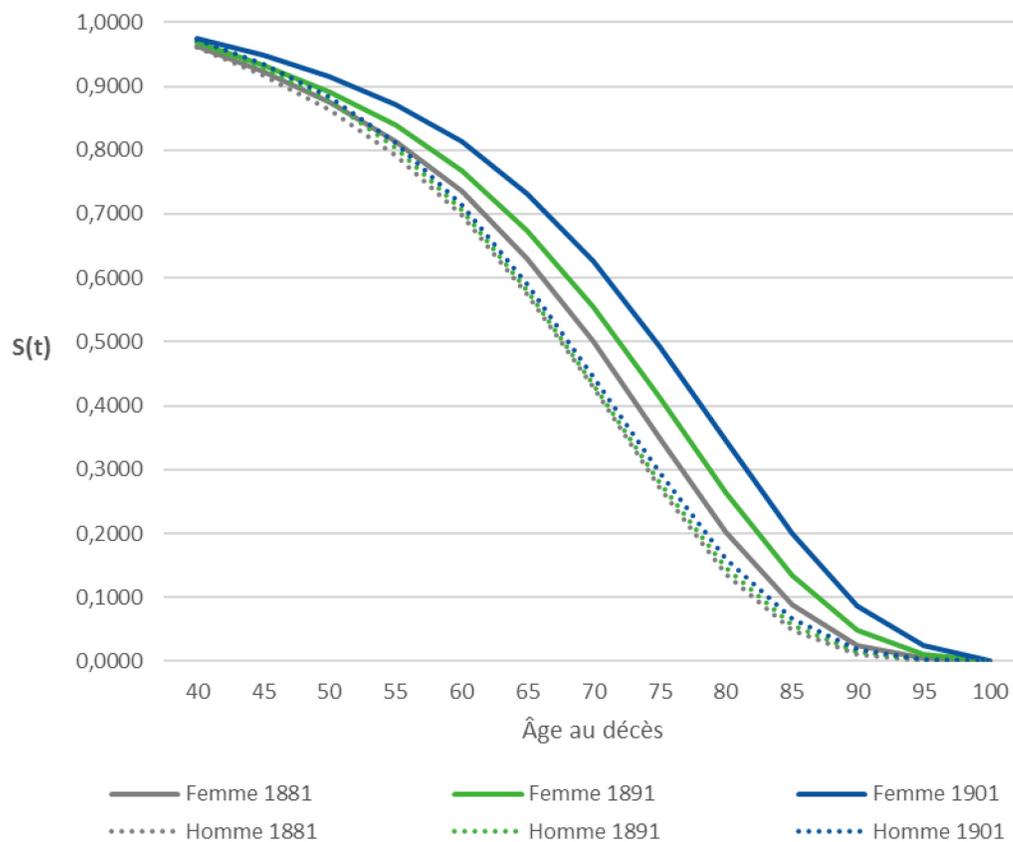
## ANNEXE A : ESTIMATION DE L'ÉMIGRATION POUR LA GÉNÉRATION DE 1895, SEXES RÉUNIS

Recensement	Groupes d'âges	P <sub>x</sub> * (estimation si pop fermée)	Quotients perspectifs k <sub>x</sub>	D(x+n)*	Stock Pop née Qc hors-Québec	Stock Pop Qc née au Qc	Stock Pop Canada née au Qc	Évaluation émigration hors-Canada	Émigration totale entre période	Survie émigrants tot 1931	Survie Stock émigration tot 1941	Survie Stock émigration tot 1951	Survie Stock émigration tot 1961	Évaluation nouveaux émigrants
1901	0-4	237 603	0,18	42 985										
	5-9	194 618	0,07	13 943										
1911	10-14	180 675	0,02	3 112										
	15-19	177 563	0,02	3 247										
1921	20-24	174 316	0,02	4 309										
	25-29	170 007	0,03	4 532										
1931	30-34	165 475	0,03	4 211	15 401	154 640	170 041	-4 566	10 835	10 835				10 835
	35-39	161 264	0,02	3 964						10 568				
1941	40-44	157 300	0,03	4 690	12 637	147 360	159 997	-2 697	9 940	10 253	9 940			-313
	45-49	152 610	0,04	5 448						9 887	9 644			
1951	50-54	147 162	0,05	7 314	13 658	137 981	151 639	-4 477	9 180	9 396	9 300	9 180		-167
	55-59	139 847	0,07	9 518						8 756	8 837	8 724		
1961	60-64	130 330	0,10	13 168	11 621	118 407	130 028	302	11 922	7 872	8 236	8 130	11 922	3 843
	65-69	117 161	0,14	16 635										
1971	70-74	100 527	0,21	20 982										
	75-79	79 545	0,29	23 392										
1981	80-84	56 153	0,39	21 949										
	85-89	34 204	0,50	16 936										
1991	90-94	17 268	0,65	11 213										
	95-99	6 056	0,78	4 739										
2001	100-104	1 317	0,89	1 178										
	105-109	139	1,00	139										
	110+	0		0										
<b>Total</b>														<b>14 197</b>
<b>% de la génération</b>														<b>6,0%</b>

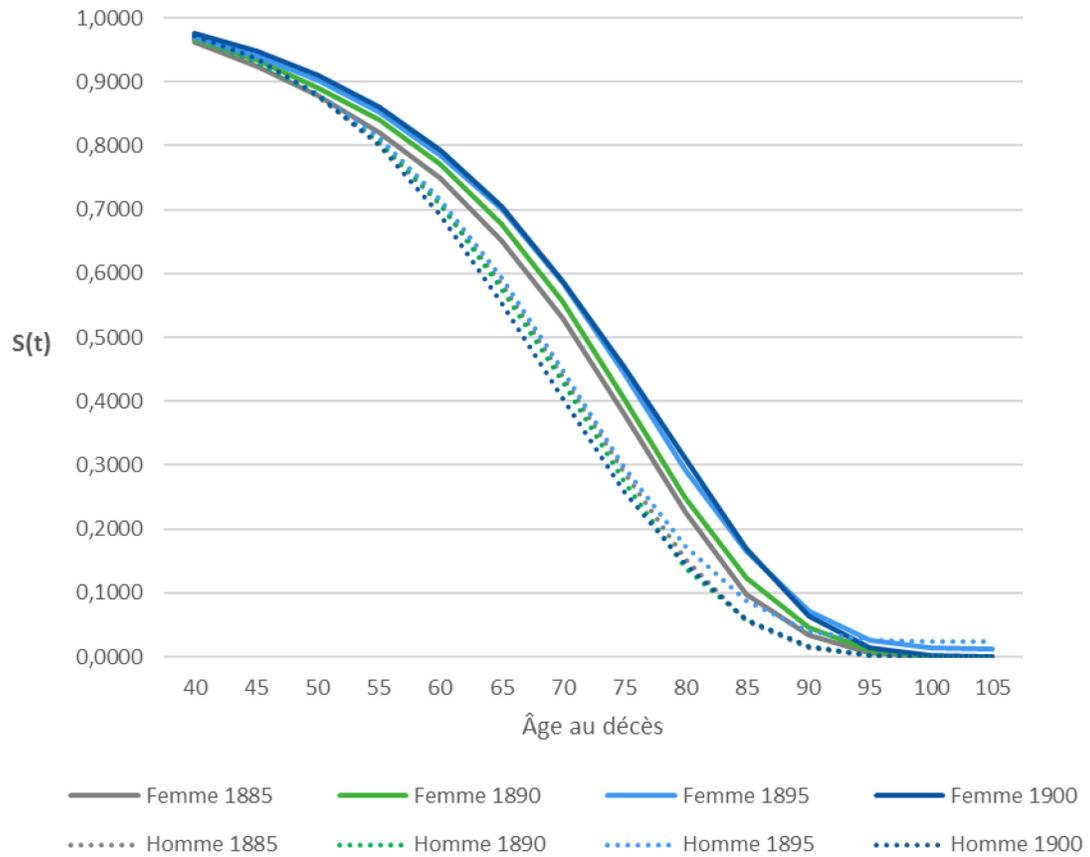
ANNEXE B : MONTRÉAL ET SES BANLIEUES EN 1901.  
TIRÉE DE MCCANN *ET AL.* (2007B, P. 185).



ANNEXE C : PROBABILITÉS DE SURVIE À 40 ANS ET PLUS DES GÉNÉRATIONS NÉES EN 1881, 1891 ET 1901, SELON LE SEXE, QUÉBEC. CALCULÉES À PARTIR DES DONNÉES DE [BOURBEAU ET AL. \(1997\)](#).



ANNEXE D : PROBABILITÉS DE SURVIE À 40 ANS ET PLUS DES GÉNÉRATIONS NÉES EN 1885, 1890, 1895 ET 1900, SELON LE SEXE, QUÉBEC. CALCULÉES À PARTIR DES DONNÉES LA BASE DE DONNÉES SUR LA LONGÉVITÉ CANADIENNE (BDLC).



ANNEXE E : DISTRIBUTION DE L'ÉCHANTILLON ET ÂGES MOYENS AUX DÉCÈS POUR CHAQUE CARACTÉRISTIQUES, MONTRÉAL

VARIABLES	TOTAL : 905		ÂGE MOYEN AU DÉCÈS
	N	%	
<b>MOYENNE</b>			
Âge du père en 1901	34,5		
Année de naissance	1896,2		
<b>DISTRIBUTION</b>			
<b>Sexe</b>			
Femme	479	53%	75,14
Homme	426	47%	69,20
<b>Lieu de naissance</b>			
Rural	132	15%	71,42
Urbain	763	84%	72,43
Inconnu	10	1%	77,46
<b>Lieu de naissance des parents</b>			
2 parents milieu rural	367	41%	72,56
2 parents milieu urbain	261	29%	73,56
2 parents milieu différent	227	25%	70,02
Inconnu	50	6%	74,88
<b>Type de ménage</b>			
Ménage simple (famille nucléaire)	635	70%	72,70
Ménage avec famille ou chambreur(s)	175	19%	70,30
Ménage avec employé(s)	82	9%	74,70
Statuts multiples	13	1%	65,00
<b>Alphabétisation des parents</b>			
2 parents lire ou écrire	791	87%	72,58
1 ou aucun parent lire ou écrire	87	10%	70,07
Inconnu	27	3%	72,66
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>			
1er quantile (Moins de 0,7)	327	36%	70,15
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> quantile (0,7 et plus)	547	60%	73,13
Inconnu	31	3%	81,52
<b>Propriété foncière du père</b>			
Possède au moins une résidence	184	20%	73,53
<b>Profession du père</b>			
Gens d'affaires et commerçants	102	11%	71,06
Cols blancs	204	23%	73,06
Artisans et ouvriers	570	63%	72,14
Indéterminés et inconnus	29	3%	75,79
<b>Profession à l'âge adulte</b>			
Gens d'affaires et commerçants	38	4%	68,60
Cols blancs	149	16%	73,90
Artisans et ouvriers	308	34%	71,34
Indéterminés et inconnus	132	15%	74,19
Aucun mariage avant 1940	278	31%	72,26
<b>Statut d'emploi du père</b>			
Employeur	101	11%	72,34

ANNEXE F : DISTRIBUTION DE L'ÉCHANTILLON POUR CHAQUE CARACTÉRISTIQUES SELON LA PRÉSENCE OU NON D'UN ÂGE AU DÉCÈS APRÈS 40 ANS, MONTRÉAL

VARIABLES	DÉCÈS ≥ 40 ANS (N)		DÉCÈS ≥ 40 ANS (%)	
	Oui	Non	Oui	Non
<b>Sexe</b>				
Femme	479	330	59%	41%
Homme	426	373	53%	47%
<b>Lieu de naissance</b>				
Rural	132	92	59%	41%
Urbain	763	599	56%	44%
Inconnu	10	12	45%	55%
<b>Lieu de naissance des parents</b>				
2 parents milieu rural	367	271	58%	42%
2 parents milieu urbain	261	196	57%	43%
2 parents milieu différent	227	182	56%	44%
Inconnu	50	54	48%	52%
<b>Type de ménage</b>				
Ménage simple (famille nucléaire)	635	515	55%	45%
Ménage avec famille ou chambreur(s)	175	131	57%	43%
Ménage avec employé(s)	82	44	65%	35%
Statuts multiples	13	13	50%	50%
<b>Alphabétisation des parents</b>				
2 parents lire ou écrire	791	596	57%	43%
1 ou aucun parent lire ou écrire	87	85	51%	49%
Inconnu	27	22	55%	45%
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>				
1er quantile (Moins de 0,7)	327	270	55%	45%
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> quantile (0,7 et plus)	547	403	58%	42%
Inconnu	31	30	51%	49%
<b>Propriété foncière du père</b>				
Possède au moins une résidence	184	88	68%	32%
<b>Profession du père</b>				
Gens d'affaires et commerçants	102	54	65%	35%
Cols blancs	204	122	63%	37%
Artisans et ouvriers	570	509	53%	47%
Indéterminés et inconnus	29	18	62%	38%
<b>Profession à l'âge adulte</b>		0		
Gens d'affaires et commerçants	38	8	83%	17%
Cols blancs	149	28	84%	16%
Artisans et ouvriers	308	89	78%	22%
Indéterminés et inconnus	132	36	79%	21%
Aucun mariage avant 1940	278	542	34%	66%
<b>Statut d'emploi du père</b>				
Employeur	101	63	62%	38%
<b>Présence recensement 1911</b>				
Famille absente 1911	265	357	43%	57%
<b>Fréquence du patronyme</b>				
15 noms les plus fréquents	70	56	56%	44%

ANNEXE G : DISTRIBUTION DE L'ÉCHANTILLON ET ÂGES MOYENS AUX DÉCÈS POUR CHAQUE CARACTÉRISTIQUES, SELON LE SEXE, MONTRÉAL

VARIABLES	FEMME : 479		HOMME : 426		ÂGE MOYEN AU DÉCÈS	
	N	%	N	%	FEMME	HOMME
<b>MOYENNE</b>						
Âge du père en 1901		34,9		34,1		
Année de naissance		1896,1		1896,3		
<b>DISTRIBUTION</b>						
<b>Lieu de naissance</b>						
Rural	68	14%	64	15%	73,28	69,45
Urbain	404	84%	359	84%	75,43	69,06
Inconnu	7	1%	3	1%	76,38	79,97
<b>Lieu de naissance des parents</b>						
2 parents milieu rural	193	40%	174	41%	75,22	69,62
2 parents milieu urbain	141	29%	120	28%	77,35	69,12
2 parents milieu différent	116	24%	111	26%	72,03	67,92
Inconnu	29	6%	21	5%	76,30	72,91
<b>Type de ménage</b>						
Ménage simple (famille nucléaire)	327	68%	308	72%	75,91	69,29
Ménage avec famille ou chambreur(s)	98	20%	77	18%	71,81	69,35
Ménage avec employé(s)	48	10%	34	8%	78,03	70,00
Statuts multiples	6	1%	7	2%	48,95	71,43
<b>Alphabétisation des parents</b>						
2 parents lire ou écrire	422	88%	369	87%	75,47	69,27
1 ou aucun parent lire ou écrire	46	10%	41	10%	72,68	67,83
Inconnu	11	2%	16	4%	75,09	70,98
<b>Ratio pièce/personne dans le ménage</b>						
1er quantile (Moins de 0,7)	169	35%	158	37%	73,09	67,00
2 <sup>e</sup> et 3 <sup>e</sup> quantile (0,7 et plus)	288	60%	259	61%	75,85	70,40
Inconnu	22	5%	9	2%	81,52	81,55
<b>Propriété foncière du père</b>						
Possède au moins une résidence	106	22%	78	18%	77,16	68,61
<b>Profession du père</b>						
Gens d'affaires et commerçants	56	12%	46	11%	74,16	67,28
Cols blancs	100	21%	104	24%	75,48	70,73
Artisans et ouvriers	304	63%	266	62%	74,97	68,90
Indéterminés et inconnus	19	4%	10	2%	78,84	69,99
<b>Profession à l'âge adulte</b>						
Gens d'affaires et commerçants	23	5%	15	4%	69,74	66,85
Cols blancs	79	16%	70	16%	75,86	71,68
Artisans et ouvriers	163	34%	145	34%	73,79	68,58
Indéterminés et inconnus	64	13%	68	16%	78,03	70,56
Aucun mariage avant 1940	150	31%	128	30%	75,81	68,09
<b>Statut d'emploi du père</b>						
Employeur	66	14%	35	8%	75,24	67,42

ANNEXE H : ÉTAT DE LA COLLECTE DES ACTES DE MARIAGE, GÉNÉRATIONS 1891-1901,  
MONTRÉAL

		DÉCÈS PAR GROUPE D'ÂGE						
ACTE DE MARIAGE COLLECTÉ		DÉCÈS APRÈS 50 ANS	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90 ET PLUS
Femme	N	314	15	47	54	74	99	40
	%	69%	65%	70%	74%	67%	71%	60%
Homme	N	277	21	52	72	92	50	11
	%	72%	53%	78%	70%	72%	70%	65%
Total	N	585	36	99	126	166	143	51
	%	69%	57%	74%	72%	70%	68%	61%

ANNEXE I : RISQUES RELATIFS DE DÉCÈS APRÈS 40 ANS, VARIABLES SUR LE LIEU DE NAISSANCE DES PARENTS, MONTRÉAL

VARIABLES	MODÈLES DE COX – RISQUES RELATIFS (HR)	
	(i)	(ii)
	Univarié	Multivarié <sup>32</sup>
<b>Lieu de naissance du père</b>		
Rural	1,0738	1,0726
Urbain	Réf.	Réf.
Inconnu	1,0358	1,2465
<b>Lieu de naissance de la mère</b>		
Rural	1,0262	0,9210
Urbain	Réf.	Réf.
Inconnu	0,7532	0,7053
<b>Lieu de naissance des parents (A)</b>		
2 parents milieu rural	1,1066	1,0151
2 parents milieu urbain	Réf.	Réf.
2 parents milieu différent	1,3617 **	1,3033 **
Inconnu	0,9690	0,9973
<b>Lieu de naissance des parents (B)</b>		
2 parents milieu rural	1,1066	1,0138
2 parents milieu urbain	Réf.	Réf.
Père urbain / mère rural	1,3462 *	1,2311
Père rural / mère urbain	1,3697 **	1,3425 **
Inconnu	0,9690	0,9987

p<0,001 \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,10 !

Erreurs standards ajustées selon le ménage d'appartenance (443 familles)

<sup>32</sup> Modèle ii : Pour chacune des variables présentées dans le tableau, les risques relatifs ont été ajustés en fonction des variables de contrôle (âge du père, année de naissance, sexe, lieu de naissance de l'individu) et des variables d'intérêts (type de ménage, alphabétisation des parents, ratio pièce/personne dans le ménage, propriété foncière du père, profession du père, statut d'emploi du père et profession à l'âge adulte). Dans le cas du lieu de naissance du père, le modèle est également ajusté en fonction du lieu de naissance de la mère, et vice-versa pour le lieu de naissance de la mère.