

Université de Montréal

**Tendances de la fécondité canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle :  
analyse des recensements canadiens de 1852 et 1881**

par  
Katrina Joubert

Département de démographie  
Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des arts et des sciences  
en vue de l'obtention du grade de maîtrise  
en Démographie  
option recherche

Juin 2013

© Katrina Joubert, 2013

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures et postdoctorales

Ce mémoire intitulé :

Tendances de la fécondité canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle :  
analyse des recensements canadiens de 1852 et 1881

Présenté par :  
Katrina Joubert

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Bertrand Desjardins, président-rapporteur

Lisa Y. Dillon, directrice de recherche

Danielle Gauvreau, membre du jury

## Résumé

Ce mémoire présente une analyse indirecte détaillée des niveaux de la fécondité de la population canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle. L'exploitation des recensements canadiens de 1852 et 1881 est rendue possible grâce au Programme de recherche en démographie historique (PRDH) constituant ainsi la source de données sur laquelle s'appuie ce mémoire. Une analyse critique du recensement canadien de 1852 établit qu'il est représentatif pour ce qui est de l'âge des individus, du sexe, de l'état matrimonial, du lieu de naissance et du type de maison habitée, malgré la destruction de près d'un tiers de ses manuscrits avant d'avoir été transposés sur microfilm. De plus, l'impact de l'absence totale ou partielle des données pour les villes est mitigé, car moins de 10 % de la population était établi en ville cette année-là. L'utilisation de micro-données censitaires permet d'élaborer différentes mesures de la fécondité, telles que le rapport enfants par femme et la méthode des enfants propres. Des résultats inédits sont d'ailleurs présentés, notamment à l'aide du recensement de 1852, car ces données n'ont pas encore été exploitées, permettant ainsi d'allonger dans le temps l'analyse de la fécondité. Une analyse différentielle du risque qu'ont les femmes mariées âgées entre 40 et 49 ans vivant avec un enfant de moins de 5 ans a démontré que la fécondité effective était plus élevée chez les femmes catholiques nées au Canada, appartenant au groupe d'âge plus jeune (40-44 ans), vivant en zone rurale et ayant un mari cultivateur. Nous concluons que ces associations sont évidentes autant en 1852 qu'en 1881.

**Mots-clés** : démographie historique – fécondité – recensements canadiens de 1852 et 1881 – Canada XIX<sup>e</sup> siècle – reproduction

## **Abstract**

This mémoire presents a detailed, indirect analysis of fertility levels of the Canadian population in the nineteenth century. The use of Canadian censuses of 1852 and 1881 is made possible through the Programme de recherche en démographie historique (PRDH) and is the source of data on which this mémoire is based. A critical analysis of the 1852 Census of Canada, one-third of which was destroyed prior to microfilming, establishes that it is representative with respect to the gender, the age, the marital status, the place of birth and the sort of house; the total or partial absence of data on cities is mitigated by the fact that less than 10% of the population in 1852 was city-dwellers. The use of census microdata allows the opportunity to elaborate different measures of fertility, including child-woman ratios and own-child measures of effective fertility. The use of the 1852 census allows us to extend this analysis backward to the mid-nineteenth century. A differential analysis of the risk that married women aged 40 to 49 lived with children aged 0 to 4 years demonstrates that effective fertility was highest among Canadian-born Catholics, aged between 40 and 44, living in a rural area and married to a farmer. We conclude that these associations were evident both in 1852 and in 1881.

**Keywords:** historical demography – fertility – 1852 and 1881 Canadian Census – Canada nineteenth century – reproduction

# Table des matières

Liste des tableaux.....	vii
Liste des figures .....	ix
Remerciements.....	xi
Chapitre 1 – Revue de la littérature et problématique.....	1
1.1 Déterminants de la fécondité.....	4
1.1.1 Théories de la transition de la fécondité .....	9
1.1.2 Religion.....	12
1.1.3 Éducation.....	15
1.1.4 Diversité ethnique .....	18
1.1.5 Facteurs socio-économiques.....	20
1.1.6 Facteurs démographiques.....	21
1.2 Cadre conceptuel .....	23
1.3 Sommaire et objectifs de recherche.....	24
Chapitre 2 – Sources de données .....	28
2.1 Présentation du recensement canadien de 1852 .....	30
2.2 Présentation du recensement canadien de 1881 .....	34
2.3 Disponibilité de micro-données censitaires .....	38
2.4 Méthodologie .....	39
2.4.1 Méthode du rapport enfants par femme .....	41
2.4.2 Méthode des enfants propres.....	44
2.5 Variables et codification .....	48
2.6 Conclusion .....	51
Chapitre 3 – Analyse critique des données exploitées .....	54
3.1 Critique du recensement du Canada de 1852.....	54
3.2 Nettoyage de la base de données du recensement de 1852.....	58
3.3 Représentativité et données manquantes du recensement de 1852 .....	59
3.4 Recensement du Canada de 1881 .....	78
3.5 Pondération comme solution possible .....	79
3.6 Conclusion .....	80

Chapitre 4 – Description de la population à l’étude.....	82
4.1 Femmes.....	84
4.2 Mari des femmes.....	93
4.3 Enfants.....	95
4.4 Conclusion.....	99
Chapitre 5 – Analyse statistique de la fécondité canadienne au XIX <sup>e</sup> siècle.....	102
5.1 Rapport enfants par femme mariée.....	104
5.2 Analyse de la fécondité canadienne de 1852 et 1881.....	111
5.3 Conclusion.....	132
Chapitre 6 : Discussion et conclusion.....	136
Bibliographie.....	139
Annexe.....	i

## Liste des tableaux

Tableau 3.1 : Proportion de la population selon le genre, la province et le milieu de résidence, Canada 1852 (échantillon de 20 %, milieu rural et milieu urbain) .....	66
Tableau 3.2 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des individus dénombrés, Recensement du Canada-Est de 1852 et du Québec de 1871 et de 1881 .....	68
Tableau 3.3 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des individus dénombrés, Recensement du Canada-Ouest de 1852 et de l'Ontario de 1871 et de 1881 .....	69
Tableau 3.4 : Distribution du pourcentage de sous-districts de l'échantillon de 20 % qui surestiment, équivalent ou sous-estiment les sous-districts provenant des données agrégées, selon les grandes catégories de variables démographiques, Canada-Est et Canada-Ouest, 1852 .....	77
Tableau 4.1 : Effectifs de la population selon l'année de recensement et la province, Canada, 1852 et 1881 .....	82
Tableau 4.2 : Effectifs de la population selon l'année de recensement et la province, Québec et Ontario, échantillons de 1852 et 1881 .....	84
Tableau 4.3 : Caractéristiques des femmes âgées de 15 à 49 ans, Québec (C-E) et Ontario (C-O), 1852 et 1881 .....	85
Tableau 4.4 : Quotient de mortalité (estimé) du moment des femmes âgées de 15 à 49 ans, Québec (C-E) et Canada, 1851 et 1881 .....	88
Tableau 4.5 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des femmes mariées âgées de 15 à 49 ans, épouses du chef de ménage, Québec et Ontario, 1852 et 1881 .....	90
Tableau 4.6 : Distribution en pourcentage des caractéristiques du mari des femmes mariées âgées de 15 à 49 ans, épouses du chef de ménage, Québec et Ontario, 1852 et 1881 .....	94
Tableau 4.7 : Caractéristiques des enfants du chef de ménage, âgés de moins de 15 ans, Québec et Ontario, 1852 et 1881 .....	97
Tableau 4.8 : Espérance de vie à la naissance, et quotient de mortalité infantile et juvénile selon le sexe et la génération des enfants âgés de moins de 5 ans, Québec (C-E) et Canada, 1851 et 1881 .....	99

Tableau 5.1 : Rapport enfants par femme mariée âgée de 15 à 49 ans selon la province, Québec et Ontario, Canada, années de recensement de 1852 à 1911 (à l'exception de 1861).....	105
Tableau 5.2 : Nombre moyen d'enfants âgés de moins de 5 ans par femme mariée âgée de 40 à 49 ans, épouse du chef de ménage, selon le groupe ethno-religieux, Québec et Ontario, 1852 et 1881.....	113
Tableau 5.3 : Proportion des femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, ayant un enfant de moins de 5 ans, Québec et Ontario, 1852 et 1881.....	116
Tableau 5.4 : Régressions pour la probabilité de la présence d'enfants de moins de cinq ans chez les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, Québec et Ontario, 1852 et 1881 (modèles sans la religion et le lieu de naissance combinés).....	127
Tableau 5.5 : Régressions pour la probabilité de la présence d'enfants de moins de cinq ans chez les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, Québec et Ontario, 1852 et 1881 (modèles complets) .....	129

## Liste des figures

Figure 1.1 : Taux global de fécondité générale, Canada et certaines provinces, 1831 à 1965...	6
Figure 2.1 : Image numérisée d'un manuscrit du recensement rural canadien de 1852 .....	31
Figure 2.2 : Image numérisée d'un manuscrit du recensement canadien de 1881 .....	35
Figure 3.1 : Carte des districts du Canada-Est, 1852 .....	63
Figure 3.2 : Carte des districts du Canada-Ouest, 1852 .....	64
Figure 3.3 : Distribution des sous-districts selon l'écart de pourcentage entre l'échantillon de 20 % et les données agrégées de la population totale, selon différentes caractéristiques démographiques et la province, Canada, 1852 .....	72
Figure 5.1 : Évolution du rapport enfants par femme mariée âgée de 15 à 49 ans, Québec et Ontario, 1852 à 1911 .....	108

*À la prochaine étape de ma vie...*

## **Remerciements**

Merci à Lisa Dillon. Sans elle ce projet n'aurait pas été mené à terme.

Merci aux membres de mon jury, pour les corrections et suggestions.

Merci à mon entourage pour le soutien, l'encouragement et la compréhension.

## **Chapitre 1 – Revue de la littérature et problématique**

Les analyses historiques de population permettent, entre autres, de situer les changements démographiques dans le temps. De nombreux auteurs sont parvenus à rédiger des études pertinentes sur les époques anciennes, grâce à la disponibilité de sources de données sur ces populations. Suite à la constatation d'un grand déclin de la fécondité humaine en Europe vers la fin du XVIII<sup>e</sup> siècle, les regards des chercheurs se sont tournés vers l'étude de ce phénomène au Canada dès le XIX<sup>e</sup> siècle. Une idéologie générale formulait que cette baisse drastique était sans équivoque due aux changements sociaux et économiques entraînés par la modernisation. Plusieurs études ont alors tenté de démystifier cette proposition. Les variations de la fécondité constituent ainsi un sujet de recherche étudié par les chercheurs depuis de nombreuses années. Par ailleurs, certains chercheurs ont tiré différentes conclusions quant aux divergences dans les niveaux de la fécondité observés au Canada selon les caractéristiques propres aux groupes étudiés et exposent des raisonnements variés pour expliquer la transition démographique ainsi que les déterminants liés à ce phénomène.

La revue de la littérature suivante est principalement orientée vers la littérature canadienne et américaine. Les études historiques axées sur les différences dans les niveaux de la fécondité au Canada sont peu nombreuses, mais généralement bien développées. À chaque chercheur son discours singulier, pourtant certains travaux d'analyse évoluent quelquefois de façon complémentaire, d'autres fois plutôt opposée. Certains auteurs se distinguent d'abord par le calendrier de la transition de la fécondité qu'ils identifient, en plus d'alimenter des arguments diversifiés et additionnels. Dans la littérature, nous discernons de plus en plus d'études fondées sur les différences de niveaux de la fécondité ancienne, ainsi que sur les facteurs qui y sont associés. Nous ne voulons plus seulement savoir quand la baisse de la fécondité s'est enclenchée, mais nous tentons également de mesurer l'intensité de la transition,

afin d'identifier les moyens qui ont été utilisés pour effectuer ces changements, lorsque possible, ainsi que les causes de tels mouvements.

Au Canada, les recherches historiques pertinentes sur la fécondité ont été menées depuis les années 1950. Parmi les chercheurs renommés provenant du Canada et des États-Unis, nous avons cerné une vingtaine d'œuvres inspirant ce mémoire. Il est passionnant de reconnaître le domaine et l'institution d'appartenance de ces nombreux scientifiques. L'un des premiers projets sur l'histoire de la fécondité ancienne, le « Princeton Project on the Decline of Fertility in Europe » dans les années 1960 demeure une innovation de grande envergure dans le domaine de la recherche historique, notamment sur la fécondité. Au Québec, Jacques Henripin, fondateur du Département de démographie de l'Université de Montréal en 1965, Hubert Charbonneau co-fondateur du Programme de recherche en démographie historique (PRDH) de cette même institution, ainsi que Marvin McNinn, du Département d'économie de l'Université Queen's, ont largement contribué à cette sphère par leur apport sur l'étude canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle. Évelyne Lapierre-Adamcyk de l'Université de Montréal, spécialiste de la fécondité, a également contribué à la recherche sur la population historique canadienne et québécoise. Gérard Bouchard, ce sociologue historien québécois, est le fondateur du Projet BALSAC<sup>1</sup> mis sur pied en 1971. De plus, une historienne de l'Université York, Bettina Bradbury s'intéresse également au XIX<sup>e</sup> siècle, dans ses recensions des années 1980, notamment sur le volet famille et fécondité. Danielle Gauvreau, professeure de l'Université Concordia, dès le début des années 1990, présente ses recherches historiques sur la population québécoise depuis le régime français, notamment sur la transition de la fécondité au Québec. Aussi, depuis les années 1990, Patricia Thornton de cette même université, ainsi que Sherry Olson de l'Université McGill, se consacrent plutôt au peuplement, à la fécondité et à la mortalité infantile au XIX<sup>e</sup> siècle. En 2011, toujours axées sur la population montréalaise de ce siècle scindée en trois grands groupes ethno-religieux (Franco-catholiques, Irlando-catholiques et Anglo-protestants), ces deux dernières chercheuses intègrent la mortalité avec la

---

<sup>1</sup> Ce projet est fondé sur le jumelage des données nominatives sur toutes les régions du Québec pour la période allant du début du peuplement, dès le XVII<sup>e</sup> siècle jusqu'à nos jours.

natalité et le mariage, à travers une approche sociale et spatiale<sup>2</sup>. Grâce aux nombreuses sources de données disponibles, ces démographes, économistes et historiens ont su mener des études particulièrement riches. Notez qu'à l'origine, les grandes bases de données à l'échelle micro n'étaient pas encore envisageables.

Dans le but de créer une mise en contexte générale de la fécondité canadienne du XIX<sup>e</sup> siècle, cinq chercheurs ont particulièrement retenu mon attention. Peu d'experts ont d'ailleurs mis un accent particulier sur le moment précis du commencement de la baisse marquée au Canada. Parmi ceux-ci, Beaujot (2000) souligne que la baisse séculaire de la fécondité canadienne n'a pas été identifiée dans les recherches réalisées sur les XVII<sup>e</sup> et XVIII<sup>e</sup> siècles. Selon lui, la transition démographique au Québec n'aurait d'ailleurs connu ses débuts qu'en 1860, voire même 1870. Cet auteur met l'accent sur certains facteurs socio-économiques et culturels, tels l'urbanisation, la religion et l'instruction, pour expliquer les grandes variations. McInnis (2000) confirme, quant à lui, que le déclin s'est enclenché vers 1860 dans certaines provinces canadiennes, dont le Québec. Il cerne également une différenciation des niveaux de fécondité des sous-populations urbaines et rurales, et des écarts entre les comtés plutôt anglophones et ceux dominés par des francophones. Pour leur part, Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) témoignent dans leur analyse que la fécondité québécoise aurait débuté sa transition tranquillement dans les années suivant le recensement de 1871. À titre indicatif, ces quatre études permettent de cerner une période approximative pour l'entrée de la baisse de la fécondité de la population canadienne ainsi que certains facteurs pertinents.

Parmi les études américaines et canadiennes réalisées sur la fécondité historique et moderne, quelques-unes se démarquent par leur discours théorique cadrant la transition démographique, par exemple, Becker 1960, Caldwell 1982 et Easterlin 1985. D'autres ont une approche appliquée désignant plus précisément les facteurs individuels, familiaux et culturels associés à cette transition, tels que la religion, l'origine ethnique et l'état matrimonial (Krotki et Lapierre 1968, Henripin 1971, Haan 2005), l'éducation (Bouchard et Roy 1991, Lalou

---

<sup>2</sup> Olson, S. et P. Thornton. 2011. *Peopling the North American City: Montreal, 1840-1900*. Montreal: McGill-Queens's University Press, 524 p.

1993) ou la diversité ethnique (Olson et Thornton 2001). McInnis (1985) présente d'ailleurs une étude sur les déterminants culturels de la fécondité en relation avec l'éducation de la femme (tiré de l'article de Lalou). Ainsi, chacun de ces chercheurs utilise des facteurs explicatifs différents, et parfois semblables, pour aborder l'étude sur la fécondité. Nous constatons également qu'ils emploient des méthodes diverses pour analyser les tendances dégagées dans leurs recherches. Cependant, au fil des décennies, certaines variables privilégiées lors d'études antérieures semblent à nouveau être utilisées comme élément central. Une analyse plus approfondie de ces déterminants sera présentée dans la section suivante.

## 1.1 Déterminants de la fécondité

Les premières analyses sur la fécondité des populations historiques remontent à il y a 170 ans (Georges Tucker, *Progress of the United States in Population and Wealth in Fifty Years*, New York 1843, pp. 44, 90-92). Celles-ci ont inspiré aux projets subséquents, et ce, d'un pays à l'autre, des pistes de recherche afin d'approfondir des idéologies ou de vérifier des hypothèses. La sélection suivante des principaux travaux canadiens et certains travaux américains abordant ce phénomène illustre l'évolution des tendances, des facteurs, des méthodes d'estimation, des résultats obtenus, ainsi que des conclusions tirées.

Parmi ceux-ci, Yasuba (1962) tente dans son livre de distinguer si le niveau des naissances aux États-Unis était considérablement plus élevé qu'en Europe au début du XIX<sup>e</sup> siècle, puis si le début du déclin de la fécondité américaine fut observé avant celui de la majorité des pays européens. Pour mener ses recherches, Yasuba se base sur la suggestion que le déclin de la fécondité de la population américaine aurait débuté dès le début du XIX<sup>e</sup> siècle, tandis qu'il faut attendre jusqu'en 1870 dans les pays d'Europe, à l'exception de la France. Toutefois, les États-Unis n'avaient pas de système d'enregistrement des naissances à cette époque, l'auteur a donc dû recourir à des estimations indirectes pour mesurer la fécondité, sur la base de données de recensements et de statistiques de population par âge<sup>3</sup>. Yasuba dernier

---

<sup>3</sup> Yasuba a exploité plusieurs sources de données afin d'estimer les niveaux de mortalité de la population américaine dès 1800 : les rapports d'enregistrement de certains États, les statistiques de mortalité des recensements américains de 1850 et 1860 (donnant la seule image des niveaux relatifs de mortalité par État),

examine ainsi plusieurs méthodes disponibles pour estimer les niveaux et les tendances de la fécondité, telles que le taux brut de natalité, soit le nombre de naissances vivantes rapporté sur la population moyenne d'une même année, et le rapport enfants par femme, soit le nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans sur le nombre de femmes âgées entre 15 et 44 ans. Ce dernier ratio s'apparente au rapport enfants par femme que nous verrons en détail dans le deuxième chapitre. Yasuba s'intéresse également à l'impact de la mortalité, du mariage et d'autres facteurs socio-économiques tels que l'industrialisation, l'urbanisation et les revenus, sur les niveaux de fécondité. Les grandes conclusions de Yasuba tournent autour de quatre hypothèses sur lesquelles se basait son analyse. L'industrialisation et l'urbanisation, ainsi que le revenu moyen par personne de dix ans ou plus, sont associés inversement à la fécondité. De plus, l'influence de l'immigration entraîne la baisse de la fécondité des personnes nées aux États-Unis. Enfin, il établit la relation entre la densité de population (une approche nouvelle à l'époque), liée à la difficulté à laquelle doivent faire face les individus afin de se procurer une terre, et la fécondité, encore une fois inversement associée. Yasuba tente notamment d'expliquer les associations évoquées en cernant les comportements démographiques liés étroitement à la fécondité. Par exemple, ce chercheur s'intéresse à l'association entre l'âge au mariage et le nombre de naissances : plus l'âge au mariage de la femme augmente, plus le nombre de naissances associées à la femme diminue. Cette étude, à caractère purement démographique, a inspiré plusieurs chercheurs américains, canadiens et européens à mener d'autres études historiques sur la baisse de la fécondité dans leur pays.

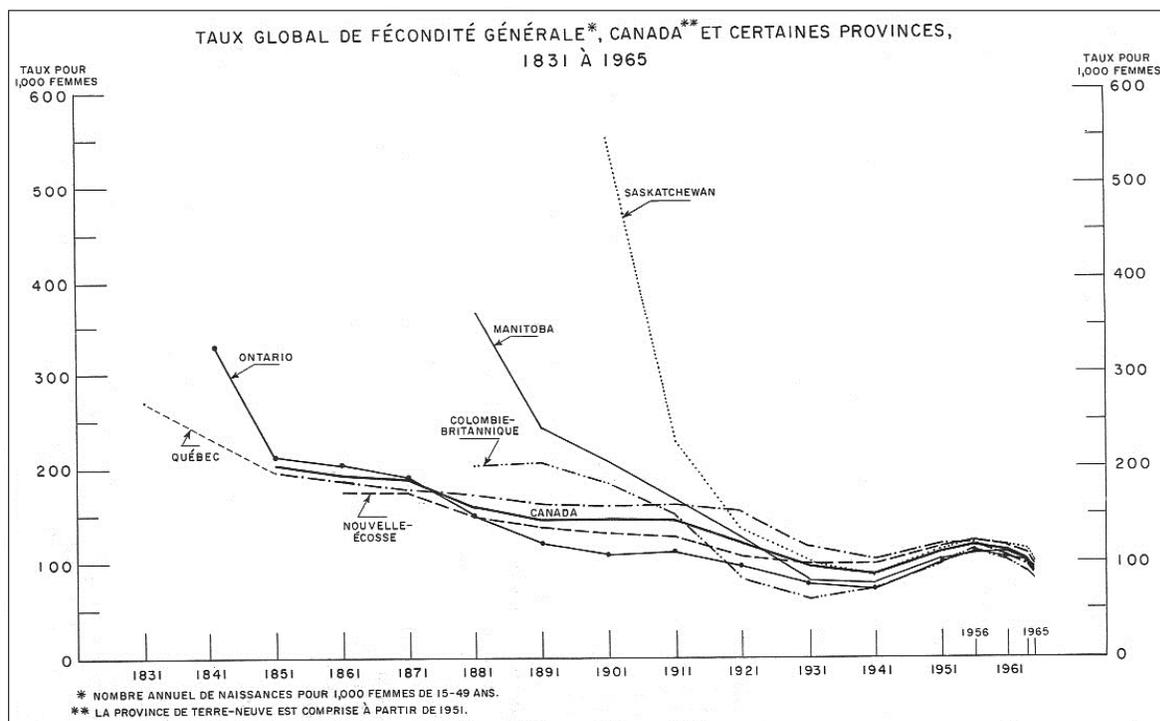
Après Yasuba, quelques années plus tard, un démographe québécois renommé, Jacques Henripin (1968), a analysé l'évolution de la fécondité canadienne depuis le premier quart du XIX<sup>e</sup> siècle, et ce, sur plus d'une centaine d'années, de 1831 à 1961. Il évalue divers taux de natalité et de fécondité à travers le temps et l'espace, grâce aux données censitaires florissantes du pays. Ce chercheur estime par la suite la variation de la fécondité selon plusieurs caractéristiques personnelles, soit l'occupation du mari, le niveau d'instruction de la femme, le revenu, en plus de l'origine ethnique, la langue et la religion. Son étude est très

---

l'enregistrement des décès gardé par des villes, en plus de données généalogiques. La grande lacune des statistiques de recensements sur les décès est : la sous-énumération de ces derniers ainsi que le dénombrement pour une seule année (sur les dix ans qui le séparent du recensement suivant).

riche et complète en soi. Cet auteur utilise plusieurs indicateurs de fécondité. La figure 1.1, tirée de cette étude, illustre la tendance de la fécondité canadienne dès 1831 pour certaines provinces : la baisse générale de celle-ci est bien visible au premier coup d'œil.

**Figure 1.1 : Taux global de fécondité générale, Canada et certaines provinces, 1831 à 1965<sup>4</sup>**



Source : De 1921 à 1965, *Statistique de l'état civil*. Avant 1921, le nombre de naissances est le résultat de son estimation (voir appendice B de son livre). Le nombre des femmes de 15-49 ans, pour les années 1881 à 1911, est donné dans le Recensement du Canada, 1941, vol. I, p.606 et ss. Pour les années antérieures, ce nombre a dû être estimé (voir appendice D de son livre).

L'éventail des études provenant de pays variés traitant de fécondité génère l'utilisation de nombreuses mesures et terminologies. La définition de ces dernières est alors primordiale lors des parallèles et des comparaisons des résultats d'une étude à l'autre : la distinction entre un taux de natalité générale et un taux de fécondité légitime en particulier. Premièrement, lorsqu'il est question de taux de natalité générale, il suffit de rapporter le nombre de

<sup>4</sup> Henripin, J. 1968. *Tendances et facteurs de la fécondité au Canada*. Ottawa, Bureau fédéral de la statistique, p. 20.

naissances à la population totale, généralement mesuré pour une année donnée. Par la suite, le taux de fécondité générale représente la fécondité des femmes mariées et non mariées. Comme les chercheurs supposent que les naissances sont toutes légitimes, il faut multiplier les taux de fécondité légitime (nombre annuel de naissances pour 1 000 femmes mariées) de chaque groupe d'âge par la population de femmes mariées pour obtenir les taux de fécondité générale. Dans la figure 1.1, il s'agit effectivement du nombre de naissances rapporté à la population de femmes mariées et non mariées.

Nous observons grâce à l'indicateur exploité par l'auteur que les niveaux (taux global) de fécondité générale ont effectivement connu une baisse au cours du XIX<sup>e</sup> siècle. Cet indice rapporte le nombre total de naissances au nombre de femmes (mariées et non mariées) en âge de procréer, âgées de 15 à 49 ans. La tendance à la baisse de la fécondité se manifeste plus clairement à l'aide de cet indice plutôt que le démontrent les taux bruts de natalité générale<sup>5</sup> (rapport des naissances à l'ensemble de la population) détaillés au début de cette étude. Il est remarquable qu'en Ontario, une fécondité générale plus élevée qu'au Québec est observée, et ce, jusqu'en 1871. Il semble toutefois, comme le fait remarquer Henripin, que la proportion de femmes mariées ait diminué entre 1851 et 1871, autant au Québec qu'en Ontario. La nuptialité a une influence significative sur les niveaux de fécondité générale d'autrefois. Nous y reviendrons. D'après le graphique précédent, l'Ontario affiche une fécondité proéminente en 1842 (329). Ce taux est principalement influencé par la structure par âge de la population qui était, selon Henripin, à cette époque, grandement marquée par l'immigration de jeunes femmes. La province de Québec, pour sa part, est celle qui affiche la plus grande stabilité dans ses taux de fécondité générale pour la période de 1851 à 1921 avec une baisse de seulement 21 %.

Au sujet de la mortalité, Henripin dénote qu'aucune table de mortalité canadienne n'est disponible, avant 1931, qui lui permettrait de prendre en compte cet élément. Ce chercheur explique cependant, en annexe de son livre, qu'il est possible de suppléer cette information à

---

<sup>5</sup> Le taux brut de natalité est influencé par plusieurs facteurs : la composition par âge et par sexe de la population, la nuptialité et la fécondité des couples.

l'aide des données accessibles pour la période de 1840 à 1921 provenant d'autres pays tels que l'Angleterre, la Suède et partiellement la population blanche des États-Unis. Henripin posera donc l'hypothèse que la mortalité infantile canadienne de cette époque est semblable à celle des Anglais ajustée à partir de l'écart observé par J. W. Glover (Henripin 1968) entre les Anglais et la population blanche américaine pour la période 1901-1910. L'auteur peut alors appliquer aux enfants provenant des données censitaires, les taux de survie différentiels ainsi estimés dès 1844 selon leur catégorie d'âge et leur sexe en apportant des corrections aux anomalies observées imputables à la sous-énumération dominante pour les enfants âgés de 4 ans et moins. Henripin élabore ensuite une deuxième correction, compte tenu que la province de Québec comporte un avantage quant à l'enregistrement des naissances d'enfants catholiques à partir du début de la colonisation française (Henripin 1968). Ce groupe religieux représentait de 80 à 92 % de la population québécoise. L'estimation du nombre de naissances au cours du XIX<sup>e</sup> siècle à partir de ces enregistrements catholiques est alors possible et fiable, et ce, sans avoir recours à l'énumération des enfants de 0 à 4 ans dans les recensements. Pour la proportion des naissances non catholiques, l'auteur fait une estimation à partir des taux de natalité observés en Ontario estimés à l'aide de l'enregistrement des enfants de moins d'un an ainsi que les décès dans les différents recensements. Avant 1866, nous ne disposons pas des taux de natalité pour l'Ontario. C'est donc à l'aide du prolongement dans le passé de la proportion des naissances catholiques de 1867 à 1900<sup>6</sup> qu'Henripin allonge ces estimations. Cette deuxième correction permet de prendre en compte l'écart observé entre les deux méthodes d'estimation (enregistrement des naissances catholiques et la reconstitution des naissances à partir des populations de 0-4 ans et 5-9 ans), et de ce fait même, de la différenciation manifeste de mortalité infantile du Québec et de l'Ontario<sup>7</sup>.

Yasuba a réalisé ses calculs sur la base d'une population stable à l'aide des données censitaires. Ce chercheur mesure également ses taux de fécondité principalement sur la base

---

<sup>6</sup> Ses sources sont principalement les recensements du Canada : celui de 1871 pour l'estimation des naissances de la période de 1867 à 1875, le recensement de 1881 pour la période de 1876 à 1883, et l'annuaire statistique de la province de Québec pour la période de 1884 à 1890.

<sup>7</sup> Dans le graphique de la figure 1.1, il est question du taux global de fécondité générale, basé sur le nombre annuel de naissances durant les années précédant les recensements (estimés à l'aide des taux de survie provenant des tables de mortalité anglaises).

de groupes d'âge quinquennaux des enfants, tels qu'ils se retrouvent dans les recensements. Henripin pour sa part, fait l'effort d'estimer dès le départ le nombre de naissances pour la période historique qu'il étudie. Les estimations dégagées par Henripin enrichissent son étude sur les niveaux de fécondité de la population canadienne dès le milieu du XIX<sup>e</sup> siècle.

Depuis Yasuba et Henripin, nombreux sont les démographes, sociologues, économistes et historiens qui ont tenté, à travers le temps, d'expliquer non seulement le calendrier de la transition de la fécondité, mais aussi les variations dans les niveaux de fécondité des populations. Certains ont concentré leurs études sur la théorie, d'autres sur des déterminants précis, tels que la religion, l'éducation, la diversité ethnique, les facteurs socio-économiques et les facteurs démographiques. Plusieurs chercheurs se sont démarqués et seront présentés dans les sous-sections suivantes.

### **1.1.1 Théories de la transition de la fécondité**

Les idéologies sous-jacentes à la théorie, décrivant un phénomène, permettent de conceptualiser et de mettre en contexte le niveau de réflexion et de connaissances des chercheurs. Les quelques ouvrages théoriques suivants ont marqué le développement de la recherche sur la fécondité.

D'un côté, Gary Becker (1960), cet économiste américain, est l'un des premiers pionniers à avoir contribué à l'analyse de la fécondité dans un cadre micro-économique. Sa théorie tente de contester la proposition stipulant que : suite à une augmentation du revenu, la fécondité tend à s'intensifier, tandis que l'inverse s'observe dans les pays industrialisés. Premièrement, Becker considère les enfants comme des biens de consommations durables. Ces derniers sont alors également perçus comme des coûts dans les sociétés modernes. En effet, les enfants nécessitent, entre autres, une dépense en termes de temps ; ce dernier se nomme le **coût d'opportunité**. Cette terminologie est la clé de la réconciliation dans la proposition de Becker. Le nombre d'enfants peut donc diminuer lorsque le revenu augmente, si le coût d'opportunité des enfants augmente plus rapidement que celui des autres biens. La croissance économique n'augmente pas seulement les revenus, mais également le prix des

enfants. La valeur du temps accordé aux gamins est amplifiée au cours du développement des pays, ce qui augmente leur coût. Les parents doivent en conséquence faire des choix quant aux biens qu'ils pourront se procurer selon leur contrainte budgétaire, d'où l'importance des coûts d'opportunité introduits par Becker.

D'un autre côté, la théorie de la transition de la fécondité de John Caldwell (1982), reposant sur les **flux intergénérationnels de richesses**, explique la distinction entre les niveaux de fécondité dans les populations modernes en mettant l'accent sur l'inversion des flux de richesses. Ce démographe australien, un des pionniers dans l'étude de la transition de la fécondité, affirme qu'à compter de la fin du XIX<sup>e</sup> siècle, les niveaux de fécondité ont connu une baisse dans plusieurs pays de l'Ouest et qu'ils allaient se stabiliser à des niveaux inférieurs. Caldwell explique que les niveaux de fécondité avant le XX<sup>e</sup> siècle étaient maintenus élevés par l'influence accrue du caractère autoritaire émanant entre autres des doctrines religieuses, de l'éducation, des normes sociales, des habitudes entourant le mariage et de l'organisation familiale<sup>8</sup>. La haute fécondité était à cette époque nécessaire pour la survie de la population, étant donné la forte mortalité. Lorsque les taux de mortalité ont commencé à diminuer, de concert avec l'effondrement ou l'affaiblissement de l'autorité « sociale », l'individualisme a vu le jour laissant place aux aspirations personnelles des individus. Née des nouvelles opportunités suite à la chute de l'emprise institutionnelle essentiellement de l'Église, cette phase traduit une baisse des niveaux de fécondité. Dans les populations sous-développées, les taux de fécondité demeurent élevés, en raison des hauts taux de mortalité, du nombre limité d'opportunité d'avancement pour les individus et de la valeur économique élevée que représente l'enfant. Au moment où des changements occasionnés par l'urbanisation et la modernisation feront émergence, les individus s'approprièrent de nouvelles idéologies essentiellement tournées vers l'individu. Le nombre de naissance sera alors réduit. De plus, selon Caldwell, les régimes à haute fécondité rapportent davantage aux parents, tandis que les régimes à basse fécondité favorisent les enfants. Un changement au niveau des valeurs sociétales ou individuelles permet de passer d'un régime à l'autre.

---

<sup>8</sup> La théorie de la transition démographique moderne à laquelle Caldwell fait référence a pris une forme mature dans un article écrit par Frank Notestein en 1945.

Les deux auteurs ci-dessus présentent des approches économiques de la transition de la fécondité. Toutefois, Becker exploite davantage les valeurs monétaire et temporelle associées à l'enfant étant donné les contraintes budgétaires et quotidiennes reliées au rythme de vie des individus. Il est un des premiers à avoir exploité la notion de **capital humain**. Contrairement à Becker, Caldwell évoque les aspirations personnelles des individus. La baisse de la mortalité des sociétés en évolution parallèlement à l'affaiblissement de l'impact de l'autorité « sociale » sur les individus influe sur l'augmentation de l'épanouissement individuel de chacun et tend à faire diminuer les niveaux de fécondité. La théorie économique de Caldwell a un volet démographique plus présent que celle de Becker, en intégrant des facteurs liés aux préférences et aux choix des individus en fonction des influences du milieu social. Dans la même veine que Becker, Richard Easterlin présente sa théorie économique de la transition de la fécondité.

Easterlin (1985) oriente la théorie de la transition de la fécondité, qu'il renomme « la révolution de la fécondité », sur le principe de **l'offre et de la demande**. La demande d'enfants, se résumant par la théorie économique de la fécondité, représente le résultat de la maximisation de l'utilité des parents à l'égard de leur contrainte budgétaire. L'offre d'enfants se caractérise par la contrainte malthusienne du nombre d'enfants survivants, en y ajoutant une limitation supplémentaire axée sur la consommation et la qualité des enfants. Tel qu'énoncé précédemment, Becker de son côté opte pour la valeur du temps, consacré à l'enfant ou à d'autres activités. Leur approche est semblable certes, mais Easterlin quant à lui, se concentre sur le revenu relatif. Cet autre économiste américain confirme que l'apparition de la révolution de la fécondité fait partie du plus grand bouleversement populationnel généré par la modernisation. La première implication de cette dernière se traduit par une influence au niveau du comportement reproductif des individus, engendrant ainsi un certain contrôle (à la baisse) sur leur fécondité. La deuxième répercussion, à plus long terme, cerne la régulation de la fécondité. L'auteur fait référence ici à l'ensemble des décisions conscientes que font les individus quant à la limitation de leur famille. Contrairement à l'opinion populaire, cette théorie ne considère pas qu'un seul déterminant. Elle considère plutôt le rôle respectif de chacun des facteurs en établissant l'hypothèse d'une existence de relations entre l'utilisation, la motivation et les coûts de la régulation. L'implication de ces dernières influence directement l'offre et la demande d'enfants. La théorie d'Easterlin offre une explication de la

relation entre le revenu et la fécondité nette, tandis que Becker se concentre sur la valeur du temps consacré à l'enfant.

Ces trois grandes figures du monde économique et démographique ont marqué leur époque en introduisant des fondements idéologiques de la théorie de la transition de la fécondité propre à leurs principes. Leur approche fournit un cadre théorique à cette transition de la fécondité. Toutefois, des facteurs ethno-culturels, socio-économiques et démographiques semblent avoir un effet perturbateur sur ce bouleversement en société. Quelques études abordant ces déterminants de la fécondité ont attiré notre attention et sont évoquées dans la suite de ce chapitre.

### 1.1.2 Religion

L'influence de l'affiliation religieuse sur les comportements humains demeure un enjeu de taille même de nos jours. Quelques chercheurs ont ainsi étudié l'impact de cette dernière sur les variations dans les niveaux de fécondité des populations. Tout d'abord, Henripin (1968) a présenté ses distinctions des rapports enfants par femme pour certains groupes religieux, et a poussé sa recherche sur les différenciations entre les Catholiques et les Protestants, mais pour la période de 1931 à 1961.

Quelques années plus tôt, Henripin (1971) réintégrant les populations historiques, spécifie la distinction entre le principe de **fécondité naturelle**<sup>9</sup> et la **fécondité contrôlée**. La première se traduit par un comportement reproductif sans restriction volontaire de la part des individus. À l'opposé, la limitation des naissances traduit le recours au contrôle pour limiter le nombre d'enfants nés au sein des couples. D'abord, le discours d'Henripin s'articule autour de l'évolution démographique de la population canadienne depuis le XVII<sup>e</sup> siècle en décrivant l'allure de la mortalité, la nuptialité et la fécondité. Par la suite, il met l'accent sur les facteurs qui pourraient expliquer les tendances singulières de la fécondité des Canadiens français catholiques. Les principaux mouvements entourant l'évolution économique et l'urbanisation

---

<sup>9</sup> En 1953, Louis Henry, à l'origine du concept, a donné naissance à l'expression « fécondité naturelle » afin de déterminer « la fécondité qu'aurait une population humaine si elle ne faisait aucun effort pour limiter les naissances ».

ont entraîné des changements au cours du XIX<sup>e</sup> siècle au niveau des structures mêmes de la société. Durant les années 1960, le système de valeurs, de motivations et d'attitudes face à la procréation est par conséquent ébranlé. L'influence culturelle diminuant, en particulier religieuse, provoque une pression de moins en moins ressentie sur la fécondité des femmes au fil du temps. L'Église catholique du Québec n'accepte pas l'usage de moyens de contraception qui iraient à l'encontre de la nature, mais ce conseil était de plus en plus mis de côté. Cependant, Henripin conclut que l'explication de la limitation des naissances, notamment chez les Canadiens français, « ne repose pas uniquement sur le principe d'obéissance à l'Église catholique » (p. 224). Cette ouverture permet ainsi à d'autres experts d'identifier de nouveaux facteurs explicatifs du niveau de la fécondité observé dans la population étudiée.

Ainsi, Éric G. Moore (1990) a élaboré des analyses à l'aide des recensements de 1861 à 1891, et a présenté des rapports enfants par femme (normalisés selon l'âge) pour trois grandes villes canadiennes en Ontario en réalisant des distinctions entre quatre groupes religieux : Catholiques, Anglicans, Presbytériens et Méthodistes. Il réitère toutefois que les données qu'il a exploitées sont incontrôlées et insuffisantes afin d'estimer les mesures à un plus grand détail, à l'intérieur même des villes.

Quelques années plus tard, Gérard Bouchard (1996) s'intéresse à la population saguenéenne dès 1838 jusqu'aux années 1970. Son approche de la reconstitution des familles à l'aide des registres de l'état civil et le jumelage avec des données censitaires alimente grandement ses recherches. Bouchard soutient d'ailleurs que l'emprise religieuse contrôlait les couples et leur niveau de reproduction en interdisant notamment les moyens de contraception. Les prêtres, durant les messes dominicales, soutenaient un discours interdisant aux femmes d'entraver d'une quelconque manière la procréation.

Par la suite, au début du XXI<sup>e</sup> siècle, Michael D. Haan (2005) s'est intéressé à nouveau au rôle de la religion sur la baisse de fécondité au Canada apparue deux siècles auparavant. Pour sa part, Haan examine la corrélation entre la religiosité et la transition de la fécondité en Amérique du Nord, à l'aide notamment d'un échantillon de 20 % du recensement canadien de 1881. Il précise d'ailleurs que les données censitaires de l'époque avaient un avantage par

rapport à celles de leurs voisins américains, car une affiliation religieuse était associée à tous les individus permettant ainsi de réaliser des analyses beaucoup plus poussées. Néanmoins, pour les fins de son analyse, les données individuelles sont agrégées au niveau de la famille. Haan tente de vérifier un des résultats bien connu : la fécondité des Canadiens français est demeurée élevée dans les milieux ruraux, ainsi que urbains, tout au long du XIX<sup>e</sup> siècle. Ce chercheur fait la remarque que la relation entre la baisse de l'utilité, dite « économique », des enfants suite à la percée de l'industrialisation et l'urbanisation, ne peut pas expliquer à elle seule toute la transition de la fécondité. Pour compléter ce casse-tête, il inclut des facteurs culturels dans son cadre explicatif. Haan présente ensuite les résultats d'une étude réalisée par Lorne Tepperman en 1974 grâce au recensement de 1871 sur la population canadienne. Les différences sont marquées entre les principaux groupes ethniques : les Allemands et les Français ont une fécondité élevée tandis qu'elle est basse chez les Anglais et les Écossais. Les Irlandais se retrouvent quelque part entre les deux extrémités. Ensuite, grâce au rapport enfants par femme, Haan parvient à comparer ces résultats avec les données tirées de son échantillon de 20 % du recensement canadien de 1881. À travers ses observations, nous constatons que les Canadiens et les Canadiens français ont 200 enfants de plus pour 1 000 femmes que les Écossais et les Irlandais. Selon des études plus récentes, le rapport mesuré véhicule cependant la grande lacune de ce type d'analyse, les taux de mortalité infantile tendent à être dissimulés. La section 1.1.6 de ce présent chapitre évoque quelques variations dans l'approche de certains auteurs quant à l'attention qu'ils portent dans leurs études à la mortalité, la nuptialité et la migration. Bien que ce chercheur désire étudier « the impact of religion on fertility in nineteenth-century Canada », il accorde largement de son discours à l'appartenance ethnique, et donc au bagage culturel que cette dernière véhicule.

Par ailleurs, Haan a réalisé des analyses multivariées, tout comme Gauvreau, Gervais et Gossage (2007), afin d'évaluer le degré de significativité dans les corrélations entre les variables. Au niveau de la fécondité par exemple, Haan montre que les luthériens et les catholiques romains ont des ratios enfants par femme significativement plus élevés que les Baptistes et les Méthodistes. Toutefois, l'addition des variables pour la religion dans le modèle n'a pas contribué à augmenter la qualité de ce dernier. En réalité, le fait d'avoir inclus dans le modèle des variables sur le statut socio-économique diminue le pouvoir explicatif des

variables de religion. Ce chercheur intègre par ailleurs une variable supplémentaire sur les noms bibliques des enfants, comme variable « proxy » de la religion des parents, dans l'optique de bonifier son modèle. Les principaux résultats témoignent qu'il y a une forte relation entre cette variable et la fécondité. En effet, le choix de noms bibliques par les parents pour leurs enfants est associé à une forte fécondité<sup>10</sup>.

Enfin, les doctrines religieuses influencent certainement les comportements humains, mais d'autres variables telles que le niveau d'éducation, contribuant à instruire et à augmenter les connaissances des individus, peuvent également créer des changements dans la population, notamment à travers la fécondité. La sous-section suivante dévoile quelques travaux de chercheurs ayant orienté leur analyse plus spécifiquement sur l'influence que peut exercer l'éducation sur le nombre d'enfants auxquels les femmes donnent naissance.

### **1.1.3 Éducation**

Certains facteurs, comme l'éducation, influencent les niveaux de fécondité particulièrement dans une population où l'urbanisation prend davantage de place. « Le Québec vit depuis un peu plus d'un siècle la baisse de fécondité la plus spectaculaire de son histoire », Lalou (1993, p. 229). Ce démographe élabore un discours théorique selon lequel l'instruction interagit sur la sphère de la fécondité, que ce soit en diminuant la mortalité infantile, en améliorant le statut de la femme ou même en augmentant le savoir des individus, ce bagage de connaissances, et le désir d'ascension sociale. Ce chercheur étudie principalement « l'influence de l'instruction sur la fécondité des Québécoises (1850-1940) ». Tous les facteurs énumérés par Lalou dans son étude agissent en réduisant la fécondité effective de la femme notamment en retardant l'âge au mariage étant donné le temps passé sur les bancs d'école. Ces nouvelles connaissances facilitent entre autres l'accessibilité à l'information et à l'acquisition de moyens de contraception efficaces afin de limiter la taille des familles.

De plus, cet auteur fait appel à des travaux théoriques et empiriques de nombreux chercheurs américains (Caldwell 1982, Easterlin 1985, Mason 1993) et canadiens (Charles

---

<sup>10</sup> Hacker fait la même opération et constate les mêmes résultats.

1948, Henripin 1968, Lapierre-Adamecyk 1981, McInnis 1985) traitant de l'influence de l'éducation selon différentes approches, quelquefois divergentes, afin d'orienter son discours. Malgré les conclusions contrastées de ces nombreux chercheurs, Lalou intègre les théories afin de les confronter à une vérification empirique. Grâce aux travaux détaillés d'Henripin sur l'instruction des femmes au Québec, Lalou présente l'influence qu'exerce cette institution sur leur fécondité. De plus, Lalou illustre l'idéologie populaire aux yeux de nombreux démographes canadiens et américains selon laquelle plus le nombre d'années de scolarité de la femme augmente, plus le nombre de naissances diminue, et ce, pour plusieurs générations subséquentes. Pour observer les mesures de l'éducation au niveau de la population, l'auteur fait référence à une communication présentée par McInnis en 1985, dans le cadre de l'Union internationale pour l'étude scientifique de la population, sur les déterminants culturels de la fécondité au Québec et en Ontario. Ce chercheur exploite des données agrégées à partir desquelles il identifie la proportion de femmes scolarisées âgées entre 15 et 49 ans entre 1891 et 1931. McInnis mesure en réalité le pourcentage attribué à la baisse de la fécondité légitime en fonction de l'instruction, et démontre qu'un nombre limité de comtés, ruraux exclusivement francophones, présentent une relation statistique nette entre ces deux variables, au Québec. Par contre, du côté des comtés anglophones, où les femmes sont déjà plus scolarisées, le chercheur n'observe pas de corrélation. La conclusion générale de McInnis vient à l'encontre des hypothèses de plusieurs études en exposant que plus une société est instruite, moins le degré de scolarité d'une femme détermine sa fécondité. Tout compte fait, la subtilité des propos de McInnis témoigne que dans les débuts, lorsque la scolarité était moins répandue au Québec, la fécondité légitime était bien prédite par cette dernière. Cependant, une fois plus accessible et répandue, la scolarité devient moins discriminante, et alors il y a lieu de concilier les deux perspectives sur la scolarité et la fécondité.

Dans la même décennie, d'autres historiens se sont également intéressés à la liaison entre l'éducation et la fécondité. Parmi ceux-ci, Bouchard et Roy (1991) discutent plus précisément de l'influence de l'alphabétisation sur la fécondité des couples québécois et saguenéens pour la période 1842 à 1971. L'étude de cette population est justifiée par la disponibilité de données quantitatives sur le sujet grâce au Projet BALSAC (fichier de données formé à partir de nombreux actes de l'état civil du Québec). De même, ces chercheurs

spécifient que la mesure pour illustrer l'alphabétisation peut renvoyer strictement au fait de savoir écrire (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007) et peut être observée par l'évaluation des déclarations dans les recensements ou par la présence de signatures sur les actes de mariage, de baptême et de sépulture. À l'opposé, la scolarisation peut faire référence à un apprentissage formel de connaissances, au-delà du simple fait de signer, mais plutôt basé sur les niveaux de scolarité. Afin de mesurer la fécondité, Bouchard et Roy exploitent principalement le nombre moyen d'enfants qu'ont les femmes mariées à l'âge de 20 ans.

Toutefois, dans leur étude, Bouchard et Roy présentent un nouvel indice (nommé PMP) classant les individus selon leur degré d'alphabétisation ou leur niveau d'apprentissage (scolarisation) sur une échelle de 0 à 100. Même des analyses très fines, comme celle réalisée par ces chercheurs, ne donnent pas de résultats éloquentes sur la direction ou la liaison entre l'éducation et la fécondité. La relation entre alphabétisation et fécondité semble dépendre du niveau général de scolarisation dans la population, tel que l'explique McInnis (1985). Par ailleurs, les résultats présentés par Bouchard et Roy (1991) traduisent que les analphabètes ont plus d'enfants et souffrent d'une plus grande mortalité infantile. De plus, les auteurs expliquent encore une fois que l'école était à cette époque un prolongement de l'institution religieuse. L'ensemble de la culture était également influencée et guidée par la religion. Bouchard et Roy font d'ailleurs la prémisse que les individus les plus alphabétisés étaient également les plus impliqués dans cet ordre social, et donc, plus respectueux des idéologies traditionnelles de la famille nombreuse. Compte tenu du fait que l'enseignement ait peu varié d'une période à l'autre, les mouvements dans la fécondité ont dû plutôt survenir suite à l'ouverture culturelle du Saguenay au début du XX<sup>e</sup> siècle. D'ailleurs, l'isolement explique que la pratique de la contraception s'est diffusée particulièrement tardivement dans cette région. Bouchard et Roy mettent en cause les facteurs culturels dans l'analyse des écarts de la fécondité. Il semble que les femmes de l'époque désiraient limiter la taille de leur famille, mais que la morale catholique les empêchait de faire l'usage de moyens efficaces. Leur étude témoigne aussi du grand impact de la transmission des traditions familiales, mais aussi de la complexité de la relation entre la scolarisation et la fécondité, puis de la culture de la reproduction, d'une génération à l'autre.

### 1.1.4 Diversité ethnique

D'un autre côté, comme certaines recherches précédentes l'ont évoqué, la diversité ethnique joue un rôle déterminant dans l'évolution de la fécondité. Hareven et Vinovskis (1975) ont abordé le facteur ethnique, à travers l'origine des individus, dans leur étude sur la fécondité légitime dans le milieu urbain d'une région américaine en 1880. Ces auteurs présentent les tendances de la fécondité qu'elles ont observées à l'aide de données censitaires. Parmi les résultats qu'elles ont démontrés, les données standardisées selon la distribution par âge de la population traduisent que le nombre d'enfants des femmes d'origine irlandaise (932) est presque le double de celui des américaines nées aux États-Unis (537). Dans la suite de leur analyse, au niveau des ménages, elles observent une relation entre la fécondité, l'ethnicité et l'occupation. L'hypothèse de base de cette étude se fonde sur le principe que l'emplacement d'un ménage dans la ville est une variable significative affectant le comportement familial et démographique des individus. Le choix orienté de Hareven et Vinovskis d'étudier deux secteurs distincts de la ville de Boston, afin de mener des comparaisons, est justifié par une autre étude ayant documenté des différences entre ces deux aires, notamment au niveau de l'origine des individus, du pourcentage de cols blancs et de femmes travailleurs, ayant un impact sur la fécondité.

Au tournant du XXI<sup>e</sup> siècle, Olson et Thornton (2001 et 2011) considèrent, de leur côté, que le facteur culturel (au niveau des mœurs religieuses) et l'identité ethnique influencent les mouvements de fécondité d'une population<sup>11</sup>. Dans leur étude, elles expliquent que pour saisir les interactions à l'intérieur d'un système démographique et nuancer le portrait d'une communauté culturelle, il faut traiter ensemble plusieurs aspects de son comportement. Les auteurs abordent donc une étude détaillée de la population montréalaise en 1861 et en 1891 à l'aide de plusieurs sources de données, dont les registres de naissances, de mariages et de décès, en plus des recensements. La complémentarité des sources exploitées concède aux chercheurs la possibilité de construire une base de données rigoureuse et d'approfondir la reconstruction des familles à un niveau plus fin que les chercheurs évoqués antérieurement. Leur hypothèse de départ implique une fécondité maritale élevée suivi d'une baisse en

---

<sup>11</sup> Elles distinguent les Franco-catholiques, les Irlando-catholiques et les Anglo-protestants.

particulier chez les Anglo-protestants qui n'est pas observé chez les Canadiens français sur ces trois décennies. Cette hypothèse fut infirmée dans la poursuite de leur analyse, car de faibles écarts de fécondité légitime sont apparus.

Différentes mesures de fécondité par groupe d'âge de la femme, telles que le taux de fécondité du moment, la fécondité légitime et la fécondité générale, ont permis aux auteurs d'illustrer leurs résultats. La fécondité légitime des femmes âgées de 15 à 49 ans passe de 9,8 % à 10,3 % chez les Canadiennes françaises, de 10,2 % à 9,4 % chez les Irlando-catholiques, et de 13,0 % à 8,7 % chez les Anglo-protestantes entre 1861 et 1891 (Olson et Thornton 2011, *Table 5.3 Fertility, marriage, and reproduction rates in three populations, 1860s and 1890s*). Le premier groupe connaît une légère augmentation du nombre de naissances, le second une légère baisse, puis le dernier une forte diminution sur cette période de trente ans. La fécondité générale donne des résultats plus attendus : de 6,9 % à 5,6 %, de 4,9 % à 3,6 % et de 6,0 % à 3,9 %. L'impact de la culture sur la nuptialité se reflète grandement sur les écarts de fécondité générale et légitime. L'intensité et le calendrier du mariage, le taux de remariage et la proportion de femmes célibataires influencent ces taux de fécondité. Ceci étant dit, les pratiques concernant le mariage varient d'une communauté à l'autre. De plus, la proportion de femmes mariées à chaque âge influe sur le taux de fécondité légitime, et donc générale. Les Canadiennes françaises se distinguent donc par leur jeune âge au mariage, ce qui enclenche le nombre élevé de naissances pour cette communauté. L'influence de la culture a un grand poids à jouer sur le comportement démographique des individus, malgré leur proximité géographique dans cette deuxième moitié de siècle.

Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) axent également leur analyse sur plusieurs catégories de facteurs, tels que les aspects culturels liés aux individus et aux familles et font une large place à l'impact des facteurs culturels et ethniques. Ils intègrent d'ailleurs la variable ethno-religieuse dans leur modèle de régressions multiples. Les deux principaux résultats qu'ils observent sont les suivants : « même si les franco-catholiques ont en général un peu plus d'enfants que les protestantes, les différences ne sont significatives chez aucun des groupes en ce début de transition [1871]. Bien que, lorsque « anglican » est choisi comme catégorie de référence, les presbytériennes affichent une fécondité significativement plus élevée que les

anglicanes, témoignage des différences de fécondité non négligeables au sein du groupe des protestantes » (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007, p.125).

### **1.1.5 Facteurs socio-économiques**

D'autres travaux se concentrent davantage sur les facteurs contextuels, plutôt extérieurs à l'individu. Quelques chercheurs ont par ailleurs précisé que la baisse de la fécondité au Québec était liée à la situation oscillante de la conjoncture socio-économique du pays, principalement avec le début de l'ère de l'urbanisation et de l'industrialisation à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle (Marcoux et St-Hilaire 2001). De plus, Gauvreau, Gervais et Gossage (2007), pour leur part, mentionnent également ce volet économique<sup>12</sup> dans leur étude, mais tel que présenté dans la section précédente, dirigent davantage leur discussion sur le système de valeurs et l'appartenance religieuse ou ethnique des individus qui servent d'assise à leurs attentes et espérances sociales. Ces chercheurs tentent d'ailleurs d'identifier les facteurs et les causes associés à la diminution des niveaux de la fécondité québécoise du milieu du XIX<sup>e</sup> siècle au siècle suivant. En élaborant des mesures de fécondité effective notamment à partir des données censitaires de 1871 et 1901, ces auteurs dressent une image de la tendance de la fécondité, principalement au Québec. Ils soutiennent également que les couples québécois ont commencé à limiter la taille de leur famille vers la fin du XIX<sup>e</sup> siècle seulement. Ces auteurs ont exploité les micro-données des recensements canadiens de 1871 et 1901, tout en bénéficiant de travaux réalisés au niveau agrégé. L'avantage d'exploiter des données censitaires est de pouvoir étudier le contexte social, culturel, économique et politique dans lequel le recensement a été effectué. « La fécondité des Québécoises 1870-1970 » sera présentée davantage dans la deuxième moitié du second chapitre, qui mettra l'accent sur le volet méthodologie et le cinquième chapitre sur les résultats obtenus dans cette étude.

Les facteurs de la fécondité sont plus souvent qu'autrement reliés entre eux. La plupart des recherches présentées précédemment démontrent d'ailleurs l'interrelation entre tous ces éléments. Bien que les auteurs aient une idée de la direction de leur étude ou des variables

---

<sup>12</sup> « Développement capitalisme et croissance des villes vont le plus souvent de pair, entraînant une expérience de la vie urbaine pour une majorité grandissante de la population. C'est dans ce contexte que s'inscrit, au Québec comme ailleurs, la transition de la fécondité » (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007).

qu'ils exploiteront, les analyses qui en découlent comportent davantage d'éléments explicatifs. La dernière sous-section expose les facteurs purement démographiques ayant une influence sur les autres déterminants énumérés précédemment et ayant un impact substantiel sur la fécondité.

### **1.1.6 Facteurs démographiques**

Les derniers, mais non les moindres, les facteurs démographiques interagissent certainement avec tous les déterminants présentés précédemment. Étant en quelque sorte les caractéristiques de base de la population, ces déterminants doivent être pris en compte, au meilleur de leur disponibilité. Ceci étant dit, plusieurs chercheurs évoqués tout au long de ce chapitre ont véhiculé l'importance de prendre en compte à la fois la mortalité, l'immigration et la nuptialité (principalement à travers l'âge au mariage), tandis que d'autres ont plutôt écarté ces déterminants. Parmi ceux qui ont accordé une attention particulière à ces déterminants, Chesnais (1986) alimente ses propos sur le début de la transition de la fécondité en abordant le déclin de la mortalité infantile observé à la même période. Henripin énonce, pour sa part, que les tables de mortalité pour la population canadienne ne sont pas disponibles avant le premier quart du XX<sup>e</sup> siècle. Nonobstant cette limite, ce démographe recourt à des tables, disponibles pour cette période, auxquelles peut être comparé le Canada, afin d'établir des estimations fiables des niveaux de mortalité canadienne. Ce ne sont pas tous les chercheurs qui entreprennent de telles démarches. En effet, Haan mentionne que diverses appartenances ethniques sont associées à des variations de fécondité et de mortalité. Ce chercheur insiste en expliquant que malgré l'imposante influence de la religion, les différents niveaux de mortalité doivent être pris en compte dans l'analyse de la baisse de la fécondité, sans pour autant poursuivre les analyses à ce niveau. Yasuba, quant à lui, énonce la possibilité de relation existante entre la mortalité et les écarts dans les niveaux de fécondité, puis présente certaines tables de mortalité, mais présume par la suite que les variations sont moindres entre 1800 et 1860 pour la population américaine étudiée. Ensuite, Hacker vient critiquer plusieurs études, notamment celle de Yasuba, car elles n'incluent pas la dimension de l'évolution de la mortalité ou des variations de la nuptialité dans l'explication de la baisse du rapport enfants par femme observée de façon générale dans leurs analyses. Hacker oriente son analyse de la

transition de la fécondité sur la mortalité différentielle et sur la baisse des niveaux de nuptialité. L'évolution de la mortalité, ainsi que l'âge au mariage à travers le temps, dès le début du XIX<sup>e</sup> siècle, caractérise les principaux phénomènes sur lesquels Hacker base ses nouvelles mesures et ses comparaisons.

L'importance de prendre en compte dans les analyses de la transition de la fécondité des populations anciennes à la fois la mortalité, la nuptialité (l'âge au mariage) et l'immigration ressort du travail de David J. Hacker sur la population américaine. Au niveau canadien, le même constat est observé notamment dans les études de Marvin McInnis principalement à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle, de Gauvreau, Gervais et Gossage orientée sur les québécoises, et de Sherry Olson et Patricia Thornton axée sur la ville de Montréal. En effet, Thornton et Olson accordent une importance à la mortalité infantile et au mariage en cernant leur impact sur la natalité. Ces deux chercheurs étudient séparément la mortalité, la fécondité et la nuptialité, et l'influence qu'elles exercent les unes sur les autres. Ces auteurs ciblent d'ailleurs les niveaux de mortalité distincts selon la communauté culturelle, ce qui correspond à un avantage de cette étude.

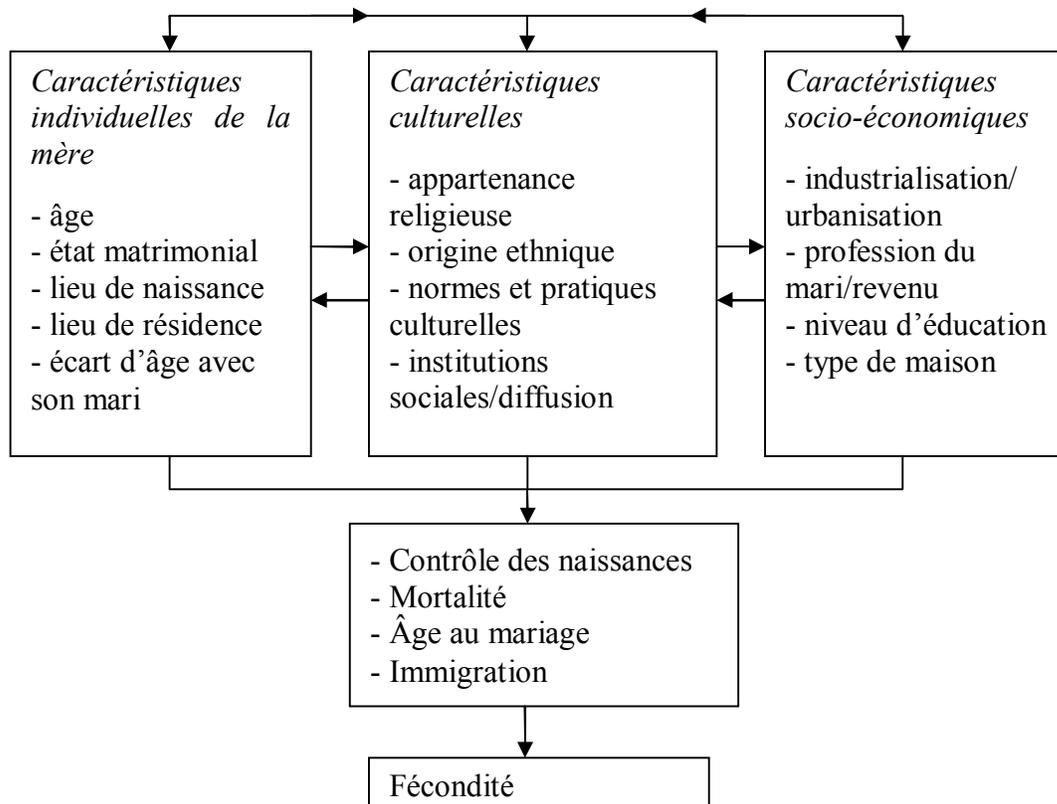
La migration est, quant à elle, quelque peu mise en retrait. McInnis se distingue toutefois, car il aborde cette dernière et explique quelques changements dans l'évolution de la population à travers les mouvements de celle-ci. Son étude décrit bien les grands bouleversements vécus par la population canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle en lien avec l'évolution de la structure de la population suite aux mouvements migratoires et à l'accroissement naturel. Les individus migrant vers le territoire canadien durant ce siècle ont des caractéristiques spécifiques, et le fait de pouvoir les cerner permet de décrire davantage la population ainsi que ses comportements. Ces nouveaux arrivants transportent avec eux des habitudes de vie qui se reflètent notamment sur leur fécondité.

Les données souhaitées ne sont pas toujours disponibles afin de raffiner les études, surtout lorsqu'il est question de populations anciennes. Toutefois, il faut être vigilant et tenter d'exploiter autant de sources que possible afin de palier celles qui sont imparfaites ou incomplètes. Nous tenterons d'ailleurs dans notre propre recherche d'incorporer le plus de

renseignements disponibles afin de rendre notre étude enrichissante sur la fécondité de la population canadienne au tournant de la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle.

## 1.2 Cadre conceptuel

Inspiré de cette revue de littérature et suite à la consultation de nombreux travaux sur la fécondité, le schéma suivant combine plusieurs facteurs ayant un impact ou jouant un rôle sur les variations de la fécondité des populations. Le schéma comprend plus de facteurs que notre source, soit le recensement ancien, ne nous permettra d'étudier.



Premièrement, ce cadre explicatif prend en compte le contexte social, au niveau macro, propre au pays et à la période d'étude, soit le Canada dans la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle, puisqu'il est construit à partir d'études axées sur cette période. Ensuite, nous observons quelques caractéristiques liées à la mère et à son ménage classées en trois catégories (individuelles, culturelles et socio-économiques). Ces déterminants ont principalement été

identifiés au cours des lectures qui ont permis d'élaborer la revue de la littérature ci-dessus. Notons cependant que, suite à la consultation de la documentation sur les recensements disponibles, nous allons devoir ajuster notre propre cadre en fonction des variables qui se retrouvent dans les bases de données que nous exploiterons. Les principales variables utilisées seront ainsi l'âge de la mère, l'état matrimonial (femmes mariées seulement), le lieu de naissance, le lieu de résidence et l'appartenance religieuse. Pour approfondir l'analyse, nous tenterons d'utiliser également l'écart d'âge entre le mari et la femme, la profession du mari et le type de maison, pour tenter d'incorporer un aspect économique dans l'étude. Le deuxième chapitre dévoilera les recensements que nous exploiterons, ainsi que la méthodologie qui sera utilisée.

### **1.3 Sommaire et objectifs de recherche**

En somme, tous les articles présentés et cités dans ce chapitre ont évoqué des pistes de recherche sur la fécondité canadienne de la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle au début du XX<sup>e</sup> siècle. Il coexiste toutefois de nombreuses contradictions dans la littérature, sur les méthodes, sur les approches et sur les facteurs ayant un effet sur les différences dans les niveaux de la fécondité canadienne. Les nombreuses théories économiques élaborées dans les années 1960 et 1980, parfois divergentes, parfois convergentes, ont suscité l'intérêt de théoriciens plus modernes.

Ensuite, les déterminants et les facteurs identifiés et étudiés par les chercheurs démontrent la présence d'un large éventail d'approches pour l'analyse de la transition de la fécondité, plus particulièrement canadienne. L'éducation, modifiée par le développement des populations, notamment à travers l'industrialisation et l'urbanisation, semble jouer un rôle négatif sur les niveaux de fécondité. Dans ce sens, plus l'instruction prend de place dans la vie des gens, plus les niveaux de scolarisation augmentent, et plus les taux de fécondité tendent à diminuer, de façon générale. En réalité, McInnis, lequel s'intéresse à la période 1891 à 1931, témoigne plutôt du fait que cet effet est observé seulement lorsque le niveau général de scolarisation d'une population est affecté. Les grands résultats de Bouchard et Roy sur cette thématique pour la période 1842 à 1971, dévoilent cependant que les individus les plus

alphabétisés avaient plus d'enfants. Nonobstant, ces chercheurs incluent une autre variable à leur modèle, soit l'impact de la religion. À travers l'interaction entre la scolarisation et la religion, les individus les plus impliqués dans le corpus religieux étant les plus éduqués, Bouchard et Roy concluent que le niveau d'éducation influence les niveaux de fécondité. Ceci étant dit, du côté de la variable religion, il semble y avoir un effet positif pour certaines Églises, c'est-à-dire que plus la présence de l'institution religieuse se fait sentir, plus les doctrines de l'Église sont effectives, plus nombreuses sont donc les familles, car les limitations de naissances ne sont pas permises. Cette contradiction dans la relation entre la fécondité et d'autres facteurs suggère plutôt que l'interprétation des mesures doit être effectuée avec vigilance et réalisée en fonction des données exploitées.

Par ailleurs, la fécondité semble positivement associée avec l'identité francophone et rurale, et négativement liée avec l'identité britannique et écossaise, et le monde urbain florissant. Toutefois, Olson et Thornton ont observé un rôle intermédiaire du mariage sur les niveaux de fécondité. Haan, quant à lui incorpore à son analyse les facteurs ethno-culturels qui permettent de distinguer davantage les différenciations dans la fécondité des divers sous-groupes d'une population. Ainsi, il semble y avoir des différenciations dans les niveaux de fécondité selon la communauté culturelle, et entre les régions urbaines et rurales. Nous tenterons dans la poursuite de ce mémoire d'atteindre nos objectifs de recherche quant aux différenciations des niveaux de fécondité de la population canadienne durant la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle.

Les différentes avenues concernant l'approche théorique et l'étalage des déterminants de la fécondité nous permettent de garder un œil ouvert dans l'orientation de notre recherche. L'exploitation de données censitaires pour réaliser des mesures sur les niveaux de fécondité ancienne demeure un choix simple et usuel. Par ailleurs, ce mémoire est principalement inspiré par l'étude de Gauvreau, Gervais et Gossage (2007), tant au niveau de l'approche utilisée, de la méthodologie exploitée (que nous verrons en détail dans le deuxième chapitre), de la présentation des résultats que de l'orientation globale de la recherche. Cette référence, puisque l'usage de recensements canadiens décennaux du XIX<sup>e</sup> siècle est commun aux deux

études, permettra également de raffiner et d'allonger le calendrier de la fécondité de la population québécoise.

La revue de la littérature présentée ci-haut motive le développement de ce mémoire. Le début de la transition de la fécondité étant indistinct, des sources de données historiques étant disponibles, telles que présentées dans le prochain chapitre, l'addition est simple. Sur la base de cette démarche, l'exploitation des données de recensements canadiens de 1852 et 1881, critiqués dans le troisième chapitre, permettra de reculer dans le temps le calendrier de l'évolution de la fécondité. De prime abord, nous envisageons trouver des résultats similaires d'une baisse des niveaux de fécondité à celles des travaux qui ont déjà été publiés sur l'étude des tendances de la fécondité canadienne du milieu à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. Les conditions socio-économiques plutôt instables de cette période entourant l'industrialisation et l'urbanisation croissantes ont sans doute contribué aux variations observées. Les facteurs associés aux différents niveaux de mesure de la fécondité sont probablement reliés au statut économique de la famille (capacité d'avoir un grand nombre d'enfants), à la religion qui dictait les comportements de l'époque, au lieu de résidence (urbain/rural) ainsi qu'à la profession du mari. D'autres variables explicatives, proposées précédemment, telles que l'appartenance culturelle et la mortalité infantile raffineront l'analyse des tendances de la fécondité au Canada dans la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Nous tenterons à travers ce mémoire de vérifier les hypothèses suivantes :

- 1) TEMPS : Nous observons une baisse appréciable des taux bruts de natalité et aussi de la fécondité légitime canadienne entre 1852 et 1881.
- 2) ETHNO-RELIGIEUX : L'appartenance à la religion catholique et l'ethnie française favorise les familles plus nombreuses.
- 3) URBAIN-RURAL : Le fait de vivre en milieu rural a un effet positif sur le nombre d'enfants qu'a une femme mariée, tandis que l'inverse se constate en milieu urbain, en 1852 et 1881.
- 4) RÉGION : C'est au Québec que nous observons les niveaux de fécondité les plus hauts en 1881, et le pourcentage de la baisse de la fécondité entre 1852 et 1881 est le plus élevé en Ontario.
- 5) PROFESSION : Les épouses d'un chef de ménage ayant une profession plus bourgeoise ont tendance à avoir moins d'enfants que celles des cultivateurs.

Nous tenterons de voir dans notre analyse qui sera développée dans le dernier chapitre de ce mémoire si nous observons les tendances dégagées à travers les études citées dans cette revue de littérature sont les mêmes au Canada en 1852 et 1881. Cependant, les distinctions urbaine/rurale et régionales étant au cœur de notre investigation, nous consacrerons un chapitre analytique aux questions de représentativité géographique du recensement de 1852. Avant, la présentation des données censitaires canadiennes visées par notre étude est détaillée dans les différentes sections du chapitre suivant. De nombreux enjeux sont soulignés, et leur richesse ainsi que leurs limites sont également mises en relief.

## Chapitre 2 – Sources de données

La présentation des données historiques choisies servira d'abord à commenter l'efficacité et la fiabilité de nos sources afin de mener des études sur la fécondité du XIX<sup>e</sup> siècle. De plus, elle identifiera la population à l'étude ainsi que les limites et les avantages de ce type de ressources. Détailler les sources de données explorées, les valider et les commenter constitue l'étape préliminaire dans la réalisation d'une analyse des comportements démographiques, car leur fiabilité est à la base de nos résultats et de notre discussion des tendances alors dévoilées par les différentes mesures élaborées.

Différentes sources de données sont disponibles pour explorer le phénomène d'expansion qu'est la fécondité. Les recensements permettent de leur côté de dresser l'image de la population à un moment précis selon plusieurs caractéristiques démographiques, socio-économiques et culturelles. Notons que les questions posées dans les recensements sont déterminées par le gouvernement en place au moment de leur création, afin de répondre à ses besoins, notamment en termes de gouvernance (Curtis 2001, Gauvreau 2007). Nous examinerons brièvement dans ce chapitre le développement et la composition des recensements canadiens de 1852 et de 1881 avec certaines références à d'autres recensements canadiens et américains couvrant la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Le Programme de recherche en démographie historique (PRDH) de l'Université de Montréal offre l'accès aux données intégrales d'un échantillon de 20 % de la population canadienne recensée en 1852 (Dillon 2005), en plus de contenir la totalité des données recensées en 1881, couvrant l'ensemble du territoire de l'époque<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> Ces deux bases de données sont directement téléchargeables par internet sur le site officiel du PRDH et exploitables en SPSS : [www.prdh.umontreal.ca](http://www.prdh.umontreal.ca). Le PRDH met à la disposition de ses chercheurs toute la documentation nécessaire (ou est en voie de le faire) pour élaborer des analyses avec les données transversales sur les populations canadiennes pour les années 1852 et 1881.

Les données relatives à la fécondité québécoise ancienne peuvent être obtenues à partir de registres paroissiaux<sup>14</sup>. Pour la même période, la fécondité réelle canadienne, ne peut quant à elle être étudiée qu'à partir de données provenant de l'état civil de chaque province. Il faut alors attendre le premier quart du XX<sup>e</sup> siècle pour accéder à ces données. « Avant 1921, en effet, il n'y a que les recensements qui puissent fournir une base assez solide à l'évaluation de la natalité et la fécondité au Canada » (Henripin 1968, p. 15). Cependant, il est possible de recourir à des mesures indirectes de la fécondité canadienne à cette époque, comme nous le verrons plus tard dans ce chapitre. Nous retrouvons d'ailleurs dans les recensements canadiens de cette période principalement des données sur les caractéristiques personnelles des individus, telles que le nom, le prénom, l'âge, le sexe, le statut matrimonial ; sur les conditions socio-économiques individuelles, telles que le type de profession ou occupation, et celles rattachées au ménage, telles que la possession d'un magasin et le type de maison habitée ; puis sur certains attributs socio-culturels, tels que le lieu de naissance, la religion et l'ethnie (Gagan 1974, Dillon 2005). Ces informations nous permettent donc de dresser un portrait de la fécondité de la population selon plusieurs variables.

La première initiative de dénombrement de la population canadienne au niveau individuel pendant l'ère statistique moderne, fut réalisée en 1852 (Bibliothèque et Archives Canada, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2006). Ce premier recensement moderne, ainsi que les suivants, notamment celui de 1881, représentent, malgré leurs failles, des sources de données historiques pertinentes, et surtout, disponibles. Ce faisant, ils constituent notre seule observation systématique de la population entière (ou presque) de l'époque. Ces données historiques doivent être utilisées avec vigilance. Leur fiabilité sera d'ailleurs traitée dans le troisième chapitre, où nous évaluerons en profondeur le recensement de 1852, puis nous présenterons le recensement de 1881, lequel sera utilisé pour illustrer l'évolution de la fécondité au Canada.

---

<sup>14</sup> Ces données sont disponibles grâce au PRDH. Celui-ci héberge et diffuse en effet le Registre de la population du Québec ancien (RPQA), une base de données constituée à partir des registres paroissiaux (les actes de baptême, de mariage et de sépulture) de 1621 à 1799, avec certains actes de décès de 1800 à 1850.

Les grands travaux sur la fécondité historique, réalisés sur la base de statistiques agrégées de la population totale ou de micro-données censitaires détaillées, entre autres menés par le Groupe Princeton sur l'Europe, et par David Hacker et Michael R. Haines sur les États-Unis, situeront cette recherche dans un contexte international pour cette période. Les méthodes utilisées ainsi que les résultats obtenus dans leurs études seront sommairement présentés dans notre discussion portant sur la méthodologie.

## 2.1 Présentation du recensement canadien de 1852

Constituant le premier exercice de dénombrement nominatif de la population du Canada, les questions posées dans le recensement de 1852 étaient relativement ambitieuses. Deux questionnaires avaient d'ailleurs été construits, un « rural » et l'autre « urbain ». Le recensement rural comptant, en plus, un second volet : un personnel et l'autre agricole, dans le but de récolter davantage de renseignements sur les ménages vivant sur des terres. Les questions propres aux individus étaient également plus nombreuses en 1852 (un peu plus d'une quarantaine) qu'en 1871 et en 1881 (seulement une vingtaine). Pour sa part, le recensement rural agricole de 1852 contenait près d'une soixantaine de colonnes, car il interrogeait également les individus sur leur terre, leurs animaux et leur production.

Les recenseurs devaient, selon les instructions de la loi de 1851<sup>15</sup>, visiter chacune des maisons qu'ils croisaient sur la route de leur sous-district et prendre en note (en français ou en anglais) le nom, le sexe, l'âge, l'état matrimonial, la religion, le lieu de naissance et l'occupation de chaque personne y résidant la nuit du dimanche précédant le lundi du recensement. Ils devaient également identifier les membres, les non-membres ou les personnes

---

<sup>15</sup> « En 1851, la *Loi pour la tenue plus efficace de recensements périodiques de la province* (chapitre XLIX, 14 et 15 Victoria) a été adoptée. Elle abrogeait ainsi toutes les dispositions de la loi de 1847 qui étaient, semble-t-il, non conformes à ses déclarations ainsi qu'avec d'autres lois liées au recensement. De plus, la loi de 1851 exigeait la tenue d'un recensement le deuxième lundi du mois de janvier 1852 et ensuite le deuxième lundi du mois de janvier 1861 et à tous les dix ans par la suite » (Bibliothèque et Archives Canada, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2006).

absentes du ménage, et les visiteurs ainsi que leur lieu de résidence permanente<sup>16</sup>. Par la suite, ils étaient tenus d'inscrire tout autre renseignement demandé sur le formulaire du recensement. Dans les villes, les recenseurs devaient déposer à chacune des maisons un formulaire avant le début du recensement. Les occupants de tous les logements des maisons devaient remplir les tableaux et signer leur déclaration. Les commissaires recevaient les formulaires remplis de la part des différents recenseurs et vérifiaient que les données étaient exactes et complètes; ils devaient notamment rectifier les résultats pour la colonne « lieu de naissance » afin que le « F » annoté dans cette colonne fasse référence à la population francophone (Bibliothèque et Archives Canada, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2006).

**Figure 2.1 : Image numérisée d'un manuscrit du recensement rural canadien de 1852 (première page des quatre couvrant un lot de 50 personnes)**

RECENSEMENT PERSONNEL, District de Recensement, N<sup>o</sup> 16 de la section rurale du Saguenay

NOMS DES PERSONNES DANS LA MAISON.	PROFESSION, ETAT OU OCCUPATION.	LIEU DE NAISSANCE.	RELIGION.	RESIDENCE SI ELLE EST HORS DES LIMITES.	Age au jour an- niversaire de naissance suivant.	SEXE.	
						Hommes	Femmes
1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
1 Louis Savard	Cultivateur	Malbaie 2	Catholique	..	7 50	1	"
2 Louise Tremblay		Malbaie 2	Catholique	..	7 20	"	1
3 Maliste Savard	Journalier	Malbaie 2	Catholique	..	53	1	"
4 Olimpe Savard		Malbaie 2	Catholique	..	17	"	1
5 Augustin Savard	Journalier	Malbaie 2	Catholique	..	15	1	"
6 Jean Savard	Journalier	Malbaie 2	Catholique	..	16	1	"
7 Elénore Savard		Malbaie 2	Catholique	..	14	"	1
8 Zéphirin Gauthier	Cultivateur	Aboutemens 2	Catholique	..	7 67	1	"
9 Hèle Boitard	"	Aboutemens 2	Catholique	..	7 60	"	1
10 Pélion Gauthier	"	Saguenay 2	Catholique	..	5	1	"
11 Elisabeth Gauthier	"	Saguenay 2	Catholique	..	8	"	1
12 Elsie Gauthier	"	Saguenay 2	Catholique	..	1	"	1
13 Séverin Bouchard	Cultivateur	Malbaie 2	Catholique	..	7 31	1	"
14 Adèle Lefebvre	"	Malbaie 2	Catholique	..	7 66	"	1
15 Parvise Bouchard	"	Saguenay 2	Catholique	..	"	"	1

Source : Bibliothèque et Archives Canada page web généalogique précise et PRDH 2012.

<sup>16</sup> À cet effet, une discordance subsiste dans ce questionnaire, car les gens devaient être recensés à leur lieu de résidence habituel (dit « de jure ») et au lieu où ils se trouvaient au moment du recensement (dit « de facto »). Nous verrons dans la section 2.4 de ce chapitre quelques critiques à ce sujet.

Les manuscrits étaient composés de « lots » de recensement personnel comprenant cinquante lignes (une par individu) et s'étendant sur quatre pages. Tel qu'illustré sur la figure 2.1, la première page contient les colonnes pour les prénoms, les noms, l'occupation, le lieu de naissance, la religion, le lieu de résidence si hors des limites (du district parcouru par le recenseur), l'âge et le sexe des individus. La deuxième page indique l'état matrimonial (généralement marié ou non marié, mais les personnes veuves étaient également identifiées), le statut « membre » ou « non-membre » de la famille et « membre absent » selon le sexe, la fréquentation scolaire, puis les individus de couleur noire, aliénés, sourds ou muets, et enfin les naissances durant l'année 1851. La troisième page intègre des questions sur les décès (l'âge et la cause), le type de maison, le nombre d'étages et le nombre de familles y résidant. Finalement, la dernière page servait aux recenseurs afin qu'ils inscrivent des notes particulières. Lors de l'exploration des questionnaires, il n'est pas toujours facile de déchiffrer ce que les énumérateurs ont noté sur les manuscrits (numérisés dans le cadre de nos recherches par la Division des services en ligne de Bibliothèques et Archives Canada [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2005), et encore moins lorsque les commissionnaires ont fait des corrections apparentes sur les formulaires.

L'équipe du Programme de recherche en démographie historique (PRDH) de l'Université de Montréal a toutefois saisi les données recensées afin de construire un échantillon aléatoire de 20 % de la population canadienne en 1852 (Dillon 2005). L'échantillon construit ne comprend que les Provinces du Canada-Ouest et du Canada-Est, soient l'Ontario et le Québec de nos jours, car le recensement du Nouveau-Brunswick « contient un nombre très variable de personnes dénombrées, ce qui complique l'échantillonnage par pages » et le recensement de la Nouvelle-Écosse comprend seulement les chefs de ménage (Dillon 2005, p. 300). Par la suite, la saisie du recensement de 1852 pour la ville de Québec a été effectuée par les bénévoles de la Société de généalogie de Québec (SGQ). Toutefois, les réponses pour certaines questions n'ont pas encore été saisies, notamment pour le type de maison, ce qui limite nos analyses socio-économiques pour cette ville. Les données pour la ville de Québec étant disponibles en entier, notre échantillon de 20 % du recensement de 1852 contient également 20 % des citoyens de Québec, soit un peu plus de 38 000 individus. Le PRDH détient également, depuis le printemps 2010, un registre

complet du recensement de 1852 construit par le Genealogical Society of Utah (GSU). Cet index compte 1 487 802 lignes, soit la population totale réelle pour cette époque, un chiffre établi sur la base des manuscrits disponibles<sup>17</sup>. Cependant, cette base ne regroupe qu'un nombre limité de variables, soit l'information personnelle de tous les individus recensés (sur les manuscrits subsistants) en 1852, c'est-à-dire cinq variables démographiques : le nom, le prénom, l'âge, le sexe et le lieu de naissance, selon la province, le district et le sous-district. Cette base couvre ainsi près de 1,5 millions d'individus, incluant le Québec (629 761), l'Ontario (701 720), en plus du Nouveau-Brunswick (145 681) et de la Nouvelle-Écosse (10 640). Malgré la richesse de cette base intégrale, celle-ci ne fournit que peu de variables nous permettant d'analyser les différences de niveaux de fécondité selon plusieurs caractéristiques démographiques ou économiques, telles que la religion, l'occupation et le type de maison habitée. Nonobstant, nous n'abandonnerons pas l'utilisation de cette source de données exceptionnelle. La validation de la saisie des données provenant de l'échantillon du PRDH avec cette base de données permettrait de rendre compte de la qualité de la saisie réalisée par les nombreux bénévoles (Anctil 2002, Harton 2004). Cette source demeure donc un atout, notamment pour évaluer les niveaux de correction qu'il faudra encore apporter à la base de données du PRDH. Elle permet également de mener des analyses statistiques de certaines variables avec un bon niveau de détail géographique. Ainsi, le Projet du recensement canadien de 1852 offre, à travers sa base de données, une source d'information riche et accessible tant sur le Canada-Est (Québec) que sur le Canada-Ouest (Ontario). Le PRDH permet aux chercheurs intéressés de manipuler plus d'une centaine de variables originales et créées lors du nettoyage des données saisies.

La planification du recensement de 1851 ayant tardé, l'énumération débuta donc le 12 janvier 1852, et les recenseurs devaient prendre quatorze jours pour compléter l'énumération du sous-district ou du quartier auquel ils avaient été assignés. En tout, 45 commissaires et 597 énumérateurs ont été employés pour le recensement dans le Canada-Ouest, pour énumérer

---

<sup>17</sup> Les bénévoles du PRDH travaillent actuellement sur l'ajout des autres variables du recensement, et ce, par sous-district. Notre échantillon contient à ce jour toutes les variables provenant des manuscrits du recensement de 1852 pour 25% de tous les sous-districts et 57% des sous-districts provenant du Canada-Est ([www.prdh.umontreal.ca](http://www.prdh.umontreal.ca) 2012).

952 004 individus, et 38 commissaires et 476 énumérateurs dans le Canada-Est, pour en recenser 890 261. Les résultats finals ont été publiés dès 1853 en deux rapports<sup>18</sup> qui contiennent les données agrégées des recensements personnels, par district et sous-district, ainsi que les données agricoles.

## 2.2 Présentation du recensement canadien de 1881

Le recensement de 1881 est conduit sous la direction du sous-ministre de l'agriculture Joseph-Charles Taché. Ce dénombrement comptait un total de 172 questions étalées sur huit questionnaires, devant ainsi recueillir des renseignements relatifs aux individus, aux ménages et aux entreprises répartis à travers le territoire canadien. Il est à noter que seul le premier questionnaire est aujourd'hui disponible, nous fournissant les renseignements personnels de tous les individus, tels que les noms, l'âge, le sexe, l'état matrimonial, l'occupation, la religion, l'origine, le pays ou la province de naissance, le nombre de familles dans la maison, les naissances au cours des douze derniers mois, la fréquentation scolaire. Le questionnaire énumère également cinq questions sur l'état des bâtiments (vaisseaux, chantiers, maisons en construction, habitées<sup>19</sup> ou inhabitées) et trois questions sur les infirmités. Cette fois, un lot de recensement dénombrait 25 individus. Rappelons que pour le recensement de 1852, les questionnaires qui n'ont pas été perdus sont disponibles en entier et étaient étendus sur quatre pages. De plus, les premières questions du recensement de 1852 étaient relatives aux mêmes caractéristiques individuelles que celles énumérées en 1881, avec quelques ajouts.

---

<sup>18</sup> Census of the Canadas. 1851-2. *Personal Census. Vol. I*, (Quebec: Printed by John Lovell, at his printing establishment, Mountain Street. 1853), « First Report of the Secretary of the Board of Registration and Statistics on the Census of the Canadas for 1851-52 », et Recensement des Canadas. 1851-2. *Produits de l'agriculture, moulins, manufactures, maisons, écoles, édifices publics, maisons de culte, etc. Vol. II*, (Québec : Des Presses à vapeur de Lovell et Lamoureux, rue la Montagne, 1855), « Deuxième rapport du secrétaire du Bureau d'enregistrement et de Statistique, sur le recensement des Canadas pour 1851-52 ».

<sup>19</sup> Le recenseur devait inscrire le nombre de maisons visitées durant son dénombrement, attribuant ainsi un numéro de logement à chacune d'entre elles ainsi qu'un numéro de famille. Plusieurs familles pouvaient résider dans la même maison.

**Figure 2.2 : Image numérisée d'un manuscrit du recensement canadien de 1881**

**(Tableau 1 : page couvrant un lot de 25 personnes)**

Source : Bibliothèque et Archives Canada.

Les autres tableaux du recensement de 1881, qui ne sont désormais plus accessibles, avaient recueilli des informations sur les décès, les biens immobiliers, institutions publiques et établissements industriels, l'utilisation et la productivité des terres en propriété, le bétail et les productions animales, l'exploitation forestière, l'exploitation minière, et la production liée à l'expédition et à la pêche (Bibliothèque et Archives Canada, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2008).

Le protocole d'observation de ce recensement fut allégé comparativement aux précédents. Le recensement de 1881 a pris la même forme que celui de 1871, ce dernier s'étant démarqué dans la collecte de données nationales. Le dénombrement de tous les individus selon leur lieu de résidence habituel devait avoir lieu en date du 4 avril 1881, même si l'énumération avait lieu ultérieurement. Ce recensement intègre seulement la règle « de jure »<sup>20</sup> afin d'éviter les doublons inutiles. Donc, les individus temporairement absents devaient être recensés à leur résidence habituelle même s'ils se trouvaient à un autre endroit la nuit du dénombrement. Ainsi, le recensement de 1881 était plus facile à analyser et les rapports pouvaient être publiés diligemment. Le recensement du Canada de 1881 fait l'objet d'un rapport présenté en quatre volumes publiés annuellement entre 1882 et 1885. Au total, quatorze officiers de recensement

<sup>20</sup> En fonction du lieu de résidence habituel.

furent formés et mandatés pour remettre les manuels d'instructions aux 205 commissaires et 3 183 énumérateurs répartis à travers les différentes circonscriptions regroupant 192 districts et 2 139 sous-districts. Ces hommes avaient également recours à des fiches modèles pour faciliter le dénombrement des 4,3 millions d'individus sur les formulaires de recensement<sup>21</sup>.

Lors de l'énumération, le chef de ménage<sup>22</sup> était inscrit en premier sur le formulaire, comme il était d'usage lors des recensements précédents, puis suivaient les autres membres du ménage. Le ménage était alors entendu comme un groupe d'individus « sous la direction d'un chef » (de Saint Pol et al. 2004), occupant un même logement en tant que résidence principale. « Ce recensement visait à faire ressortir les généralités plutôt que des éléments spécifiques. Par conséquent, l'énumération était systématique et les renseignements relatifs à chaque personne devaient se retrouver dans des catégories pouvant être compilées et interprétées facilement » (Bibliothèque et Archives Canada, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2008). Les manuscrits de ce recensement ont été détruits après avoir été microfilmés. Cependant, les images provenant des microfilms sont accessibles sur le site internet de la Bibliothèque et Archives Canada (BAC, [www.collectionscanada.gc.ca](http://www.collectionscanada.gc.ca) 2011).

La base de données du Projet du recensement canadien de 1881 du Programme de recherche en démographie (PRDH) met à la disposition des chercheurs un échantillon complet de la population canadienne dénombrée lors du recensement de 1881, laquelle s'élevait à plus de 4,3 millions d'individus. Cette source de données fut la première à fournir des renseignements détaillés pour un aussi grand nombre d'individus résidant à travers l'ensemble du territoire canadien : Colombie-Britannique (49 459), Manitoba (65 954), Ontario (1 923 228), Québec (1 359 027), Nouveau-Brunswick (321 233), Nouvelle-Écosse (440 573), Île-du-Prince-Édouard (108 891) et les Territoires du Nord-Ouest (56 446). Cette base contient un éventail de 46 variables, dont celles tirées directement des manuscrits, puis celles créées lors des étapes de saisie et de nettoyage des données. Afin de mettre à profit les données

---

<sup>21</sup> Census of Canada, 1881. *Recensement du Canada. Volume 1*, (Ottawa: Printed by Maclean, Roger & co., Wellington street. 1882).

<sup>22</sup> Traditionnellement un homme, marié ou veuf, le cas échéant sa veuve. Normalement, un seul chef de ménage par ménage recensé.

complètes pour la population canadienne en 1881, il est maintenant possible de les comparer à la version de 1852 que des bénévoles (GSU) viennent de créer, tel que mentionné précédemment.

La base de données du recensement de 1881 compte moins de colonnes que celles du recensement de 1852. Diverses questions personnelles et industrielles étaient rassemblées en un seul questionnaire en 1852; par contre, en 1881, elles ont été réparties sur huit questionnaires qui ne sont plus accessibles, à l'exception du premier questionnaire, le « Dénombrement des vivants »<sup>23</sup>. À noter qu'en 1852, le questionnaire agricole était séparé et est encore disponible pour certains sous-districts. De plus, de nombreuses variables supplémentaires pour 1852 et 1881 ont été construites<sup>24</sup> lors du traitement des données, notamment le rang d'énumération des individus dans chaque ménage, le nombre de noms de famille distincts par ménage, le numéro des époux respectifs, ou encore le numéro du ménage ou sa taille. Les deux bases de données comportent encore quelques coquilles. Plusieurs étapes de nettoyage ont en outre été exécutées afin d'éliminer ces erreurs, spécialement pour le recensement de 1852. De nombreux étudiants, membres du PRDH, ont réalisé différentes manipulations dans le but d'alléger l'ampleur de ces divergences. Nous verrons dans les différentes sections du chapitre suivant les principaux travaux que nous avons réalisés afin de réduire les réponses inconnues ou erronées.

L'utilité des recensements de 1852 et 1881 est de pouvoir comparer dans le temps les variables utilisées dans le calcul des niveaux de fécondité. Les recensements de 1852 et 1881 ont plusieurs variables d'intérêt communes, dont : l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le lieu de naissance, la religion et la profession. Les noms et les prénoms, présents dans tous les recensements, permettent en particulier de procéder à l'identification des familles (ménages) lorsque celles-ci ne sont pas clairement numérotées, notamment en 1852. Nous devons d'ailleurs inférer la relation de parentalité, puisqu'il n'y a pas de variable relative à la relation

---

<sup>23</sup> Thomas A. Hillman, *Census Returns/Recensements: Catalogue of Census Returns on Microfilm/Catalogue de Recensements sur microfilm, 1666-1891*, (Ottawa: Public Archives Canada, 1987).

<sup>24</sup> Cf. Section 3.2 pour le détail de la codification des variables principales pour l'étude de la fécondité à l'aide des données censitaires de 1852 et 1881.

au chef de ménage cette même année. Nous allons également inférer la relation entre les enfants et leur mère selon le nom de famille, l'âge, l'ordre de dénombrement et l'état matrimonial des enfants et des femmes. Le fait de reconstituer les familles nous permettra d'effectuer des calculs indirects des niveaux de fécondité. La présence d'un bon éventail de variables nous rendra apte à entreprendre des analyses multivariées (élaborées dans le cinquième chapitre). Nous verrons les nombreux détails de la démarche et la méthode utilisée dans la suite de ce chapitre.

Pour conclure, les informations contenues dans la base de données du recensement canadien de 1881 pourront être couplées à celles d'autres échantillons de la population provenant du XIX<sup>e</sup> siècle. Il en va ainsi du recensement canadien de 1871 avec les recensements américains de 1850 et 1880 à l'aide du « Integrated Canadian-American Public Use Microdata Series (ICAPUMS) » (Dillon 1997). La taille de la base de données de 1881 permet d'ailleurs de réaliser des analyses autrement impossibles à partir d'échantillons de moindre échelle.

### **2.3 Disponibilité de micro-données censitaires**

Actuellement, la série de micro-données nominatives censitaires disponibles pour le Canada débute avec le recensement de 1852. Le recensement de 1861, formé de cinq questionnaires provinciaux, n'est pas disponible en entier et manque souvent sur les listes. Bibliothèque et Archives Canada permet également la consultation des manuscrits originaux maintenant numérisés pour les recensements canadiens de 1871, 1881, 1891, 1901 et 1911, et les recensements de l'Ouest du Canada de 1906 et 1916<sup>25</sup>. Les recensements subséquents ne peuvent pas encore être consultés puisque la période de divulgation de 92 ans n'est pas encore arrivée à terme. Les recensements de la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle comportent, pour la plupart des provinces, le nom, l'âge, le sexe, le lieu de naissance, la religion, l'occupation et

---

<sup>25</sup> Le « North Atlantic Population Project » (NAPP), un projet basé à l'University of Minnesota, donne également accès à des échantillons de micro-données de recensements provenant de plusieurs pays, entre autres : le Canada, pour les années 1852, 1871, 1881, 1891 et 1901, et l'Ouest canadien pour les années 1906 et 1916 (<http://www.nappdata.org/>).

l'état civil, de tous les individus. Finalement, le réseau canadien des Centres de données de recherche met à la disposition des chercheurs les fichiers des recensements historiques décennaux de 1921 à 1951.

Comme nous l'avons vu dans le premier chapitre, plusieurs études ont été menées sur la base des recensements nominatifs anciens tant au Canada qu'aux États-Unis; notamment sur les questions entourant la fécondité de la population au XIX<sup>e</sup> siècle et la période où débute la transition de la fécondité dans plusieurs pays à travers le monde. Dans la prochaine section, nous verrons quelles mesures de fécondité, directe ou indirecte, peuvent être réalisées à partir de ce type de données, soit des données censitaires historiques.

## **2.4 Méthodologie**

Les données disponibles permettant de construire des indicateurs de la fécondité de la population au XIX<sup>e</sup> siècle ne sont pas très nombreuses. La section précédente a toutefois détaillé une source accessible de micro-données sur la population canadienne depuis 1852 : les recensements historiques. Après la recherche des données, il convient d'évaluer la méthodologie qui sera utilisée pour les exploiter. Plusieurs méthodes existent pour calculer les niveaux de la fécondité à partir des données de recensement. Le choix de l'une d'entre elles dépend principalement du type de renseignements disponibles. Dans notre cas, l'élément déterminant correspond aux questions posées par les recenseurs (sous les directives et en fonction des besoins de l'État) à chaque décennie.

Les recensements anciens se suivent certes, mais ne se ressemblent pas. À titre d'exemple, avant 1941, la question portant sur le nombre total d'enfants que les femmes ont mis au monde demeure absente des questionnaires de recensements canadiens, tout comme celle de la date du mariage. Celle concernant les naissances survenues durant la dernière année disparaît en 1871, mais revient en 1901 sous la forme d'une question plus générale sur la date de naissance. À cet effet, les recenseurs inscrivaient alors la date, le mois et l'année de naissance en 1901, puis seulement le mois et l'année en 1911.

Qui plus est, le recensement de 1852 comportait une colonne permettant d'identifier les naissances survenues durant l'année 1851. Cette dernière servait à la fois à discerner les enfants de moins d'un an dénombrés sur leur propre ligne, mais permettait également de signaler une naissance sur la ligne d'un parent ou d'un autre membre du ménage. Par ailleurs, les décès enregistrés durant la dernière année ne sont plus dénombrés à compter de 1871. En tout état de cause, ces questions ne semblaient pas avoir bien été énumérées en 1852 et 1861. Dès lors, toutes ces sources ont leurs particularités eu égard au choix des questions abordées dans les recensements ainsi qu'aux informations rapportées par les recenseurs.

Ainsi, le niveau de fécondité, pour sa part, ne peut pas être mesuré directement à partir des recensements anciens, car aucune question directe n'était posée aux femmes quant au nombre d'enfants qu'elles ont eus. Dès lors, les données relatives au nombre d'enfants vivant au sein des ménages au moment du recensement permettent de produire des mesures du niveau de fécondité effective, mais tronquées puisqu'elles ignorent à la fois la mortalité infantile, les enfants qui ont quitté la maison, ainsi que les grossesses en cours (Moore 1990). Par ailleurs, l'État fédéral n'instaura un système d'enregistrement des naissances indépendant qu'en 1921. Il faudra même attendre 1926 pour que le système soit intégré au Québec. « Cependant, cette province disposait déjà depuis plusieurs années d'un bon système d'enregistrement<sup>26</sup>, de sorte que le nombre de naissances est connu pour l'ensemble du Canada [Québec], depuis 1921 » (Henripin 1968, p. 15). Enfin, tel qu'énoncé précédemment, ce n'est qu'en 1941 que le premier recensement canadien a enregistré des données précises sur la fécondité, cette question étant jugée trop délicate pour être posée dans les années antérieures (Charles 1948). À partir des données que nous possédons, nous pouvons cependant faire des estimations indirectes de la fécondité de l'époque. De plus, puisque nous ne détenons pas d'information détaillée sur le nombre d'enfants décédés entre le moment de leur naissance et la date de recensement, nos estimations indirectes seront de la fécondité effective, c'est-à-dire du nombre d'enfants effectivement présents dans la famille à un moment donné (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007), soit à la date du recensement.

---

<sup>26</sup> Cette affirmation est surtout applicable aux Catholiques.

Cette section est donc consacrée à la présentation de deux méthodes existantes pour mesurer les niveaux de la fécondité indirecte des populations anciennes : le rapport enfants par femme et la méthode des enfants propres. Nous examinerons alors les théories présentées par certains chercheurs ainsi que leurs méthodes d'application de celles-ci au calcul des niveaux de fécondité. Nous nous intéresserons aux chercheurs ayant travaillé à partir de données censitaires canadiennes et américaines couvrant la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle.

Plusieurs auteurs ont fait l'usage de données censitaires provenant de la même époque que notre étude, soit entre 1851 et 1901. Les chercheurs cités dans les articles choisis et abordés tout au long de cette section, servant de références à notre étude, ont décrit la méthodologie utilisée et ont énuméré les difficultés rencontrées dans l'élaboration de leurs mesures de fécondité à l'aide de données censitaires anciennes. Les lacunes soulevées sont généralement communes aux différentes méthodes développées. Pourtant, le choix de la méthode adéquate en fonction des limites de la base de données sélectionnée permet de diminuer l'effet des déficiences rencontrées, tel que nous le verrons dans la description des méthodes suivantes.

#### **2.4.1 Méthode du rapport enfants par femme**

Une méthode traditionnelle pour estimer la fécondité d'une population consiste à rapporter le nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans sur le nombre de femmes mariées âgées entre 15 et 49 ans, soit en âge d'être mère, à partir du dénombrement effectué lors du recensement. Ces renseignements sont accessibles dans les données censitaires puisque l'âge et l'état matrimonial de tous les individus (enfants et mères) y sont recensés. Ce ratio peut ainsi être calculé à partir des données censitaires agrégées ou à l'aide des micro-données. Ce rapport est calculé au niveau de la population générale, et ne nécessite pas le jumelage des enfants à leur propre mère à l'intérieur des familles spécifiques. « Nous pouvons, à partir des données que nous possédons, faire des estimations indirectes, notamment à l'aide du rapport enfants par femme » (Charles 1948). Cette première méthode permet donc d'observer les niveaux de fécondité des femmes des populations anciennes.

Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont largement étudié la fécondité effective, principalement à l'aide des recensements canadiens de 1871 et 1901. Ils utilisent d'ailleurs, pour leurs mesures descriptives, le rapport enfants par femme pour calculer un indice effectif de fécondité, représentant le nombre d'enfants effectivement présents dans la famille à un moment donné, soit lors du dénombrement de la population.

Les chercheurs qui étudient la fécondité historique emploient différentes méthodes en fonction du type de données utilisées. Par exemple, McInnis (2000) exploite des données agrégées, à l'aide des indices de « Princeton European Fertility Project » considérant la fécondité générale, la fécondité légitime et la nuptialité (Coale et Watkins 1986), tandis que Gauvreau, Gervais et Gossage étudient la population à partir des micro-données permettant de saisir l'information détaillée sur les mères, les enfants et leur ménage. De cette façon, il est aisé de lier les comportements de reproduction aux caractéristiques socio-économiques et culturelles de la mère. Hareven et Vinovskis (1975) ont également eu recours à la méthode du rapport enfants par femme dans leur étude sur la fécondité légitime dans le milieu urbain d'une région américaine en 1880. Ces auteurs ont ainsi démontré de manière explicite les grandes lacunes entourant cette méthode. D'une part, la concentration sur les enfants toujours vivants, qui est à la base de cette méthode, produit une image tronquée des niveaux de fécondité (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007), puisque le fait de ne pas prendre en compte la mortalité des enfants et des nouveau-nés, ou, à moindre échelle, celle des femmes en couche, fait sortir de l'observation les femmes et les enfants décédés avant la tenue du recensement<sup>27</sup>. De plus, cet indicateur prend seulement en compte les femmes mariées étant donné qu'à l'époque, la plupart des naissances surviennent à l'intérieur du mariage. Les naissances illégitimes étaient d'abord mal vues, ce qui poussait les gens à les cacher. Elles ne sont d'ailleurs pas dénombrées comme telles dans les nombreux recensements. Le choix des femmes mariées repose également sur le fait que ne sont pris en compte que les enfants âgés de moins de cinq ans, ce qui revient à mesurer la fécondité des cinq années précédant le

---

<sup>27</sup> C'est d'ailleurs pour cette raison que Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont, dans la suite de leur analyse, appliqué les fonctions de survie (i.e. l'inverse des taux de mortalité fournis par McInnis, 2000) aux enfants survivants afin de déterminer le nombre d'enfants décédés échappant à l'observation.

<sup>28</sup> Hareven et Vinovskis (1975) ont effectué la même observation.

recensement. Comme les informations recueillies ne permettent pas de savoir depuis combien de temps les femmes sont veuves ou divorcées, les auteurs ont fait le choix de ne prendre en compte que les femmes mariées. Nous comprenons donc l'importance d'appliquer des méthodes d'analyse avec précaution pour l'étude de la fécondité des populations anciennes, les données nécessaires n'étant pas toujours disponibles ou complètes.

Tel que mentionné précédemment, le rapport enfants par femme donne une image à un moment précis, soit à la date de recensement, de la fécondité des femmes vivantes et en âge de procréer. Cette image statique représente le principal obstacle de cette méthode. L'interprétation des changements dans les niveaux de fécondité demeure difficile, car ceux-ci peuvent être confondus par les variations des niveaux de mortalité. Cette méthode dévoile toutefois une image de la fécondité effective, laquelle illustre le nombre d'enfants que les femmes sont susceptibles d'avoir au cours de leur vie. Il s'agit alors d'un concept plutôt social que purement démographique.

Hareven et Vinovskis (1975) ajoutent qu'elles auraient aimé pouvoir prendre en compte la mortalité des enfants, mais qu'au moment de leur étude, elles ne disposaient pas de table de mortalité pour leur population selon l'ethnie et l'occupation. Elles supposent cependant que les écarts dans leurs résultats ne seraient pas attribuables à la mortalité, car les divergences de mortalité entre les différents groupes socio-économiques et ethniques n'étaient pas très grandes au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle<sup>29</sup>. Olson et Thornton (2001) ont toutefois démontré des distinctions entre les groupes Canadiens français, les Irlandais catholiques et les Anglo-protestants en ville<sup>30</sup>. McInnis (2000, p.404), pour sa part, affirme que la mortalité infantile au Canada en 1891 affiche un grand différentiel entre les populations urbaine et rurale, et entre les Canadiens francophones et anglophones. Ce chercheur précise alors qu'il n'y aurait pas

---

<sup>29</sup> Gee (1979) a fait la même mention dans ses analyses, soit que l'impact de la mortalité demeure semblable d'un groupe à l'autre selon les différentes religions, les différents lieux de résidence, ou même selon la profession du mari, pour la période qu'il étudie.

<sup>30</sup> Olson et Thornton expliquent leur calcul des taux de mortalité et de fécondité ainsi : « Le nombre d'années vécues dans chaque groupe d'âge et chaque état sert au calcul de la population à risque, dénominateur des mesures classiques de fécondité et de mortalité par groupe d'âge. Pour chaque ensemble, le numérateur est le nombre d'événements (naissances, décès ou mariages). À partir de ces taux, nous construisons les tables de mortalité et les taux de reproduction selon les méthodes habituelles » (2001, p.197).

lieu de parler d'une moyenne canadienne, puisque les jeunes Canadiens français auraient une mortalité significativement plus élevée que les jeunes anglophones.

Tout compte fait, le rapport enfant par femme met en lumière une image générale de la fécondité d'une population à un moment précis dans le temps, et ce, grâce à l'information qui se trouve dans les nombreux recensements anciens. La prochaine méthode se distingue de cette dernière par son approche de jumelage des enfants à leur mère.

#### **2.4.2 Méthode des enfants propres**

Récemment, faute d'indicateurs directs de la fécondité provenant des registres anciens, quelques démographes historiens ont appliqué la méthode des enfants propres aux recensements. La méthode des enfants propres est définie par Cho, Retherford et Choe (1986), dans leur ouvrage intitulé *The Own-Children Method of Fertility Estimation*, comme une technique appliquée aux micro-données censitaires de survie inverse estimant la fécondité pour les années précédant celle du recensement. Dans un premier temps, cet indicateur est axé sur l'association des enfants à leur propre mère résidant dans le même ménage et présents au moment du recensement. Dans un deuxième temps, cette méthode fait appel à des estimations au niveau des naissances qui ont précédé la date de recensement, en considérant les niveaux de mortalité infantile et juvénile au cours de cette même période. Dans leur livre, ces auteurs présentent un résumé concis de la méthodologie, ainsi que certains problèmes liés à l'application de la méthode des enfants propres aux données de recensements. Ils exposent également en détail la procédure à suivre dans l'application de cette méthodologie, puis analysent les tendances de la fécondité à partir de l'histoire des naissances et des données sur les enfants propres. Contrairement à la méthode du rapport enfants par femme, qui considère les enfants de 0 à 4 ans et les femmes âgées de 15 à 49 ans, en se fondant sur l'observation des enfants âgés de moins de cinq ans et toujours en vie au moment du recensement, cette méthode focalise sur les enfants âgés de 0 à 15 ans, et applique à ces derniers un taux de survie inverse.

Selon les auteurs de cette méthode, les étapes à suivre pour réaliser de telles estimations débutent par l'identification des enfants recensés afin d'effectuer le jumelage avec leur mère énumérée dans le même ménage, d'où l'appellation « enfants propres ». Ce jumelage est réalisé à l'aide de l'information individuelle présente dans le recensement sur l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le nom de famille, le nombre d'enfants vivants (si disponible) et la relation avec le chef de ménage<sup>31</sup> (laquelle n'a pas été recensée dans les recensements canadiens de 1852 à 1891). Ensuite, ces « enfants propres » sont classés d'après leur âge, puis selon l'âge de leur mère. Par la suite, nous appliquons la technique de survie inverse pour estimer le nombre de naissances qui ont eu lieu dans les années précédant le recensement, et pallier l'absence de données relatives à la mortalité infantile parmi les données censitaires. Cette technique est également appliquée aux mères afin d'estimer le nombre de femmes par âge encore vivantes dans les années antérieures au dénombrement. En effet, nous ajoutons à notre sélection de mères et d'enfants, les mères et les enfants que nous avons « perdus » à cause de la mortalité survenue avant le dénombrement du recensement. Cette technique nécessite donc de l'information sur les taux de mortalité des années entourant le recensement. Dans un troisième temps, après avoir fait des ajustements pour régler les erreurs liées à l'énumération (principalement de la sous-énumération des enfants et des femmes, et des erreurs liées aux déclarations d'âge), les taux de naissance spécifiques par âge sont alors calculés. Il suffit ainsi de diviser le nombre de naissances obtenu avec la technique de survie inverse par le nombre de femmes (âgées de 20 à 49 ans au moment du recensement) obtenu avec cette même technique. Ces auteurs précisent que ces taux sont généralement calculés pour chacune des quinze années précédant un recensement. Ces estimations ne peuvent pas dépasser cette période, car cela impliquerait la prise en considération des enfants âgés de 15 ans ou plus. La proportion de ces enfants plus âgés ne résidant plus avec leur mère étant trop grande, il serait impossible de jumeler les enfants à leur mère.

---

<sup>31</sup> La variable construite permettant d'indiquer la position de la mère de chaque enfant dans le ménage est nommée MOMLOC, telle que nous la verrons dans la prochaine section.

La méthode des enfants propres a notamment été exploitée pour mener des recherches historiques<sup>32</sup>. David Hacker (2003) applique ainsi cette méthode dans le cadre de son étude sur la baisse de la fécondité légitime aux États-Unis durant le XIX<sup>e</sup> siècle. Cet auteur souligne que les estimations des niveaux de la fécondité avant 1880 reposent sur la structure des populations énumérées lors des recensements fédéraux. Ces mesures sont ainsi soumises aux variations démographiques telles que la mortalité et la migration, et sensibles à la sous-énumération des individus lors des recensements. Cet argument met en valeur l'usage de la méthode des enfants propres, car celle-ci tente de remédier au fait que les recensements ne couvrent pas toute l'information nécessaire afin d'estimer des mesures de la fécondité. Hacker utilise plus précisément des échantillons de données américaines que le *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS) met à la disposition des chercheurs. Les renseignements fournis dans ces bases de données censitaires sont suffisamment complets pour appliquer la méthode des enfants propres aux échantillons de recensements américains datant de 1850 à 1880, en utilisant les estimations de mortalité de ce siècle<sup>33</sup>. L'article de Hacker (2003) est donc un très bel exemple d'application de la méthode des enfants propres à des données censitaires du XIX<sup>e</sup> siècle. Les différents résultats évoqués par David Hacker sont brièvement exposés tout au long de ce mémoire afin d'établir des comparaisons d'ordre général.

Les deux études exposées précédemment fournissent une définition approfondie de la méthode « own-children » pour estimer la fécondité à partir de données de recensements, ainsi qu'une présentation des différentes forces et lacunes liées à cette méthode. Nous apprenons de ces présentations que l'estimation de la fécondité pour une période donnée est concevable même à partir de recensements historiques. L'évaluation de la fécondité selon des caractéristiques socio-économiques des individus variant dans le temps, d'un recensement à l'autre, peut également être effectuée. Il faut pour ce faire accéder à des micro-données censitaires et consulter les tables de mortalité dans l'optique de connaître les tendances de la mortalité des femmes et des enfants pour les années antérieures aux recensements. Toutefois,

---

<sup>32</sup> Satomi Kurosu, démographe japonais, a également exploité cette méthode dans, *The Own Children Method of Fertility Estimations. Applications in Historical Demography*, with Marco Breschi and Satomi Kurosu, Udine, Forum, 2003 [2004], 123 p.

<sup>33</sup> Cet article est basé sur les « nouvelles estimations » de mortalité du XIX<sup>e</sup> siècle (construites à partir des Tables de survie dérivées de Kunze (1979), Pope (1992), et Haines (1998)).

cette dernière donnée n'est pas toujours simple à obtenir pour des périodes historiques. Par ailleurs, il existe des tables de mortalité reposant sur des estimations faites par Robert Bourbeau et Jacques Légaré (1982). Pour la période de 1831 à 1921 au Canada et au Québec, afin d'obtenir les quotients de mortalité, ces derniers ont exploité la méthode des écarts et utilisé des tables types de mortalité suggérées par Sully Ledermann (1969). Ces tables permettent en effet d'illustrer l'évolution de la mortalité de la population canadienne et québécoise pour cette période historique. Cependant, elles ne sont pas détaillées assez finement pour effectuer des analyses comparatives par groupes ethno-religieux par exemple. Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont pour leur part établi que « comme il n'y a pas lieu de croire que la mortalité infantile ait considérablement varié entre 1871 et 1901 (Olson et Thornton, 2001; McInnis, 2000), la différence observée à partir des seuls enfants survivants constitue vraisemblablement un reflet assez fidèle des différences de fécondité à l'échelle agrégée, entre ces deux dates » (p. 117).

Dans la mesure où nous n'avons pas encore en main toutes les ressources nécessaires pour appliquer cette méthode aux comparaisons de la fécondité au Québec et en Ontario, et que l'étude de la fécondité au Québec et au Canada au XIX<sup>e</sup> siècle est toujours dans ses débuts, nous allons exploiter, pour nos mesures descriptives, la méthode plus simple, celle des rapports enfants par femme, nous permettant d'illustrer un profil sommaire de la fécondité différentielle à cette époque. Cependant, pour nos analyses multivariées, nous allons utiliser une forme de la méthode des enfants propres, une association directe des enfants de moins de cinq ans à leur mère, tel que Gauvreau, Gervais et Gossage l'ont effectué dans leurs régressions logistiques et linéaires, en cernant la présence d'enfants de moins de 5 ans chez les femmes âgées de 40 à 49 ans. Le choix de cette catégorie d'âge est expliqué par le fait que la fin de la vie féconde d'une femme arrive généralement dans cet intervalle. Ainsi, les femmes que nous étudions ont, pour la plupart, déjà eu l'ensemble de leurs enfants. Sur la base de régressions logistiques, l'identification de caractéristiques propres aux femmes, ou à leur mari, seront associées aux différents niveaux de fécondité observés. Étant donné que nous n'allons pas prendre en compte la mortalité, nous allons prendre le soin de caractériser ces études différentielles comme des analyses de la fécondité effective dans les deux provinces. Avant de

poursuivre l'analyse, nous rappellerons dans la section suivante quelques détails importants sur les variables exploitées, notamment au sujet de la codification de certaines d'entre elles.

## **2.5 Variables et codification**

La pertinence des recensements de 1852 et 1881 dans l'analyse de la fécondité est de pouvoir comparer, entre autres, à l'échelle du temps l'association entre certaines caractéristiques démographiques, socio-économiques et culturelles, et la fécondité elle-même. Les recensements de 1852 et 1881 ont plusieurs variables d'intérêt communes, non seulement les caractéristiques démographiques de base dont l'âge, le sexe et l'état matrimonial, mais aussi le lieu de naissance, la religion et la profession. Les noms et les prénoms, présents dans tous les recensements, permettent entre autres d'identifier les interrelations familiales (ou non) lorsque celles-ci ne sont pas recensées, notamment en 1852. À cet égard, nous avons créé une variable dans le but d'identifier le chef de chaque ménage, ainsi que la relation des autres membres (ou non-membres) du ménage à ce dernier. Il est donc facile de discerner l'épouse du chef et ses enfants grâce à la variable créée que nous avons nommée CANREL. Les étiquettes : chef, épouse, enfant, parent, autre parenté et indéterminé, sont les principales valeurs attribuées aux personnes vivant dans le même ménage. Le fait d'identifier les relations familiales nous permettra d'effectuer des calculs indirects des niveaux de fécondité. Cette variable a également été ajoutée à la base de données du recensement de 1881. Nous avons d'ailleurs inféré, à l'aide du nom de famille, de l'âge, de l'ordre de dénombrement et de l'état matrimonial des enfants, des femmes et des hommes, la relation de parentalité, puisqu'il y a absence de variable sur la relation au chef de ménage dans les recensements en 1852 et en 1881. Ainsi, nous avons pu identifier les enfants à leur mère ainsi qu'à leur père (création des variables MOMLOC et POPLOC). Cependant, nous n'avons pas vérifié la fiabilité de cette variable pour les enfants qui n'étaient pas ceux des chefs et de leurs épouses. Pour cette raison, nos mesures de fécondité reposent sur l'épouse du chef. Les ménages, quant à eux, ont été numérotés cette dernière année de recensement, ce qui a facilité l'inférence de la relation au chef de ménage. Le projet du PRDH a toutefois créé une variable SERIAL afin d'identifier un numéro d'identification séquentielle des ménages (familles) à travers la base de données, car

certains numéros se répétaient d'un sous-district à l'autre<sup>34</sup>. Noter qu'en 1852, la seule unité d'habitation identifiable correspond en réalité à un logement. Les logements sont d'ailleurs inférés sur la base de l'information recensée et disponible sur le type de maison habitée, tel que présenté dans le paragraphe suivant. Il peut s'avérer que deux ménages/familles vivent sous le même toit, et donc dans le même logement en 1852. Par contre, ce deuxième ménage/famille n'a pas été pris en compte dans notre analyse, car seulement les chefs de ménage (ou du logement en 1852), leur épouse et leurs enfants sont considérés afin de contrôler pour les familles nucléaires complètes (ce n'est pas toujours le cas des présumées deuxièmes familles dans le ménage). Ce problème d'élimination des seconds ménages/familles existe seulement en 1852, car les ménages/familles sont bien identifiés dans la base de données de 1881, contrairement aux maisons (logements).

Un autre exemple de codification supplémentaire que nous avons dû réaliser concerne le type de maison habitée. Cette variable est importante, car elle est une des seules qui nous permette de classer les individus au sein de leur ménage eu égard à leur standard de vie, voire leur statut socio-économique, en plus de l'occupation, dont la codification vient d'être finalisée dans la base de données du recensement de 1852. Dans notre échantillon du recensement canadien de 1852, près de 2 550 réponses distinctes ont été recensées pour identifier le type de maison occupée par plus de 36 000 ménages. Le ratio global du nombre de maisons identifiées pour la population totale dénombrée dans notre échantillon est d'environ 15 %. Au niveau des sous-districts, le tiers d'entre eux ont un ratio entre 0 et 1 %, tandis que les deux tiers restants ont un ratio entre 10 et 20 %<sup>35</sup>. Ces différentes proportions traduisent qu'en moyenne une maison habite 6 à 7 individus. Notons que les réponses à cette question se retrouvaient ordinairement sur la ligne du chef de ménage seulement, en général un homme, mais parfois une veuve. En conséquence, nous observons un nombre restreint de répondants pour cette question. Nous avons toutefois attribué aux autres membres du ménage la réponse

---

<sup>34</sup> Bien que les instructions aux recenseurs demandaient à ces derniers de numéroter les maisons (logements) ainsi que les familles (ménages) visitées lors du recensement, les bénévoles n'ont saisi que les numéros de famille (la variable HHNBR). Sur la base de cette variable, nous avons créé la variable SERIAL, puisque la numérotation des familles était réalisée par sous-district ([www.prdh.umontreal.ca](http://www.prdh.umontreal.ca) 2010).

<sup>35</sup> Ces ratios témoignent que le tiers des recenseurs ne semble pas avoir mis autant d'efforts pour dénombrer le type de maison visitée dans leur sous-district respectif au moment du recensement.

énumérée sur la ligne du chef, afin que nous puissions identifier le type de maison dans laquelle les femmes et les enfants sélectionnés pour nos mesures résident.

Les différentes valeurs pour cette variable ont été classées en une cinquantaine de codes répartis en cinq grandes catégories : bois, brique, pierre, matériaux combinés et autres sites de logement (matériau non indiqué). Les sous-catégories à l'intérieur des groupements permettent aux chercheurs de compléter des analyses plus détaillées. Dans certains cas, plusieurs matériaux sont indiqués, et nous avons créé des codes pour permettre l'analyse de ces cas. Lorsque deux matériaux différents sont notés à cause de la présence de deux bâtiments ou plus, nous avons également noté tous les matériaux.

Assigner un code aux différentes réponses demeure une tâche subtile, ce qui explique d'ailleurs les nombreux codes (une cinquantaine). Certains recenseurs ont même inscrit, à plusieurs reprises, le type de structure, en plus du type de bois exploité lors de la construction des maisons. Cette liste de codes tente de refléter toutes les réponses observées. Plusieurs recenseurs ont également noté la présence de grenier, de cave, de cheminée, et parfois même la couleur de la peinture. Ces renseignements témoignent, en réalité, du fait que les instructions pour cette question n'étaient pas parfaitement claires. « Having perfected your personal enumeration, you next proceed to the House, giving in Col. 31 - The sort or kind - in 32 the number of flats or stories according to the usual custom of nothing them - in 33 the number of families which occupy each house » (Gagan 1974, p. 360). Le titre de la colonne 31 était : « Homes: Brick, Stone, Frame, Log, Shanty, or other kinds of residence ». Ces suggestions de réponses correspondent en effet aux cinq grandes catégories de type de maisons identifiées dans les statistiques agrégées de la population totale. Toutefois, les recenseurs n'ont pas inscrit l'information de façon uniforme, mais leurs réponses demeurent formelles. En effet, dans notre échantillon, la majorité (plus de 87 %) de cas présente des réponses uniques et directes. Par la suite, étant donné le fait que certains individus demeuraient à même leur lieu de travail ou lieu de culte, soit le moulin, la ferme, le presbytère, voire l'école, ces réponses ont été codées de manière distincte. Par conséquent, il sera plus facile d'effectuer la vérification que ces bâtiments de travail ou publics ont bel et bien été

notés dans les colonnes appropriées dans le recensement, soit : magasin, moulin, lieu de culte ou lieu public. Noter que cette variable est unique au recensement canadien de 1852.

Une autre variable d'intérêt à caractère économique est la profession du mari ou l'occupation. Cette dernière se retrouve dans les deux sources de données que nous exploitons, ce qui représente un avantage au niveau de la comparabilité des données. À cet effet, nous avons opté pour l'utilisation de la même série de codes afin de faciliter les comparaisons<sup>36</sup>. Nous dénombrons près de 650 professions distinctes énumérées dans les recensements de 1852 et de 1881. Un travail remarquable de regroupement de ces dernières en grandes catégories a été réalisé pour les fins d'analyses détaillées. Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont d'ailleurs identifié quatre catégories professionnelles dégagant potentiellement des différences de niveaux de fécondité (notamment en croisant avec la zone de résidence urbaine et rurale) : (1) les marchands/professionnels/manufacturiers/cols blancs, (2) les artisans, (3) les ouvriers semi-spécialisés/journaliers et (4) les cultivateurs. Les principales catégories de professions que nous avons choisies reflètent les modes de vie de l'époque et représentent la majorité des métiers occupés par les hommes durant cette période. La présence d'un bon éventail de variables, bien codées, nous permettra d'entreprendre des analyses plus détaillées sur la fécondité de notre population.

## 2.6 Conclusion

En conclusion, la population canadienne actuelle doit être fière de ses ancêtres et prédécesseurs. La tenue de dénombrements nominaux sur des périodes décennales, depuis le milieu du XIX<sup>e</sup> siècle, constitue en effet une ressource fondamentale pour le développement de la recherche historique. Les données censitaires transversales permettent, malgré leurs limites, de réaliser des analyses approfondies de l'évolution démographique de la population. Les photographies instantanées que produisent les recensements décrivent sa composition

---

<sup>36</sup> Le nom de cette variable dans nos bases de données est NAPHISCO. Les codes originaux proviennent d'un système de codification « Historical International Standard for the Coding of Occupations », mais ils ont été modifiés dans le cadre d'une collaboration avec le « North Atlantic Population Project » (NAPP) ([www.prdh.umontreal.ca](http://www.prdh.umontreal.ca) 2010).

avec, par exemple, une indication du nombre de femmes mariées, de la profession du chef du ménage, de l'origine des individus, voire de la taille du ménage, même si celle-ci doit parfois être inférée. Les micro-données recèlent une grande richesse.

Les variables démographiques permettront d'analyser les enjeux entourant le début de la transition de la fécondité au Canada. Nous étudierons plus précisément, et en fonction de leur disponibilité, le niveau de fécondité selon plusieurs caractéristiques de la femme et de son mari. Nous aurions à cet effet apprécié avoir davantage de données, telles que la profession de la femme (car cette information n'a pas été recensée de façon systématique dans les recensements exploités), le niveau d'éducation de la mère ou encore sa langue maternelle, dans l'optique d'élaborer d'autres comparaisons. Même si certaines variables diffèrent entre les deux sources de données exploitées, la majorité d'entre elles sont communes aux recensements de 1852 et 1881.

La composition des familles est observable grâce au portrait de la population à un moment donné dégagé par le recensement. Elle permet alors d'étudier les niveaux de fécondité. Les comparaisons des tendances observées en 1852 et 1881 permettront de tirer une conclusion quant aux différences de niveaux de la fécondité sur cette période de 30 ans. Nous allons toutefois adapter nos analyses face à la survenue de problèmes potentiellement liés au dénombrement qui pourraient influencer nos mesures de la fécondité, notamment concernant la déclaration d'âge au prochain anniversaire par opposition à celui au dernier. La diversité des variables disponibles d'un recensement à l'autre rendra possible l'évaluation entre certains groupes : par exemple, selon le lieu de naissance des parents, leur religion, la profession du mari ou même le type de maison habitée.

La présentation de deux méthodes répandues pour réaliser des analyses de la fécondité de populations historiques permet de comprendre les rouages de celles-ci. Elles ont chacune des avantages et des inconvénients. Nous tenterons d'ailleurs de bénéficier au mieux de notre connaissance de leur utilisation afin de réaliser nos mesures sur la fécondité au tournant de la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Ainsi, nous appliquerons le rapport enfants par femme afin de situer les niveaux de fécondité globale. Par ailleurs, nous allons construire des analyses

bivariées et multivariées sur la base de la méthode des enfants propres, en associant les enfants âgés entre 0 et 4 ans à leur mère. Nous pourrions ainsi associer les caractéristiques propres aux femmes, ou à leur mari, aux niveaux différentiels de la fécondité observée.

À partir des données des recensements présentés dans le présent chapitre, l'analyse sur l'évolution de la fécondité canadienne au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle et en 1881 sera élaborée. À l'aide des méthodes décrites, des mesures et des comparaisons de cette tendance dans le temps et à travers l'espace seront effectuées. Notons encore une fois que les parallèles avec d'autres études demeurent délicats, notamment en ce qui a trait aux niveaux de la mortalité différentielle. À cet effet, il est toujours possible de faire des prémisses générales sur les niveaux de mortalité afin de mieux contextualiser ces comparaisons. Nous présenterons d'ailleurs un bref aperçu descriptif de la mortalité différentielle entre les divers groupes comparés, lors de la description de notre population à l'étude dans le quatrième chapitre, sans toutefois incorporer ces taux de mortalité ou ces fonctions de survie dans nos calculs. Avant de réaliser des mesures de la fécondité, le chapitre suivant vise à présenter une analyse critique des données censitaires exploitées dans ce mémoire.

## Chapitre 3 – Analyse critique des données exploitées

Pour être en mesure d'évaluer les niveaux de fécondité canadienne du milieu du XIX<sup>e</sup> siècle, une étude comparative des recensements de 1852 et 1881 est particulièrement utile. À l'aide de ses données entièrement disponibles, le recensement de 1881 nous posera moins de difficultés dans l'exploitation de ses données. Celui de 1852, plus problématique, occupera quant à lui une part plus importante de notre étude, consacrée à la critique et l'évaluation de la qualité de ses données. Le recensement de 1852 est critiquable dans la mesure où une grande portion des manuscrits originaux ont été perdus et demeurent absents de nos bases de données. De fait, cela mène à s'interroger sur la représentativité des données restantes. Avant de détailler l'analyse de la représentativité que nous avons réalisée, nous allons revisiter des critiques existantes à l'encontre de ce recensement, notamment celles de David Gagan, Bruce Curtis et Gordon Darroch (Dillon et Joubert 2012).

### 3.1 Critique du recensement du Canada de 1852

La première évaluation du recensement canadien de 1852, publiée par un chercheur contemporain, fut une note de recherche écrite par David Gagan pendant l'époque de la « nouvelle histoire sociale » des années 1970. Comme il l'a énoncé dans *Enumerator's instructions for the census of Canada, 1852 and 1861*, la qualité inégale des « retours » du recensement de 1852 éloigne et rend perplexes les chercheurs désirant travailler avec ces données. En étudiant les instructions aux recenseurs, ainsi que les manuscrits du recensement de 1852, Gagan observe un grand manque de consistance et de logique dans les manœuvres d'énumération de la part des recenseurs.

« Most observers, including the government, agreed that the 1851 census had been rather badly done; but they ascribed its deficiencies to the suspicions of a population who associated both the decennial enumerations and the more frequent local assessments with

the imposition of new or increased taxes, and who therefore withheld information »  
(Gagan 1974, p. 357).

Selon Gagan, il aurait été souhaitable de connaître la nature précise des instructions aux recenseurs afin d'avoir quelques standards sur lesquels s'appuyer pour évaluer la réelle exactitude et complétude de quelconques séries de « retours » de recensement. Gagan présente par la suite quelques interprétations évidentes que les chercheurs doivent concevoir lors de leurs analyses. Parallèlement, il est principalement question de la manipulation qu'ont pu faire certains énumérateurs des variables suivantes : les frontières de districts, les familles et les ménages, l'occupation, la fréquentation de l'école, l'alphabétisation, les décès durant l'année selon leur cause. Au niveau de la structure des ménages, cet auteur souligne par exemple qu'à l'aide des colonnes « résidents/non-résidents » et « membres/non-membres » de la famille, les « chambreurs » ne sont jamais identifiés. Les chercheurs doivent alors déduire qu'un individu recensé non-membre de la famille et sans occupation est un chambreur ou alors un domestique pour qui l'occupation n'a pas été recensée. Néanmoins, les diverses critiques de Gagan concernant le recensement de 1852 démontrent que malgré les nombreuses complications encourues lors du dénombrement de la population, les données ont été recueillies et elles peuvent être exploitées par les chercheurs avertis et conscients des limites de ce recensement.

Une autre analyse critique du recensement de 1852 a été publiée en 2001 par le sociologue Bruce Curtis. Cette dernière a été écrite durant l'ère où il y a eu baisse de popularité à l'égard de l'histoire quantitative. Le travail inédit de Bruce Curtis s'est mérité une admiration de la part de grands historiens et sociologues. Ses recherches ont démontré dans quelle mesure les recensements historiques du Canada de 1840 à 1871 ont été encadrés et utilisés par les recenseurs, les politiciens et les autres commentateurs comme des instruments pour construire et contrôler la population. Curtis a rédigé un chapitre sur le recensement de 1852. Son étude décrit la construction de ce recensement, la collecte de ces données, en plus des limites et des incohérences liées à ce questionnaire. Dans *The Politics of Population: state formation, statistics, and the census of Canada, 1840-1875*, l'auteur dénigre en effet la conjoncture même de ce recensement. Il défend entre autres l'argument selon lequel les autorités auraient « joué » avec les données agrégées. Tous ces constats sont alimentés par des

communications qui ont eu lieu entre les divers agents impliqués dans l'élaboration de ce recensement.

Curtis (2001) a accompli un travail complexe dans le but de retrouver et de rassembler des articles de journaux, des textes de journal personnel, des correspondances entre officiels et des documents administratifs. Ces derniers concernaient la préparation du recensement, le suivi des étapes d'énumération et de collecte d'informations, ainsi que l'interprétation des résultats obtenus. Son but était de détailler la création et la mise en œuvre des recensements canadiens anciens de 1840 à 1875. L'étude de Curtis traduit bel et bien l'approche sociologique des sciences dans la description des événements. Cet auteur a concentré ses recherches et son analyse sur la structure, l'implantation et les correspondances liées aux recensements. Il ne songe pas à analyser les données recensées dans leur entièreté, ni même semble-t-il réellement y avoir examiné un très grand nombre de manuscrits. Curtis met d'ailleurs l'emphase sur les évidences anecdotiques derrière la conception et la réalisation des recensements. Il précise que les chercheurs doivent avoir en mémoire ces vecteurs contextuels lors de l'interprétation et l'analyse de ces données censitaires anciennes.

Sur le recensement de 1852 en particulier, Curtis souligne plusieurs problèmes et tire la conclusion que ce recensement est marqué par un manque de cohérence interne (Dillon et Joubert). Cet auteur évoque entre autres la possibilité de sur-énumération, comme un résultat de la présence simultanée des colonnes « résidence, si hors limites », « non-membre de la famille » et « membre de la famille absent ». La coexistence de ces questions peut entraîner l'énumération multiple d'un individu particulier. En effet, l'individu recensé à son lieu de résidence habituel, même lorsqu'il est absent, peut également être noté au lieu où il se trouve au moment du recensement. Selon Curtis, il n'y avait pas de démarches à suivre, ou plutôt, de lignes directrices pour uniformiser l'adaptation faite par les recenseurs pour les différentes colonnes ou pour résoudre les incertitudes causées par ce manque de documentation devant accompagner les manuscrits. Cette situation aurait pu engendrer une multitude de résultats variés et non systématiques. Ces valeurs dépendaient d'une part de l'interprétation que se faisait le recenseur face à ces différentes catégories, d'autre part de celle soutenue par ceux

énumérés. À cet égard, il semble que plusieurs énumérateurs auraient alors inscrit des réponses sur les manuscrits en fonction de leur propre compréhension à l'instar du sens prévu.

Le texte de Curtis formule une image plutôt négative du recensement canadien de 1852. Devons-nous adopter ses conclusions ? Curtis n'explique pas sa stratégie d'évaluation directement dans son discours. Dans un article à ce propos apparaissant dans les *Cahiers québécois de démographie*, Dillon et Joubert (2012) expliquent que Curtis cite au moins 19 lettres provenant de recenseurs et de commissionnaires à leurs superviseurs, et ces exemples de problèmes, observés dans les formulaires en question, ont été tirés de seulement 17 communes, comtés ou villes, répartis à travers le Canada (sur les 1 006 sous-districts censitaires différents au Canada-Ouest et au Canada-Est). Les critiques élaborées par Curtis sur le recensement de 1852 ne sont pas effectuées de façon systématique par rapport au nombre total d'observations que nous pourrions analyser dans une base de données comptant ces 1 006 sous-districts. *The Politics of Population* demeure avant tout un recueil circonstanciel, construit sur la base d'articles de journaux, de textes de journal personnel, de correspondances et de documents administratifs accompagnant la préparation, le suivi des étapes d'énumération, de collecte d'informations et de l'interprétation des résultats obtenus.

La critique orientée de Curtis a engendré par la suite de nombreuses réactions et discussions autour de la validité de l'utilisation de ces données. En 2003, Gordon Darroch a d'ailleurs participé à une Table ronde de la Société historique du Canada sur le livre de Curtis. Cette rencontre a servi à valoriser davantage les données recensées en 1852 (Dillon et Joubert 2012). Ce dernier a axé sa critique sur des analyses systématiques des données et remet en question l'argumentation de Curtis concernant le sur-dénombrement engendré par la structure même des questionnaires de recensements en 1852 et 1861. Darroch a trouvé dans sa base de données concentrées sur le centre sud de l'Ontario en 1861 qu'en réalité, peu de recenseurs ont effectivement inscrit une note sur la ligne des individus pour les colonnes « membre de la famille absent » ou « non-membre de la famille » (environ 1 % et 8 % de toutes les observations). Il juge alors que le problème de sur-dénombrement s'avère minime et que Curtis était trop sévère dans ses critiques. Avant de conclure, il introduit un autre aspect manquant au texte de Curtis. Ce dernier privilégie les agents gouvernementaux, les

commissaires et les énumérateurs comme les principaux acteurs dans cette étude en histoire sociale. Selon le principe suivant, le : « desire to discover and represent the lives of ordinary people » (Darroch 2003, p. 11), la voix de la population doit également faire partie de l'histoire.

### **3.2 Nettoyage de la base de données du recensement de 1852**

Les données ayant été transposées dans notre base, nous avons pu apporter quelques modifications et corrections afin d'augmenter la qualité et la fiabilité de cette source. Quelques-unes de ces étapes de nettoyage sont détaillées dans la présente section. Nous sommes intéressés aux principales variables originales qui nous sont utiles pour organiser notre analyse de la fécondité : l'état matrimonial, l'âge, le sexe, les noms, la religion, le lieu de naissance, l'occupation du mari et le type de maison. Une partie de l'échantillon de 20 % du recensement de 1852 a été nettoyé et codé en 2005 par des auxiliaires de recherche du PRDH. Depuis, nous avons réalisé quelques étapes de nettoyage supplémentaires afin d'améliorer la fiabilité des données que nous exploitons. Avant de procéder à l'analyse provisoire de la représentativité de notre échantillon (dans la section suivante), nous avons effectué un nettoyage permettant d'éliminer les erreurs les plus flagrantes portant notamment sur la concordance des données sur l'âge et l'état matrimonial des individus dénombré (e.g. un homme marié ne devait pas avoir 3 ans). Ces corrections nous ont permis d'observer et d'améliorer d'autres variables avec lesquelles nous allons travailler.

L'état matrimonial est une variable primordiale, car nous analyserons particulièrement la fécondité légitime, et pour ce faire nous devons identifier les femmes mariées. Le nettoyage de cette variable nous a donc permis de rectifier quelques erreurs ou de corriger quelques omissions. Nous avons vérifié une à une les réponses inscrites sur les manuscrits pour les individus qui, dans notre base de données, n'avaient aucune réponse. Il s'est avéré à quelques reprises que ces manques correspondaient seulement à des oublis de la part des bénévoles du PRDH. À d'autres occasions, nous avons dû inférer la réponse puisque celle-ci était partiellement ou entièrement illisible. Globalement, nous avons réalisé un grand nombre de corrections (rural : 1 192, urbain : 3 840) grâce à cette initiative. Nous avons également

vérifié les entrées pour l'âge, le sexe et l'état matrimonial de tous les individus qui se retrouvaient sur les manuscrits que nous avons consultés. Au niveau des jeunes enfants dénombrés, nous avons récupéré tous les enfants inscrits sur les manuscrits et sélectionnés pour notre échantillon. La plus grande correction fut d'attribuer un âge de « 0 an » aux enfants ayant un âge inscrit seulement en mois, en semaines ou en jours, dans les colonnes identifiées à cet effet. Cette correction a été effectuée dans le but d'attribuer une valeur valide pour l'âge de ces bébés, afin de nous assurer que tous ceux-ci sont bien identifiés pour nos analyses de la fécondité. Étant donné l'ambiguïté dans les déclarations de l'âge reliée aux instructions aux recenseurs, demandant l'inscription de l'âge au *prochain* anniversaire, nous avons simplement attribué l'âge « 0 » dans ces cas. Toutefois, afin de prendre en compte la possibilité que les enfants âgés de 4 ans aient été recensés ayant 5 ans, nos analyses de la fécondité examineront et compareront les deux scénarios. Soulignons par ailleurs que nous n'avons pas considéré la variable relative au décès des enfants, car trop peu de cas ont été dénombrés (moins de 1 % dans l'ensemble). Nous opterons plutôt pour présenter dans le quatrième chapitre les lignes directrices de l'évolution de la mortalité chez ces derniers grâce aux tables de mortalité accessibles de Bourbeau, Légaré et Émond (1997) sur la population au Québec et au Canada de 1801 à 1991.

Ces exemples de nettoyage illustrent notre implication dans l'avancement et l'amélioration de notre base de données, afin de pousser plus loin les analyses réalisées à l'aide de ces données. Suite à ces ajustements, il convient maintenant d'observer la représentativité des données de l'échantillon compte tenu du grand nombre de données manquantes mettant ainsi en doute la couverture géographique du territoire sur la base des manuscrits disponibles seulement.

### **3.3 Représentativité et données manquantes du recensement de 1852**

Les données du recensement canadien de 1852 soulèvent de multiples inquiétudes, en termes de représentativité, de fiabilité ou même de crédibilité de l'utilisation des données recueillies. Ce recensement demeure le maillon faible dans la lignée des recensements historiques canadiens. Le principal enjeu lié à ce recensement consiste en l'absence de 34 %

des données, suite à la destruction massive de manuscrits avant qu'ils aient été transposés sur microfilm (Dillon 2005, et Dillon et Joubert 2012). Par ailleurs, aucune base de données complète de ce recensement ne pourra être accessible. La représentativité de tout le territoire couvert par le recensement demeure d'ailleurs une problématique incontournable, d'autant plus que les manuscrits manquants proviennent principalement du milieu urbain. L'application de poids axés sur les données agrégées disponibles pour la population totale permettra de valider les données dans notre échantillon.

Sur la base de l'information véhiculée, entre autres, dans le Rapport du recensement de 1851-52 publié en 1853, et dans les traités de la Bibliothèque et Archives Canada, il est possible d'identifier, parmi les données que nous détenons, celles qui sont manquantes sur la base des manuscrits (bobines de microfilms), et ce, à l'échelle des sous-districts. Notons que plusieurs districts sont manquants en entier, tandis que pour d'autres, seulement quelques sous-districts ont disparu. La destruction des manuscrits s'est réalisée avant d'avoir transposé les données sur microfilm. Il convient donc d'analyser la répartition de ces pertes au sein des différents districts canadiens de 1852.

La population du Canada-Est et du Canada-Ouest enregistrée en 1852 par le Bureau de Recensement comptait 1 842 265 individus. Avant que les manuscrits de ce recensement ne soient transposés sur microfilm par les Archives nationales du Canada, certaines parties des questionnaires ont été perdues ou détruites. En considérant seulement les sous-districts qui sont complètement absents, les micro-données relatives à environ 508 892 Canadiens et Canadiennes sont introuvables, soit 27,6 % de la population totale. En ajoutant les sous-districts auxquels il ne manque que certaines sections, 120 558 personnes supplémentaires sont manquantes. Ainsi, les données pour un total de 629 450 individus ne sont plus disponibles. Il s'agit donc de 34,2 % de la population recensée en 1852 (Dillon et Joubert).

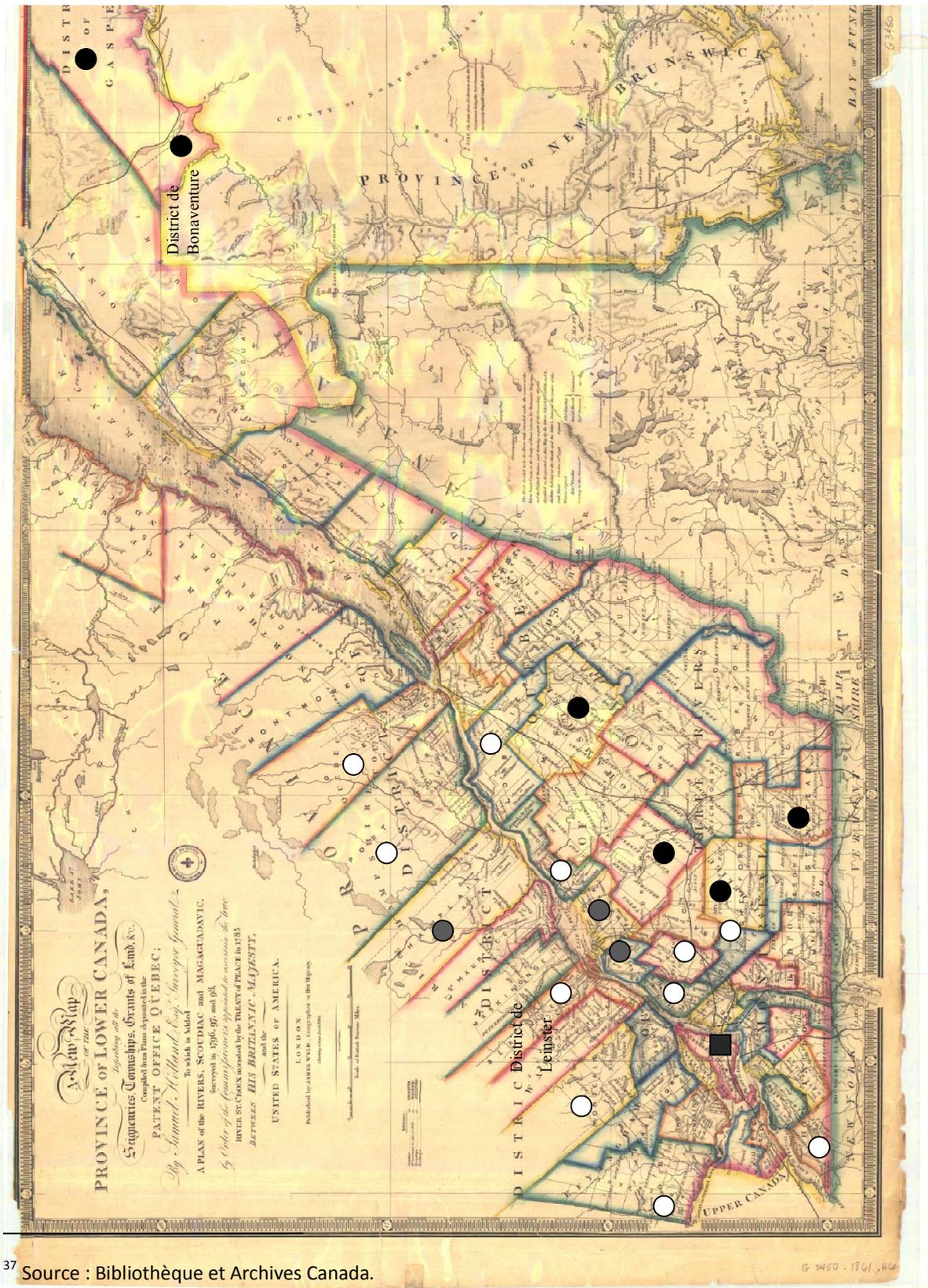
Une étude plus détaillée de la composition des districts manquants fournit un éclaircissement sur l'ampleur de cette déficience. Au Canada-Est, 6 des 38 districts sont complètement absents (i.e. 100 % de données manquantes) : Drummond, Shefford (St-

Hyacinthe), Stanstead (Sherbrooke), Mégantic, Gaspé et Bonaventure. Ces 6 districts de recensement sont parmi les 11 plus petits. Les deux premiers comptent environ 16 500 individus, les deux suivants, seulement 14 000, et les deux derniers à peine 11 000. La ville de Montréal, la plus grande ville du Canada-Est, avec 57 715 individus recensés, n'a pour sa part qu'une seule de ses divisions disponible, celle de Saint-Louis. Nous comptons donc 94,5 % de données manquantes pour la ville de Montréal. La région de Richelieu, comptant près de 26 000 individus, est également hautement touchée par cette destruction. Effectivement, 86,8 % de données sont manquantes pour cette dernière. Puis, viennent ensuite les districts de Yamaska (14 748 individus) et de Dorchester (43 105 individus) qui ont aussi perdu plus de la moitié de leurs données : avec respectivement 69,9 % et 63,0 % de données manquantes. Nous constatons que le manque de données pour le district de Dorchester est très important, compte-tenu de sa taille. Au total, 7 districts ont entre 35 % et 46 % de leurs données manquantes, et 7 autres en ont entre 18,5 % et 30 %. Nous avons cependant près de la totalité des données pour la ville de Québec, où plus de 43 000 individus ont été recensés, car seulement 1,81 % des données sont absentes. La présence presque totale des données de la ville de Québec représente un atout pour notre base de données, vu le nombre élevé de données manquantes dans les autres villes de cette province. En fin de compte, seulement 6 des 38 districts n'ont aucun sous-district entier manquant, incluant la ville de Québec.

Au Canada-Ouest, 5 districts sur 47 ont des données totalement défailtantes. Il s'agit principalement de grandes villes telles que Toronto (30 775 individus), Kingston (près de 12 000 individus) et London (avec seulement 7 000 individus), puis le grand district de Simcoe totalisant plus de 27 000 individus, suivi du district de Russell, avec près de 3 000 individus. Lambton, un autre petit district comptant près de 11 000 individus, compte pour sa part 97,7 % de données manquantes. Ensuite, 6 districts affichent l'absence de 50 % à 57 % de leurs données. Puis, il y en a 7 entre 35 % et 48 %, et 14 entre 17,3 % et 32 %. Au total, seulement 5 districts ne sont pas touchés par le manque de données dans au moins un de leurs sous-districts, dont : Renfrew (9 415 individus), Grey (13 217 individus), Dundas (13 811 individus), Peterboro (15 237 individus) et Glengarry (17 596 individus) (Dillon et Joubert).

Tel qu'illustré sur les figures 3.1 et 3.2, les sous-districts manquants en entier ou en partie sont dispersés dans l'espace. Cette constatation permet de souligner que les données manquantes ne proviennent pas d'une région particulière, ce qui aurait pu causer un appauvrissement de la couverture géographique du territoire par nos données et nos échantillons. En effet, les données manquantes semblent réparties de façon aléatoire à travers les deux provinces. Les cercles blancs représentent les districts qui ont entre 25 et 45 % de leurs données manquantes. Les cercles gris ont en moyenne 75 % de leurs données non disponibles, et les cercles noirs correspondent aux sous-districts complètement absents. Au Canada-Est, la ville de Montréal est représentée par un carré noir, car les données de tous ses sous-districts, à l'exception de la division de Saint-Louis, sont manquantes. Au Canada-Ouest, nous remarquons que trois de ses grandes villes sont manquantes en entier, elles sont toutes représentées par un carré noir. La ville de Bytown (devenue Ottawa) est également illustrée à l'aide d'un carré, mais il est blanc, car seulement 40 % de ses données sont absentes.

Figure 3.1 : Carte des districts du Canada-Est, 1852<sup>37</sup>



<sup>37</sup> Source : Bibliothèque et Archives Canada.

Figure 3.2 : Carte des districts du Canada-Ouest, 1852<sup>38</sup>



<sup>38</sup> Source : Bibliothèque et Archives Canada.



Ce rapport représente 34,2 % de données disparues. L'enjeu du nombre élevé de manuscrits manquants pour 1852 engendre une controverse entourant la représentativité des données restantes. Bien entendu, comme il s'agit principalement de données sur les villes (milieu urbain) qui ont été perdues, la représentativité de ces dernières est compromise, et ce, principalement dans l'échantillon que le PRDH a « sélectionné » parmi les données présentes. Les données formant l'échantillon de 20 % ne représentent alors que 13,2 % de la population totale (Dillon 2005). La taille de cet échantillon constitue en fait 20 % de la proportion des manuscrits qui ont survécu seulement, soit 66 % de la population totale recensée à cette époque.

**Tableau 3.1 : Proportion de la population selon le genre, la province et le milieu de résidence, Canada 1852 (échantillon de 20 %, milieu rural et milieu urbain)**

Provinces	Milieu rural			Milieu urbain		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Canada-Est (Qc)	50,7	49,3	106 339	48,9	51,1	8 352
Canada-Ouest (Ont)	52,6	47,4	130 334	49,3	50,7	3 498
Total	236 673			11 850		

Source : PRDH.

Rappelons que la population de l'époque occupait davantage le milieu rural, tel qu'illustré dans le tableau 3.1. Le développement de l'industrie, la modernisation et l'urbanisation n'étaient encore qu'à leurs débuts<sup>40</sup>. Ainsi, même s'il manque plusieurs parties des données recensées pour le milieu urbain, nous pouvons conclure que celles disponibles intégralement témoignent de la réalité du milieu rural de l'époque ; de la vie à la campagne ainsi que dans les petites villes. Pour ce qui est de la zone urbaine, nous pouvons alors utiliser les données des villes de Québec et Hamilton qui, par leur pérennité, permettent de dégager les tendances de la vie dans les villes du Canada-Est et du Canada-Ouest respectivement au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle.

<sup>40</sup> Selon les statistiques tirées des données du recensement de 1852, seulement 9% de la population totale demeurait en ville (le jour du recensement).

Qui plus est, dans le but d'évaluer la qualité du dénombrement de la population en 1852, les tableaux 3.2 et 3.3 illustrent la répartition (en pourcentage) et l'évolution de la population canadienne entre 1852, 1871 à 1881, dans le but de comparer la distribution de la population d'un recensement à l'autre, selon plusieurs caractéristiques pertinentes pour notre analyse, lorsque celles-ci étaient disponibles. Sont ainsi exposés le lieu de naissance, le sexe, l'état matrimonial, le type de maison, la profession du mari (cultivateurs) et quelques catégories d'âges. Ces différentes variables sont d'ailleurs essentielles dans l'étude comparative des niveaux de fécondité dans le temps.

**Tableau 3.2 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des individus dénombrés, Recensement du Canada-Est de 1852 et du Québec de 1871 et de 1881**

	1852 20 %	1852 agrégées (total)	1852 agrégées (sous-districts présents)*	1871 1 % <sup>41</sup>	1881 5 % <sup>42</sup>
<b>Lieu de naissance</b>					
Canada	91	89	90	94	94
États-Unis	1	1	1	1	1
Angleterre	1	1	1	1	1
Irlande	5	6	5	3	2
Écosse	2	2	2	1	1
Autre et inconnu	0	1	1	0	1
<b>Sexe</b>					
Homme	51	51	51	50	50
Femme	49	49	49	50	50
<b>État matrimonial</b>					
Célibataire	66	67	67	66	64
Marié	31	31	31	31	32
Veuve/Veuf	3	3	3	3	4
<b>Type de maison</b>					
Bois	94	92	92	-	-
Pierre	6	6	6	-	-
Brique	1	2	2	-	-
<b>Âge % du total distribué dans :</b>					
0-5 ans	16	19	19	17	18
20-30 ans	17	16	16	19	19
50-60 ans	5	5	5	6	6

Source : échantillon 20 % du recensement de 1852 (PRDH); données agrégées de 1852 (Bureau d'enregistrement et de statistiques); échantillon 1 % du recensement de 1871 (Darroch et Ornstein, 1979); échantillon 5 % du recensement de 1881 (PRDH).

\*Seuls les sous-districts dont le manuscrit subsiste aujourd'hui sont inclus.

<sup>41</sup> L'échantillon de 1 % du recensement de 1871 exploité incorpore la variable de pondération SAMPWGT.

<sup>42</sup> Dans le but d'alléger la charge liée à la manipulation de la base de données complète du recensement de 1881 (100 %), nous avons choisi d'exploiter, en raison de sa taille restreinte, l'échantillon de 5 % sélectionné par le PRDH, étant représentatif de la population totale de l'époque.

**Tableau 3.3 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des individus dénombrés, Recensement du Canada-Ouest de 1852 et de l'Ontario de 1871 et de 1881**

	1852 20 %	1852 agrégées (total)	1852 agrégées (sous-districts présents)*	1871 1 % <sup>43</sup>	1881 5 % <sup>44</sup>
<i>Lieu de naissance</i>					
Canada	60	58	59	71	77
États-Unis	5	5	5	3	2
Angleterre	8	9	9	8	8
Irlande	17	18	17	10	7
Écosse	8	8	8	5	4
Autre et inconnu	2	2	2	2	2
<i>Sexe</i>					
Homme	52	52	52	51	51
Femme	48	47	48	49	49
<i>État matrimonial</i>					
Célibataire	66	64	63	65	65
Marié	31	29	29	32	32
Veuve/Veuf	3	2	2	3	4
<i>Type de maison</i>					
Bois	88	94	95	-	-
Pierre	7	3	3	-	-
Brique	4	4	2	-	-
<i>Âge % du total distribué dans :</i>					
0-5 ans	15	18	18	17	16
20-30 ans	17	18	17	18	20
50-60 ans	5	4	4	6	7

Source : échantillon 20 % du recensement de 1852 (PRDH); données agrégées de 1852 (Bureau d'enregistrement et de statistiques); échantillon 1 % du recensement de 1871 (Darroch et Ornstein, 1979); échantillon 5 % du recensement de 1881 (PRDH).

\*Seuls les sous-districts dont le manuscrit subsiste aujourd'hui sont inclus.

Pour débiter les premières discussions sur la représentativité, les deux tableaux précédents permettent d'analyser les proportions relatives d'individus pour chacune de ces variables, en comparant notre échantillon à la population totale (avec et sans les sous-districts

<sup>43</sup> L'échantillon de 1 % du recensement de 1871 exploité incorpore la variable de pondération SAMPWGT.

<sup>44</sup> Dans le but d'alléger la charge liée à la manipulation de la base de données complète du recensement de 1881 (100 %), nous avons choisi d'exploiter, en raison de sa taille restreinte, l'échantillon de 5 % sélectionné par le PRDH, étant représentatif de la population totale de l'époque.

manquants). Avec les changements sociaux à travers le temps, nous nous attendons à observer les grandes différences dans la dispersion des individus selon leur lieu de naissance. En effet, l'« origine des Canadiens » a évolué de manière significative entre 1852 et 1881 puisque les immigrants étaient beaucoup plus nombreux au début de cette période. En ce qui concerne les variables de l'état matrimonial, du sexe ou du groupe d'âge, les proportions devraient rester semblables, et ce, en comparant l'échantillon de 1852 aux données agrégées totalisant tous les individus. La variable à caractère économique, concernant le type de maison, auraient pu présenter des fluctuations à travers le temps, car l'évolution de l'urbanisation et l'industrialisation a engendré des modifications du type de résidence des individus. Cependant, les caractéristiques sur le type de maison n'ont été recensées qu'en 1852.

À la lecture de ces tableaux, nous remarquons que pour quelques variables, il y a peu de différence à travers le temps (état matrimonial, sexe). Cependant, pour certaines variables, nous constatons une évolution des proportions très marquée, notamment pour le lieu de naissance. Cette différence est plus élevée au Canada-Ouest qu'au Canada-Est. Ainsi, il y avait, en proportion, davantage d'Irlandais, d'Anglais, d'Écossais et d'Américains au Canada-Ouest qu'au Canada-Est en 1852, mais aussi en 1871 et 1881. Au Canada-Est, il y avait de 1852 à 1881 une très grande part d'individus nés au Canada. Pour ce qui est de la proportion des enfants âgés de 0 à 4 ans, notre échantillon de 1852 semble sous-estimer cette catégorie autant au Canada-Est qu'au Canada-Ouest comparativement aux statistiques agrégées (une différence de 3 points de pourcentage dans les deux provinces). Cette distinction peut être reliée au fait que les données agrégées incorporent les enfants qui sont décédés. De plus, il faut noter que la diminution de la proportion de ce groupe à travers le temps est influencée par la structure de la population à chaque époque. Nous nous attendions par ailleurs à observer une diminution de la proportion d'enfants âgés de 0 à 4 ans sur ces trente années, tel est le cas au Canada-Ouest. De plus, la distribution selon le type de maison est modestement différente dans notre échantillon relativement aux données agrégées de la population totale. Plus de maisons en pierre ont été dénombrées à l'instar des maisons en bois. Du côté du Canada-Est, ce problème ne semble pas présent. Somme toute, nous constatons que ces variables sont restées relativement stables sur ces trente années. De plus, notre échantillon respecte les proportions que nous retrouvons au sein de la population totale en 1852 excluant les sous-

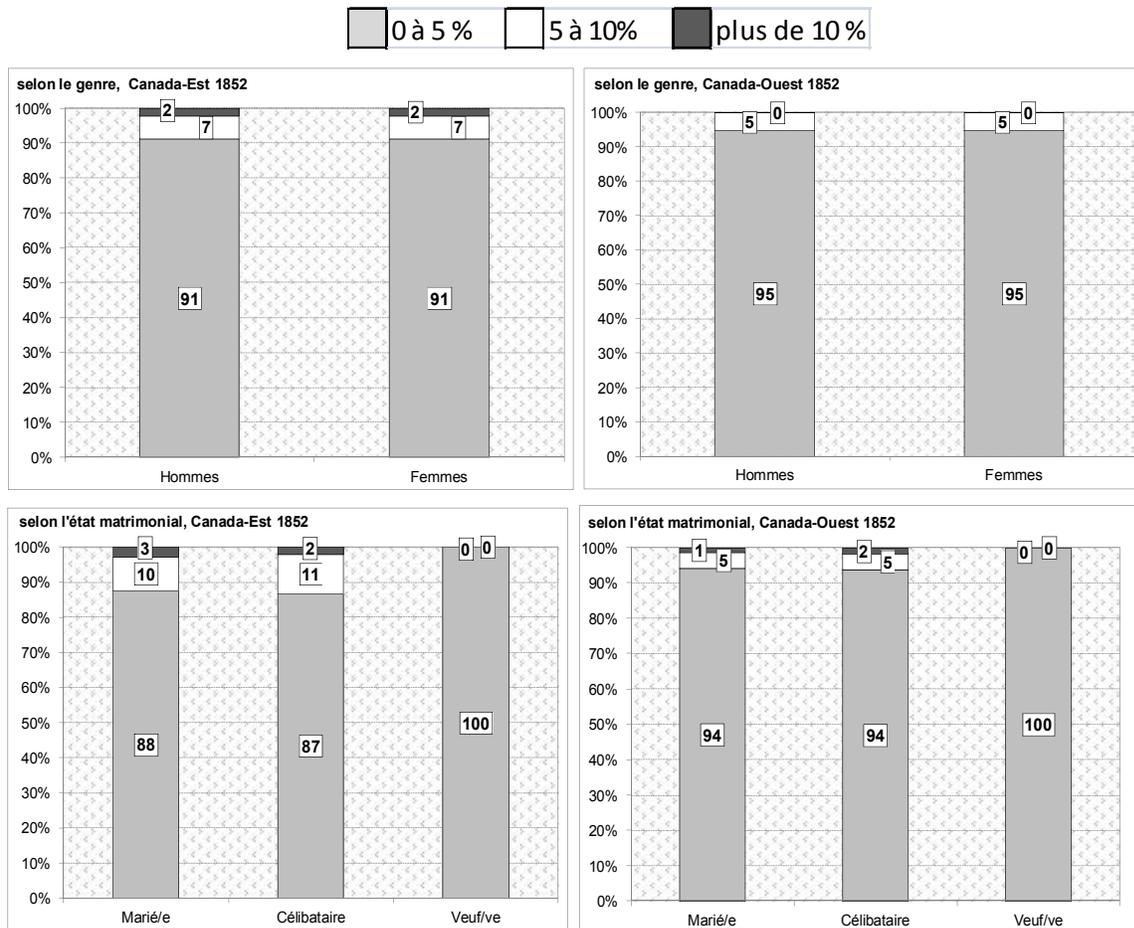
districts manquants. Celles-ci traduisent également l'allure de la population entière. L'impact des données manquantes sur ces variables n'est alors pas particulièrement significatif.

Afin de comparer les distributions des sous-groupes de la population, à travers les sous-districts, entre notre base de données et les statistiques agrégées, les proportions d'individus de l'échantillon de 20 % de la population en 1852 ont été comparées aux proportions d'individus des données agrégées de la population totale. Les statistiques pour les sous-districts disponibles sur les microfilms et échantillonnés ont été comparées aux statistiques pour les sous-districts correspondant dans les données agrégées de la population totale, incluant les sous-districts pour lesquels certaines parties sont manquantes dans l'échantillon. Les sous-districts qui sont manquants en totalité sur les microfilms sont omis de l'analyse. Un échantillon représentatif devrait alors refléter des distributions des sous-groupes de la population similaires aux distributions dans ces statistiques agrégées au niveau des sous-districts; les écarts de pourcentages entre l'échantillon et les statistiques agrégées devraient être peu élevés pour les différents sous-districts<sup>45</sup>. Cette analyse géographique cherche à observer les différences de distributions *nettes*; une analyse subséquente (tableau 3.4) examinera si les différences dans ces distributions sont surtout négatives ou positives. La figure 3.3 présente la distribution des sous-districts classés selon leur niveau d'écart en pourcentage, soit entre 0 et 5 % (gris), entre 5 et 10 % (blanc), et de 10 % ou plus (noir), pour les principales caractéristiques démographiques : le genre, l'âge, l'état matrimonial, le lieu de naissance, et le type de maison, une variable à saveur économique pour notre étude.

---

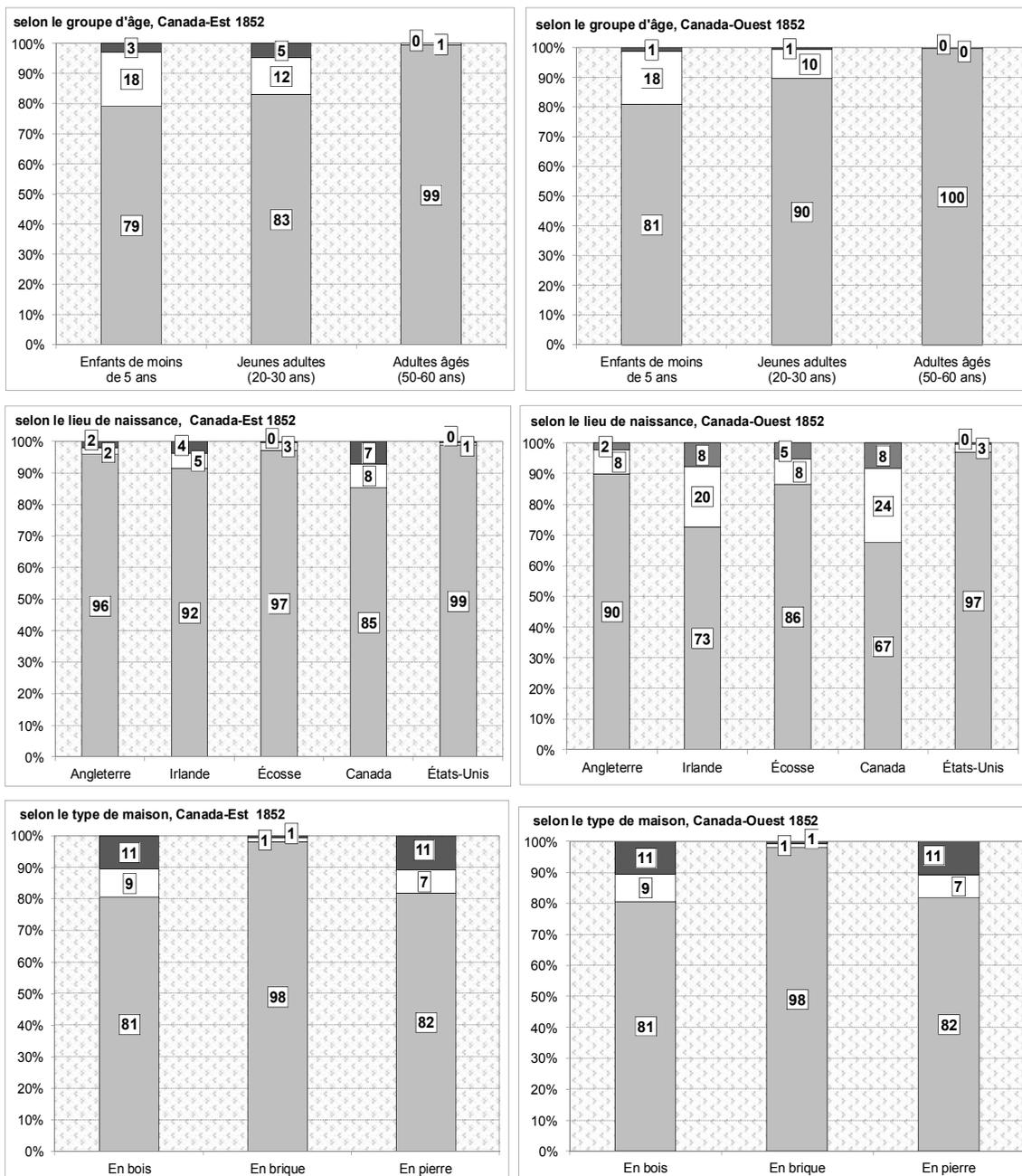
<sup>45</sup> Census of the Canadas. 1851-2. Personal Census. Vol. 1. Quebec: Printed by John Lovell, at his printing establishment, Mountain Street. 1853. First Report of the Secretary of the Board of Registration and Statistics on the Census of the Canadas for 1851-52.

**Figure 3.3 : Distribution des sous-districts selon l'écart de pourcentage entre l'échantillon de 20 % et les données agrégées de la population totale, selon différentes caractéristiques démographiques et la province, Canada, 1852<sup>46</sup>**



<sup>46</sup> Dillon L. et K. Joubert. 2012. « Dans les pas des recenseurs : une analyse critique des dimensions géographiques et familiales du recensement canadien de 1852 », *Cahiers québécois de démographie*, 41, 2 : 299 à 339.

**Figure 3.3 : (suite)**



Source : échantillon 20 % du recensement de 1852 (PRDH); données agrégées de 1852 (Bureau d'enregistrement et de statistiques).

Ces graphiques démontrent que notre échantillon est, de façon satisfaisante, assez représentatif de la population totale de l'époque au niveau des sous-districts présents en entier ou en parties seulement. Au moins 91 % des sous-districts ont un écart relatif entre 0 et 5 %

(très bon) pour le nombre d'hommes et de femmes recensé autant au Canada-Est qu'au Canada-Ouest. Entre 84 et 100 % des sous-districts de notre échantillon ont un écart de pourcentage très bon pour ce qui est de la répartition des individus selon leur état matrimonial. D'ailleurs, l'identification des veuves et des veufs est la mieux représentée, certainement en raison de leur petit nombre. Finalement, en ce qui a trait au lieu de naissance, entre 86 et 99 % des sous-districts ont un écart entre 0 et 5 %, quel que soit le lieu d'origine des individus recensés. La seule exception à ce très bon résultat concerne les individus nés en Irlande et vivant au Canada-Ouest, pour lesquels seulement 73 % des sous-districts présentent un tel écart. Les individus provenant d'Irlande sont-ils mal identifiés dans notre échantillon, ou simplement mal classés dans la construction de notre base de données ? Il semble qu'une sous-estimation de cette catégorie soit observée dans notre base. Ensuite, pour les gens identifiés d'origine canadienne, nous avons dû regrouper les natifs dits « français » et les natifs « non-français » du Canada afin d'effectuer une juste comparaison avec les statistiques publiées. Ces regroupements ont présenté des proportions entre 67 et 85 % des sous-districts ayant des différences entre 0 et 5 %. Malgré tout, ces constatations nous poussent à procéder à de plus amples investigations afin de connaître la véritable nature de notre échantillon par rapport à la population totale.

Pour la classification selon les groupes d'âge, les différenciations sont légèrement plus marquées. En ce qui concerne les enfants de moins de cinq ans, nous avons constaté que les étiquettes pour les catégories de l'âge des enfants dans les données agrégées sont légèrement nébuleuses. Les « enfants de moins de cinq ans » sont en réalité les enfants âgés entre quatre et cinq ans seulement. En corrigeant l'analyse pour réaliser une simple comparaison des données pour la catégorie « 5 ans ou moins », nous observons que 18 % des sous-districts affichent un écart de 5 à 10 % plus élevé ou plus faible que la distribution observée dans notre échantillon. Notre échantillon risque alors de surestimer ou de sous-estimer la proportion d'enfants (comparaisons au niveau des écarts absolus). Cette catégorie d'âge est centrale dans l'étude de la fécondité avec la méthode que nous exploiterons. Le tableau 3.4 détaille la direction de l'écart des sous-districts de notre échantillon par rapport aux statistiques agrégées de la population totale. Nous constaterons à la lecture des explications de ce tableau, que notre échantillon sous-estime le nombre d'enfants âgés de moins de cinq ans.

Ces quelques statistiques de classification permettent d'observer principalement les caractéristiques démographiques de la population formant notre échantillon. Les autres comparaisons de nature économique sont cependant limitées. Les informations sur les professions dans les données agrégées sont classées par district seulement, ce qui entrave l'évaluation de l'impact des sous-districts manquants sur la représentativité de l'information économique dans notre base de données. Comme autre critère économique, nous avons poussé nos recherches sur les types de maisons habitées par les familles recensées. À l'époque, le type de matériau utilisé pour la construction d'une maison était représentatif de la situation économique dans laquelle se trouvaient les ménages. Comme le recensement n'incluait pas en 1852 une question sur le niveau de revenu des individus, nous pouvons nous baser sur l'information concernant la maison habitée. Il y a alors un nombre limité de valeurs pour cette variable, mais il y en a suffisamment pour pouvoir l'exploiter. Les principaux types de maisons habitées sont classés en cinq groupes dans les données agrégées pour la population totale que nous retrouvons dans le livre « First Census Report », soit en pierre, en brique, en charpente, en billots et abris (« shanties »)<sup>47</sup>. Pour les trois grandes catégories de matériaux, soient la pierre, la brique et le bois, nous constatons donc que les maisons en brique sont mieux représentées que les deux autres types de matériau. Ce constat est sans doute explicable en fonction du faible nombre de maisons fabriquées avec ce matériau (0,7 % au Canada-Ouest et 2,7 % au Canada-Est). Somme toute, les maisons en bois et celles en pierre sont donc sous-représentées dans notre échantillon, tandis que celles en brique sont surreprésentées par rapport aux données agrégées de la population totale.

Suite à l'analyse des différences de distribution nettes entre sous-districts, nous allons maintenant procéder à une analyse plus détaillée (tableau 3.4) afin de déterminer si ces différences sont positives ou négatives. À un degré plus approfondi, et ce, afin de vérifier si notre échantillon surestime ou sous-estime les données agrégées de la population totale, nous avons constaté qu'au Canada-Est plus de la moitié, voire la majorité, des sous-districts de notre échantillon contiennent une proportion équivalente d'individus provenant des cinq pays

---

<sup>47</sup> Les maisons identifiées en charpente, en billots et les abris ont été classées sous la catégorie de maison en bois, car dans les micro-données, ces spécifications n'ont pas toujours été énumérées.

évoqués (à l'exception du Canada, où seulement la moitié des sous-districts équivalent, tandis que la moitié restante est répartie équitablement entre la surestimation et la sous-estimation), tout comme les individus classés dans les catégories « adultes âgés 50-60 ans » et « veufs et veuves ». Au Canada-Ouest, seulement pour les individus nés aux États-Unis, les « adultes âgés 50-60 ans », les « veufs et veuves » et les personnes mariées, nous constatons pour plus ou près de la moitié des sous-districts de notre échantillon que les proportions sont semblables. Pour l'Angleterre et l'Écosse comme lieu de naissances des personnes vivant au Canada-Ouest, ainsi que pour les hommes et les femmes, puis les jeunes adultes et les célibataires, les proportions sont également réparties, c'est-à-dire que l'écart dans les pourcentages d'individus que nous retrouvons dans ces catégories dans notre échantillon comparativement à la population totale ont autant de sous-districts surestimant, sous-estimant et équivalant. Au Canada-Est, seules les catégories d'hommes et de femmes ont des proportions également réparties. En revanche, quelques variables de notre échantillon surestiment ou sous-estiment la population entière. Au Canada-Est, les catégories « jeunes adultes 20-30 ans » et les individus « mariés » surestiment la population recensée en entier, tandis qu'au Canada-Ouest, ce sont les personnes nées au Canada qui sont surestimées dans notre échantillon. Ensuite, les individus nés en Irlande vivant au Canada-Ouest, et les personnes célibataires recensées au Canada-Est sont sous-estimés dans notre échantillon. De plus, la classification des enfants de moins de cinq ans de notre échantillon sous-estime grandement (83 et 84 % des sous-districts du Canada-Est et du Canada-Ouest respectivement) les proportions que nous retrouvons au niveau de la population totale, et ce, tant au Canada-Ouest qu'au Canada-Est de l'époque. Cette constatation nous incite à pousser notre discussion sur les enfants recensés pris en compte dans notre échantillon. Le prochain paragraphe décrit davantage notre interprétation des résultats.

**Tableau 3.4 : Distribution du pourcentage de sous-districts de l'échantillon de 20 % qui surestiment, équivalent ou sous-estiment les sous-districts provenant des données agrégées, selon les grandes catégories de variables démographiques, Canada-Est et Canada-Ouest, 1852**

Canada-Est	ANG	IRE	ECO	CAN	E-U	HOM	FEM	ENF	JEUN	AGE	MAR	CELIB	VEU
<b>Surestime</b>	8	17	9	28	7	32	31	6	46	33	41	29	14
<b>Équivalent</b>	78	67	82	49	87	37	37	11	29	52	32	30	73
<b>Sous-estime</b>	14	16	9	22	6	31	32	83	25	15	27	41	12

Canada-Ouest	ANG	IRE	ECO	CAN	E-U	HOM	FEM	ENF	JEUN	AGE	MAR	CELIB	VEU
<b>Surestime</b>	29	34	29	48	20	32	33	4	32	34	33	26	15
<b>Équivalent</b>	38	26	38	21	57	35	35	12	34	55	41	36	78
<b>Sous-estime</b>	33	41	33	31	23	33	32	84	34	11	26	38	7

Source : échantillon 20 % du recensement de 1852 (PRDH); données agrégées de 1852 (Bureau d'enregistrement et de statistiques).

Le tableau ci-dessus résume, tel qu'expliqué dans les paragraphes précédents, la distribution du pourcentage de sous-districts provenant de l'échantillon de 20 % en fonction d'une surestimation, équivalence ou sous-estimation de ces derniers par rapport à ceux provenant des données agrégées pour les grandes variables démographiques sélectionnées. Les cases en gris foncé illustrent les éléments mentionnés ci-haut. Au Canada-Ouest, les résultats les plus problématiques sont pour les Irlandais et les Canadiens, les premiers sont sous-estimés dans notre échantillon, tandis que les seconds sont surestimés. Cette situation s'explique sûrement par la possibilité que les populations ethniques vivaient à proximité ; en d'autres mots, ils étaient rapprochés géographiquement (« clustered »). Toutefois, cette avenue demeure une proposition car nous ne l'avons pas explorée davantage. Il serait par ailleurs intéressant de sélectionner un sous-district complet afin d'établir le lien géographique de rapprochement entre les Irlandais et les Canadiens. Ceci étant dit, comme nous avons comparé les sous-districts de notre échantillon complets en entier ou en partie seulement, cela peut expliquer que certaines ethnies manquent, et ainsi que d'autres soient surestimées : peut-être que les portions de sous-districts manquantes ou présentes incluaient d'ailleurs des regroupements ethniques. Au Canada-Est, ce sont plutôt les variables sur l'état matrimonial qui demandent une explication. En effet, 41 % des sous-districts de notre échantillon

surestiment les personnes mariées alors que 41 % des sous-districts des statistiques agrégées sous-estiment les célibataires. D'une certaine façon, ce problème se résume en un seul. La surestimation des individus mariés se fait au dépend des célibataires. La sous-estimation des célibataires dans notre échantillon est liée, pour sa part, au fait que les enfants de moins de cinq ans sont fortement sous-estimés dans notre échantillon (84 % des sous-districts), autant au Canada-Est qu'au Canada-Ouest, relativement aux données agrégées. Rappelons que les statistiques agrégées semblent inclure les enfants décédés dans leur compte des enfants âgés de moins de 5 ans, ce qui pourrait expliquer l'écart observé. En effet, cette lacune doit être considérée dans notre analyse afin de ne pas sous-estimer les niveaux de fécondité que nous observerons.

Somme toute, cette étude sommaire de représentativité et de comparabilité traduit que notre échantillon répond substantiellement à des critères de base. La correspondance entre les distributions des sous-groupes de la population dans l'échantillon de 1852, et celles de 1871 et de 1881 est encourageante. En général, nous pouvons confirmer qu'il s'agit largement un échantillon aléatoire et représentatif de la population totale de l'époque. Nous reviendrons cependant sur cette question à l'échelle des deux provinces considérées dans notre étude. Les écarts ne sont pas significatifs, mais dans certains cas ils restent notables. Ces écarts révèlent que l'échantillon ne comprend pas certains sous-districts en entier ou seulement des sections de quelques-uns d'entre eux, ce qui entraîne un déséquilibre dans la proportionnalité générale de quelques variables.

### **3.4 Recensement du Canada de 1881**

Les données censitaires de 1881 ont été exploitées à quelques reprises déjà (Dillon 2000). Leur fiabilité et leur représentativité ne traduisent pas une aussi grande déficience que les données de 1852. Plusieurs étapes de collecte et de nettoyage ont permis de construire notre base de données. Toutefois, il faut souligner que la qualité des données brutes était remarquable. Nous détenons les données nominatives de tout le territoire canadien, ce qui nous permet d'ailleurs d'évaluer les différences de niveaux de fécondité à une échelle géographique plus détaillée. Les districts, sous-districts et villes sont d'ailleurs disponibles

pour tout le Canada en 1881. Ces variables peuvent permettre de comparer le nombre d'enfants qu'ont les femmes mariées à travers les provinces, à travers les villes, et de part et d'autre des frontières. Ce recensement est riche et son exploitation est facilitée par la base de données construite et hébergée par le PRDH. « L'existence de sources de qualité relativement satisfaisante pour étudier ces questions », notamment sur la transition de la fécondité, « constitue en effet un atout » (Gauvreau 2002, p. 176). Nous verrons, dans le cinquième chapitre, l'évolution des niveaux de fécondité dans la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle au Canada.

La richesse de la base de données du recensement de 1881 que nous utiliserons tient également au fait que des variables relationnelles ont été générées suite à l'inférence des liens entre les individus. La relation au chef de ménage n'a pas été énumérée par les nombreux recenseurs au moment du dénombrement ; néanmoins, notre version construite de cette variable, ainsi que celles identifiant les liens des enfants à leur mère et à leur père, et celles identifiant les conjoints entre eux, procurent aux chercheurs un élément de sélection facilitant les analyses<sup>48</sup>.

### **3.5 Pondération comme solution possible**

Comme nous l'avons vu précédemment, les données censitaires de 1852 sont manquantes pour certains sous-districts, notamment dans les grandes villes du Canada-Est et du Canada-Ouest. Afin de pallier cette lacune, nous avons créé une variable de pondération dans l'optique de compenser, entre autres, les villes de Montréal, Toronto, Kingston et London (ces villes absentes en entier de notre base de données, à l'exception de Montréal pour laquelle une seule division est disponible). Les pondérations élaborées sont axées essentiellement sur la composante géographique, c'est-à-dire, sur la taille de la localité. Un poids est ainsi accordé aux observations, particulièrement celles provenant de la ville de Québec, du quartier St-Louis de Montréal, des villes de Bytown et d'Hamilton, en vue d'assurer une meilleure

---

<sup>48</sup> Le détail de la codification de cette variable relationnelle a été présenté dans la section 3.2 de ce chapitre et s'applique également au recensement de 1852.

représentativité de la vie urbaine de ces deux provinces canadiennes de l'époque (Dillon et Joubert 2012). Étant donné que seulement 10 % de notre population vivait dans ces grandes villes en 1852, l'application de cette pondération comme solution partielle ne change pas nos mesures, ce qui nous amène en fin de compte à ne pas exploiter cette variable pour nos analyses différentielles de la fécondité.

Ainsi, nous avons concentré notre étude sur les données non pondérées, car un éventuel raffinement de tels poids doit être effectué avant de pouvoir les appliquer. Les poids disponibles en ce moment ne prennent en compte que la taille des sous-districts de résidence sans intégrer les caractéristiques sociodémographiques des individus recensés dans ces localités. De ce fait, notre échantillon brut de 1852 relate davantage l'image de la vie rurale de l'époque, comme le démontrent les proportions élevées de femmes résidant dans le milieu rural. Le monde établi dans les villages et les campagnes du milieu du XIX<sup>e</sup> siècle est donc mis en premier plan et bien représenté dans cette source de données.

### **3.6 Conclusion**

La toute première énumération de la population canadienne à l'échelle nationale et de l'ère statistique moderne a eu lieu en 1852. Nonobstant les évaluations critiques qui ont pu entourer ce recensement, l'essentiel de l'exploration de ces données nous permet aujourd'hui d'affirmer que leur usage est possible et souhaitable. De plus, l'échantillon exploité dans notre étude est représentatif de la population globale de l'époque qui était majoritairement rurale, c'est-à-dire, de la campagne et des villages. Toutefois, la pondération que nous avons envisagée dans le but de substituer les données manquantes pour les grandes villes, n'a pas un grand impact sur nos mesures, car les poids ont seulement été basés sur la taille des agglomérations. Étant donné que leur nombre est faible, ne pas appliquer les poids aux individus établis dans les petits et grands centres urbains n'influence pas les résultats.

Par ailleurs, cette base de données multirégionales nous donne ainsi l'opportunité de réaliser plusieurs comparaisons tant interrégionales qu'entre les milieux rural et urbain. Malgré les critiques faites par plusieurs chercheurs au sujet de cette source de données, nous

poursuivons notre analyse de la fécondité canadienne de la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Le nettoyage et la codification de variables contenues dans nos échantillons ont donc été menés afin de présenter des résultats cohérents et fiables dans nos analyses. Le recensement de 1881, quant à lui, offre une perspective d'étude plus complète, car l'ensemble des manuscrits couvrant la population du Québec et de l'Ontario sont toujours accessibles, suite à leur saisie dans la base de données du PRDH. Des analyses statistiques de la fécondité seront donc effectuées afin de réaliser des comparaisons à travers le temps à l'aide de ces deux recensements.

Ceci étant dit, le recensement de 1852 nous permet particulièrement de dresser un portrait de la vie de la population canadienne précédant les changements socio-économiques survenus à la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. Le statut singulier de ce dénombrement nous a incités à explorer en profondeur les avantages et les limites de cette source. L'étape suivante consiste à en extraire l'information pertinente dans le but d'analyser certaines tendances démographiques de la population canadienne, notamment la fécondité.

## Chapitre 4 – Description de la population à l'étude

Ayant exploré la fiabilité géographique de nos micro-données, il nous importe de décrire cette population dans l'optique de réaliser des analyses de la fécondité qui seront détaillées dans le prochain chapitre. La description de notre population de base est nécessaire afin de comprendre la taille relative de la population dans les deux années étudiées, 1852 et 1881, ainsi que le nombre d'observations avec lesquelles nous travaillons, puis la distribution de cette population selon les provinces. Comme illustré dans le tableau 4.1, la population canadienne a cru à un rythme progressif sur la période de 1851 à 1881. La population totale recensée au Canada-Est et au Canada-Ouest en 1852 comptait 1 842 265 individus, dont respectivement 890 261 dans la première province et 952 004 dans la seconde. Durant ces trente années, au Québec, la population a augmenté de 50 %, tandis qu'en Ontario elle a doublé.

**Tableau 4.1 : Effectifs de la population selon l'année de recensement et la province, Canada, 1852 et 1881**

Provinces	1852		1881 <sup>49</sup>	
	Effectifs	%	Effectifs	%
Colombie Britannique	-	-	49 459	1,1
Manitoba	-	-	65 954	1,5
Québec	890 261	48,3	1 359 027	31,4
Ontario	952 004	51,7	1 923 228	44,5
Nouveau-Brunswick	-	-	321 233	7,4
Île-du-Prince-Édouard	-	-	108 891	2,5
Nouvelle-Écosse	-	-	440 573	10,2
Territoires	-	-	56 446	1,3
Total	1 842 265		4 324 810	

Source : Données agrégées des recensements canadiens de 1852 et 1881.

<sup>49</sup> Dillon cerne la différence entre les effectifs dans la base de données et les données agrégées dans un article qu'elle a publié en 2000 : « International Partners, Local Volunteers and Lots of Data: The 1881 Canadian Census Project », *History and Computing*, 12, 2 : 163-176.

D'autres provinces se sont également formées vers l'Ouest après 1852. Selon McInnis (2000), la taille de la population du Canada a augmenté rapidement en raison de la combinaison d'une forte immigration à grande échelle sur le territoire canadien et d'un accroissement naturel très élevé et très rapide jusqu'à la fin des années 1850. McInnis s'intéresse d'ailleurs à la population européenne vivant au Canada pour la période de 1761 à 1901. Cet auteur évoque par ailleurs un taux annuel moyen d'accroissement provenant de l'immigration s'élevant à 3,7 % pour la période de 1811 à 1861.

Afin de décrire la population, nous exploitons un échantillon de 20 % du recensement de 1852 et un échantillon de 5 % du recensement de 1881, ce dernier étant représentatif de la population totale et plus facile à manipuler en raison de sa taille restreinte comparativement à la base de données complète couvrant la population totale. La population est répartie dans les provinces du Québec et de l'Ontario telle qu'énumérée dans le tableau 4.2. Nous observons que la répartition de la population entre l'Ontario et le Québec a changé à travers le temps. En effet, la distribution était plus égale en 1852 (46 % contre 54 %), tandis que l'écart entre les deux provinces grandit en 1881, un peu plus de 40 % de la population vit au Québec contre près de 60 % en l'Ontario. Tout compte fait, le Canada-Ouest n'avait qu'une grande ville dans les années 1850, soit Toronto totalisant 31 000 habitants, comparativement au Canada-Est qui avait Montréal et Québec, les deux plus grandes villes canadiennes à l'époque, avec respectivement 58 000 et 42 000 individus d'après le recensement de 1852. Le phénomène d'urbanisation a toutefois pris beaucoup plus d'ampleur en Ontario qu'au Québec, où l'accent était mis essentiellement sur les deux grandes villes portuaires. Déjà, même si elles étaient petites, les villes ontariennes étaient plus nombreuses, avec Hamilton (14 000), Kingston (12 000), Bytown (7 800) et London (7 000).

**Tableau 4.2 : Effectifs de la population selon l'année de recensement et la province, Québec et Ontario, échantillons de 1852 et 1881**

Provinces	1852 <sup>50</sup>		1881	
	Effectifs	%	Effectifs	%
Québec	114 691	46,2	67 900	41,3
Ontario	133 832	53,8	96 456	58,7
Total	248 523		164 356	

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

## 4.1 Femmes

L'étude de la fécondité est avant tout l'étude de la vie reproductive des femmes. La présentation détaillée de la population de femmes que nous étudions permettra de faire valoir cette population. Nous avons premièrement isolé toutes les femmes âgées de 15 à 49 ans (inclusivement) dans nos échantillons afin de présenter un portrait global des femmes en âge de procréer. Par la suite, nous présenterons les épouses du chef de ménage, pour focaliser sur les femmes les plus susceptibles de devenir mères, puisqu'au XIX<sup>e</sup> siècle, le mariage est associé aux naissances.

Le tableau 4.3 présente de façon générale la répartition des femmes âgées de 15 à 49 ans selon la province de résidence provenant de nos échantillons. Nous avons tout de suite scindé les données censitaires selon les provinces afin de mieux présenter l'évolution des populations de ces dernières. Tout d'abord, il est à noter que l'âge moyen de ces femmes âgées de 15 à 49 ans a augmenté entre 1852 et 1881 de 0,7 année au Québec et 0,6 année en Ontario. Cette augmentation est-elle un signe d'un vieillissement de la population ? Du point de vue purement démographique, une population a trois options : croître, vieillir ou demeurer stable. En transition démographique de sa fécondité, une population n'a d'autre choix que de vieillir. Le nombre de naissances chutant implique alors que le nombre de jeunes femmes quelques décennies plus tard serait également affaibli. En réduisant ainsi la base de la pyramide des

<sup>50</sup> Sélection de l'échantillon 20% dans la base de données (urbain et rural) : SOURCE = 1 et 2.

âges, la baisse de la fécondité exerce une plus grande influence sur le vieillissement d'une population.

**Tableau 4.3 : Caractéristiques des femmes âgées de 15 à 49 ans, Québec (C-E) et Ontario (C-O), 1852 et 1881**

Caractéristiques	1852		1881	
	C-E	C-O	Qc	Ont
Âge moyen des femmes	27,6	27,4	28,3	28,0
État matrimonial (%)				
Mariée	51,9	56,4	50,0	50,1
Célibataire	46,0	40,9	47,3	47,0
Veuve	2,0	2,6	2,6	2,8
Célibataire 45-49 ans	9,8	4,2	13,6	6,0
Âge moyen des femmes au mariage (SMAM)	24,1	23,5	24,8	25,7
Résidant en milieu rural (%)	91,2	96,8	75,0	78,1
Effectifs	26 885	30 258	16 580	23 857

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon de 5 % du recensement canadien de 1881.

Certes, l'immigration a contribué énormément à l'accroissement de la population au début du XIX<sup>e</sup> siècle jusqu'à la décennie 1850. D'après McInnis (2000), le Canada a continué de recevoir un très grand nombre d'immigrants jusqu'à la fin des années 1850. À la fin de cette période, les terres disponibles se faisaient plus rares. L'établissement en milieu rural devenait donc moins facile. Une vague d'émigrants s'est alors tournée vers l'Ouest canadien et les États-Unis, toutes deux régions prospères pour le développement, notamment pour les jeunes couples. Par ailleurs, l'urbanisation a également pris davantage de place. De plus, la proportion de femmes mariées a diminué dans les deux provinces sur ces trente années, mais d'autant plus en Ontario (6 points de pourcentage). Nonobstant l'augmentation de l'âge moyen de ces femmes, il y a un nombre moindre d'entre elles qui se marient. En effet, la proportion de femmes célibataires âgées entre 45 et 49 ans nous fournit un ordre de grandeur du taux de

célibat de ces femmes, tel qu'abordé par David Hacker (2007). Lorsque le taux de célibat augmente, cela peut se refléter également par une diminution des rapports enfants par femme. Entre 1852 et 1881, l'augmentation du taux de célibat est plus marquée en Ontario (de 4,2 à 6,0 %, une augmentation de 42,9 %) qu'au Québec (une augmentation de 38,8 %) <sup>51</sup>. Cette hausse peut donc expliquer en partie une baisse de la fécondité de la population.

Par ailleurs, nous avons calculé l'âge moyen des femmes au mariage (SMAM) dans le but d'expliquer les variations observées. Cette mesure traduit la durée moyenne (en années) de « vie de célibataire » vécue par celles qui se sont mariées avant l'âge de 50 ans. La répartition des femmes par provinces nous permet de constater que certaines différences sont assez marquantes entre ces deux groupes. Nous constatons que l'âge moyen des femmes au mariage augmente entre 1852 et 1881 au Québec (0,7 an), mais encore plus en Ontario (2,2 ans). Étant donné que cette mesure nous informe sur le nombre d'années supplémentaires que les femmes vivront en tant que célibataire, elle nous renseigne également sur l'évolution du début de leur vie féconde au sein du mariage et sur le nombre d'années vécues exposées au risque de vivre une grossesse. Rappelons que la majorité des femmes de l'époque ont eu leurs enfants au sein du mariage, et que seules les femmes mariées sont considérées dans notre étude afin de mesurer la fécondité. Donc, plus elles vivent des années de célibat, moins elles tendront à avoir des enfants. Le fait que l'âge moyen des femmes au mariage augmente sur ces trente années (de 24,1 à 24,8 ans au Québec et de 23,5 à 25,7 ans en Ontario) contribue à la baisse du nombre de naissances que nous pourrions observer au sein de la population au cours de cette période, et de façon plus marquée en Ontario. D'après l'étude de David Hacker (2007) sur la baisse de la fécondité maritale aux États-Unis, le nombre d'enfants survivants âgés de moins de 5 ans, ayant connu une baisse de 1,45 à 1,31 entre 1850 et 1880, suggère que le déclin du rapport enfants par femme est relié au déclin de la fécondité légitime. Hacker identifie la région américaine ayant le moins d'enfants âgés de 0 à 4 ans puis constate que dans cette dernière se retrouve également la plus faible proportion de femmes mariées parmi les groupes d'âge les plus jeunes. Conséquemment, la région rapportant le plus grand nombre d'enfants

---

<sup>51</sup> Le calcul de cette variation correspond à la proportion de femmes célibataires âgées de 45 à 49 ans en 1881 divisée par celle en 1852 ; résultat auquel est soustrait un et ramené un pourcentage.

âgés de 0 à 4 ans coïncide avec celle ayant la plus grande proportion de femmes mariées. Évidemment, les territoires cernés sont caractérisés par plusieurs variables divergentes, par exemple au niveau de la pratique religieuse.

D'autres variables nous permettent d'illustrer le partage de la population selon les milieux urbain et rural dans les deux provinces étudiées. Nous constatons que la proportion de femmes résidant en milieu rural chute de 91,2 % à près de 75 % au Québec et de 96,8 % à 78,1 % en Ontario sur cette période de trente ans. Toutefois, en exploitant les pondérations géographiques, nous aurions dû voir des différences en 1852 et peut-être les proportions de femmes vivant en villes auraient été gonflées. Cependant, l'utilisation des poids basés sur la taille des sous-districts ne présentait pas de différence marquée dans les tableaux descriptifs présentés dans ce chapitre. Nous avons donc opté pour ne pas les utiliser dans notre analyse, ni pour les régressions. Cette dernière mesure évoquée traduit par ailleurs le mouvement d'exode rural des femmes célibataires, mariées ou veuves au profit des villes, déjà grandissantes à l'époque. Le mouvement des femmes en ville peut être expliqué selon leur tranche d'âge. Ainsi, les jeunes femmes célibataires, âgées de 15 à 24 ans, pouvaient être désireuses d'aller en ville dans le but de chercher un emploi. En effet, parmi les femmes appartenant à ce groupe d'âge, en 1852 seulement 8,2 % d'entre elles vivaient dans une ville québécoise et 3,2 % dans une ville en Ontario. En 1881, on observe une hausse importante de la jeune population féminine célibataire en ville avec respectivement 23,5 % vivant dans une ville au Québec et 21,2 % dans une ville ontarienne.

Outre les caractéristiques démographiques des femmes présentées précédemment, la dimension de la mortalité influence également les niveaux de fécondité mesurés. Le tableau suivant fournit une idée générale des fluctuations de la mortalité des femmes âgées entre 15 et 49 ans au Québec et au Canada entre 1851 et 1881.

**Tableau 4.4 : Quotient de mortalité (estimé) du moment des femmes âgées de 15 à 49 ans, Québec (C-E) et Canada, 1851 et 1881<sup>52</sup>**

Groupe d'âge	1851		1881	
	C-E	Canada	Qc	Canada
Quotient de mortalité (pour 1 000)				
15-19	0,03110	0,03197	0,02912	0,02693
20-24	0,04026	0,04157	0,03801	0,03523
25-29	0,04555	0,04702	0,04326	0,04035
30-34	0,04785	0,04930	0,04567	0,04292
35-39	0,04955	0,05095	0,04745	0,04502
40-44	0,05310	0,05441	0,05108	0,04888
45-49	0,06109	0,06246	0,05914	0,05703

Source : Nouvelles tables de mortalité du Canada et du Québec, 1801-1991, Bourbeau, Légaré et Émond.

Grâce aux tables de mortalité de Bourbeau, Légaré et Émond (1997), nous pouvons observer les tendances générales de mortalité des femmes au Québec et au Canada (les données ne sont pas disponibles pour l'Ontario). Dans la province de Québec en 1851, les femmes âgées de 15 à 49 ans avaient des quotients de mortalité du moment plus faibles que pour l'ensemble du Canada, et ce, pour chaque groupe d'âge. Nous pouvons donc croire que les taux étaient plus élevés en Ontario au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle. Tandis que nous observons une diminution des quotients de mortalité de ces femmes au Québec entre 1851 et 1881, au Canada la baisse est encore plus marquée pour tous les groupes d'âge quinquennaux présentés dans le tableau 4.4. Cette baisse fut telle que l'écart entre les quotients au Québec et au Canada en 1881 s'est inversé comparativement à 1851, en d'autres termes, la mortalité est dorénavant plus élevée pour les femmes québécoises que pour l'ensemble des femmes canadiennes. Ainsi, nous pouvons formuler la prémisse que la mortalité des Ontariennes est comparable à celle de l'ensemble des Canadiennes en 1881. Ces données nous permettent donc d'illustrer les variations dans les taux de mortalité de la population globale des femmes canadiennes et québécoises au cours du XIX<sup>e</sup> siècle.

<sup>52</sup> Bourbeau, R., J. Légaré et V. Émond. 1997. « Nouvelles tables de mortalité du Canada et du Québec, 1801-1991 », Documents démographiques, catalogue no. 91F0015MIF, 94 p.

Maintenant, afin d'alléger et de contrôler les paramètres de notre étude, nous avons décidé de sélectionner seulement les mariées âgées de 15 à 49 ans. Pour l'élaboration de nos calculs de fécondité<sup>53</sup>, il est effectivement souhaitable de travailler avec un groupe précis de la population, dont les paramètres de sélection sont déterminés. Évidemment, nous ne savons pas depuis combien de temps les femmes sont mariées à l'aide des recensements anciens. Toutefois, nous faisons l'hypothèse que les jeunes enfants cohabitant avec ces femmes sont nés au sein du mariage, et que la fécondité de ces femmes constitue ce qu'est la fécondité légitime. Parmi les femmes mariées âgées de 15 à 49 ans, en 1881, 93,4 % d'entre elles ont été identifiées comme étant l'épouse du chef en Ontario et 84,5 % au Québec, tandis qu'elles représentent respectivement 86,2 % et 76,7 % en 1852. Le tableau 4.5 permet de décrire la population féminine mariée âgée entre 15 et 49 ans identifiée comme l'épouse du chef de ménage présente dans les échantillons exploités, selon plusieurs caractéristiques. Notons que la proportion des femmes vivant en milieu rural est très élevée, comme expliqué précédemment.

---

<sup>53</sup> L'indicateur que nous exploiterons pour cerner les tendances de la fécondité prend seulement en compte les femmes mariées. Ce choix repose sur le fait que ne sont pris en compte que les enfants âgés de moins de cinq ans, ce qui revient à mesurer la fécondité des cinq années précédant le recensement. Comme les informations recensées ne permettent pas de savoir depuis combien de temps les femmes sont veuves ou divorcées, nous avons décidé de ne prendre en compte que les femmes mariées.

**Tableau 4.5 : Distribution en pourcentage des caractéristiques des femmes mariées âgées de 15 à 49 ans, épouses du chef de ménage, Québec et Ontario, 1852 et 1881**

Caractéristiques	1852		1881	
	C-E	C-O	Qc	Ont
Âge moyen des femmes mariées et épouses du chef	33,6	32,7	33,4	33,8
Groupe religieux (Église) (%)				
Catholique romaine	78,7	17,1	84,5	14,7
Presbytérienne	4,3	16,4	3,8	19,4
Méthodiste	2,7	24,1	3,1	32,3
Anglicane	3,8	20,6	5,8	19,9
Baptiste	0,8	6,2	0,8	6,1
Autres et inconnu	9,8	15,6	1,9	7,6
Lieu de Naissance (%)				
Canada	80,2	34,8	92,3	68,8
États-Unis	1,6	6,5	1,5	3,4
Angleterre	1,8	12,7	1,5	10,7
Irlande	8,9	27,9	2,7	9,5
Écosse	2,3	11,6	1,0	5,0
Autres et inconnu	5,1	6,5	1,0	2,6
Résidant en milieu rural (%)	91,8	97,5	75,0	79,9
Effectifs <sup>54</sup>	10 631	14 661	6 930	11 108

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon de 5 % du recensement canadien de 1881.

Notre échantillon de 1852 est composé de femmes nées entre 1803 et 1837, au Canada ou ailleurs. À cette période, l'immigration était principalement britannique et il y avait peu d'immigration française. Les femmes natives du Canada nées entre 1803 et 1837, leurs homologues immigrantes et leurs filles sont donc devenues les épouses des chefs de ménage en 1852. Cette observation est aussi valable pour la population recensée en 1881 et identifiée

<sup>54</sup> Nous avons conservé seulement les femmes mariées âgées de 15 à 49 ans étant identifiées comme l'épouse du chef, ce dernier étant également énuméré marié (nécessairement un homme âgé de plus de 15 ans). Selon les microdonnées provenant des échantillons : en 1852, au Québec, il y avait 13 942 femmes mariées et 17 072 en Ontario. En 1881, au Québec, il y en avait 8 291, et 11 957 en Ontario).

comme étant l'épouse du chef. Elle est formée des femmes et de leurs filles nées entre 1832 et 1866, au Canada ou ailleurs. Cet argument témoigne que la distribution des femmes sélectionnées sera influencée par leur lieu de naissance. L'effet de cohorte affecte évidemment l'évolution des caractéristiques des populations de femmes présentées dans le tableau 4.5. Nous verrons davantage par la suite que le groupe religieux et le lieu de naissance sont liés entre eux.

Parmi les femmes mariées identifiées comme étant l'épouse du chef de ménage dans les recensements exploités, nous constatons que les principales caractéristiques sélectionnées varient considérablement de 1852 à 1881 et entre les provinces. D'une part, l'âge moyen des femmes se maintient autour de 33 ans, avec des différences marquées entre le Québec et l'Ontario. Le Québec connaît une baisse de 0,2 an, tandis qu'en Ontario, nous observons une hausse de plus d'un an. Rappelons-nous toutefois, que l'âge moyen des femmes au mariage (SMAM) était plus faible de 2,2 années en Ontario en 1852 comparativement à 1881 (tableau 4.3). Par ailleurs, le taux de célibat au Québec est demeuré plus élevé en 1852 et en 1881. En effet, parmi les femmes québécoises âgées de 45 à 49 ans, la proportion de célibataires est passée de 9,8 % à 13,6 % sur les trente années. Ces proportions représentent plus du double de celles que nous retrouvons en Ontario pour les mêmes années, soit de 4,2 % et 6,0 %. Cette observation explique d'ailleurs le niveau plus faible de l'âge moyen des femmes mariées épouses du chef pour l'Ontario en 1852, car elles sont plus nombreuses à se marier, et à le faire plus jeunes. Cependant, en 1881, l'âge moyen au mariage des femmes vivant en Ontario est le plus élevé (en comparant entre les deux provinces et les deux années) avec 25,7 ans; ce fait explique l'âge moyen plus grand (33,8 ans) des femmes mariées épouses du chef pour cette province. De plus, il importe de souligner que la proportion de femmes mariées a grandement diminué sur les trente années en Ontario, 56,4 % à 50,1 %, au profit des célibataires passant de 40,9 % à 47,0 %. Elles sont moins nombreuses, en proportion, à se marier, et elles le font à un âge plus élevé. Pour ce qui est de la répartition des femmes selon leur affiliation religieuse, la distribution par groupe religieux diffère considérablement selon la province, mais est restée semblable d'une année à l'autre à l'intérieur même de chacune d'entre elles. Les femmes du Québec sont principalement catholiques romaines, tandis qu'en Ontario, nous retrouvons presque autant de Méthodistes et d'Anglicanes que de Catholiques

romaines et de Presbytériennes. Les grandes divergences au Québec concernent le groupe religieux des Catholiques romaines qui a augmenté de près de six points de pourcentage. En Ontario, ce sont les Méthodistes qui dominent en 1881, comptant pour le tiers d'entre elles. De plus, la variable sur le lieu de naissance requiert une attention particulière. Les provinces canadiennes pour ces variables sont confondues, car l'identification des lieux de naissances au niveau provincial était ambiguë dans plusieurs cas. En moyenne (provinces confondues), 80 % des femmes sont nées à l'intérieur du territoire canadien en 1881 contre seulement 54 % en 1852. Cette observation s'explique principalement en raison de la forte vague d'immigration que le Canada a connu après 1815 pour la colonisation d'une terre vaste et abondante. Entre 1800 et 1850, la forte immigration britannique (Anglais, Irlandais et Écossais) détermine ainsi l'origine de la majeure partie la population canadienne, notamment pour la province du Canada-Ouest. Seulement un tiers des femmes mariées et épouses du chef de ménage vivant en Ontario sont nées au Canada en 1852, tel que présenté dans le tableau 4.5. Cette proportion a doublé en trente ans. McInnis (2000) décrit davantage les mouvements migratoires canadiens durant ce siècle. L'effet de cohorte (i.e. les femmes provenant de la même région ont des caractéristiques semblables) est à la base des divergences dans la composition de nos populations : leur comparaison doit donc refléter cette constatation. Ainsi, l'affiliation religieuse et le lieu de naissance sont certainement associés. Nous jumèlerons d'ailleurs ces deux caractéristiques lors de nos régressions dans le chapitre suivant.

Une autre constatation importante provient du pourcentage de femmes résidant en milieu rural. Celles-ci représentaient, pour la province de Québec, 91,8 % des femmes épouses du chef de ménage en 1852, contre seulement 75,0 % en 1881. La même tendance à la baisse est observable pour la province de l'Ontario, où ces proportions s'élevaient à 97,5 % en 1852 et 79,9 % en 1881(tableau 4.5). De plus, sur cette période, la proportion de femmes vivant en ville reste plus élevée au Québec qu'en Ontario, principalement car les deux plus grandes villes canadiennes, Montréal et Québec, se trouvaient dans la première province (McInnis, 2000). Ce changement considérable est évidemment lié à l'urbanisation grandissante de cette période. Tel que mentionné précédemment, les femmes peuvent être attirées par les emplois que la ville fournissait en ce temps où les terres libres n'étaient plus aussi abondantes dans le milieu rural. Il faut cependant noter à nouveau que les données en 1852 ne comprennent pas

les plus grands centres urbains, soit Montréal ainsi que Toronto. Toutefois, d'après les données agrégées, la proportion de la population vivant en milieu urbain était d'un peu plus de 9 % lors du dénombrement de 1852. Notre échantillon dénombre près de 5 % des individus résidant en milieu urbain. La proportion des femmes réparties dans les zones urbaines à travers le Canada-Est et le Canada-Ouest à cette époque devrait être supérieure pour cette année de recensement.

## **4.2 Mari des femmes**

Afin de raffiner notre analyse, nous avons cerné d'autres variables pertinentes provenant des sources exploitées. Les principales caractéristiques à base économique sont généralement rattachées directement au mari. Nous avons donc identifié ces dernières à l'aide des données recensées. En premier lieu, nous avons observé que l'âge moyen des maris n'a vraisemblablement pas varié énormément entre 1852 et 1881. Une légère augmentation est toutefois notable en Ontario durant cette période (moins d'un an). Par la suite, nous nous sommes intéressés à la différence d'âge entre les époux. Encore une fois, les données sont plutôt stables entre les provinces et d'une année à l'autre, oscillant entre 5,4 et 6,2 ans. Nous pouvons toutefois constater qu'au Québec la différence est un peu moindre qu'en Ontario et que, dans les deux provinces, l'écart a connu une baisse de 0,3 an durant la période étudiée.

En deuxième lieu, le recensement de 1852 comporte une variable économique unique, soit l'information sur le type de maison habitée par le chef de ménage et sa famille. À cet égard, 90 % des maisons habitées par les femmes de notre échantillon et leur famille sont bâties en bois (87,6 % au Canada-Est et 94,6 % au Canada-Ouest). Cette constatation témoigne de la réalité du monde rural dans lequel la majorité de la population résidait au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle. Par ailleurs, nous observons qu'en moyenne, davantage de maisons sont construites en pierre qu'en brique, 3 % contre 1,5 %. Cette différence est beaucoup plus marquée au Canada-Est : 4,5 % contre 0,7 %. Cette observation s'explique par le fait que les pierres étaient plus accessibles (elles se trouvaient dans les champs), tandis que les briques devaient être fabriquées. De plus, le fait que nous ne disposons pas des données pour Montréal peut également expliquer la petite proportion de maisons construites en brique dans cette

province, dans la mesure où il s'agit d'une grande ville, plus susceptible d'avoir des maisons en brique. Nous n'avons malheureusement pas ce détail en 1881, mais les résultats auraient bien pu être différents.

**Tableau 4.6 : Distribution en pourcentage des caractéristiques du mari des femmes mariées âgées de 15 à 49 ans, épouses du chef de ménage, Québec et Ontario, 1852 et 1881**

Caractéristiques	1852		1881	
	C-E	C-O	Qc	Ont
Âge moyen du mari	38,0	38,2	37,8	39,1
Écart d'âge entre les époux (nombre absolu)	5,7	6,2	5,4	5,9
Type de maison habitée (%)				
En bois	87,6	94,6	-	-
En brique	0,7	1,9	-	-
En pierre	4,5	2,2	-	-
Autre ou indéterminé	7,2	1,2	-	-
Profession du mari (%)				
Marchand/professionnel/manufacturier/ col blanc	4,3	4,7	12,5	12,9
Artisan	11,1	15,5	17,5	20,4
Ouvrier semi-spécialisé/journalier	16,1	14,4	19,8	16,9
Cultivateur	60,4	59,0	46,0	46,4
Autre métier ou indéterminé	8,1	6,4	4,1	3,3
Effectifs	10 631	14 661	6 930	11 080

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon de 5 % du recensement canadien de 1881.

Enfin, telle que présentée dans le tableau 4.6, la répartition des femmes selon la profession de leur mari varie du milieu du XIX<sup>e</sup> siècle à 1881. La proportion de marchands/professionnels/manufacturiers/cols blancs a triplé durant la période observée, et ce, autant au Québec qu'en Ontario. Le nombre d'artisans a également augmenté : une augmentation de 6,4 points de pourcentage au Québec et 4,9 points de pourcentage en Ontario. La troisième catégorie cernée, les ouvriers semi-spécialisés et les journaliers, a aussi crû sur

ces trente années, mais à moindre échelle (3,7 points de pourcentage au Québec et 2,5 points de pourcentage en Ontario). Ces trois groupes ont absorbé la baisse remarquable de 14,4 et 12,6 points de pourcentage de cultivateurs dans les provinces respectives, ainsi qu'à la diminution des autres métiers traditionnels, expliquée principalement par l'amorce de l'exode rural suite à l'envolée de l'urbanisation et l'émergence des métiers urbanisés.

### **4.3 Enfants**

Bien que les mesures de fécondité concernent les femmes, une autre population est indispensable dans les analyses et correspond à celles des enfants. Le tableau 4.7 présente donc les caractéristiques des enfants âgés de 0 à 14 ans (inclusivement). Dans l'optique de contrôler les mesures, seuls les enfants du chef de ménage ont été sélectionnés (sur la base de leur nom de famille, tel que présenté dans la section 2.5), afin d'être identifiés à leur mère dans la poursuite de notre analyse dans le chapitre suivante.

Avant de poursuivre la présentation du tableau sur les caractéristiques des enfants de moins de 15 ans, nous devons rappeler une distinction importante dans les instructions aux recenseurs. En 1852, les énumérateurs devaient inscrire « l'âge au prochain anniversaire » de tous les individus dénombrés; en 1881, par contre, ils devaient noter « l'âge au moment du recensement ». Cette particularité du premier recensement de l'ère statistique moderne implique que cette donnée doit être exploitée avec vigilance. Dans le but d'expliquer les différences observées, nous avons poursuivi notre analyse en observant la répartition des enfants âgés de moins de 5 ans selon leur âge à partir de nos échantillons de 1852 et 1881. Cette dernière nous permet de poser plusieurs hypothèses sur nos calculs afin d'établir notre analyse comparative. Lors de nos recherches, nous avons constaté que la question de l'identification adéquate de l'âge des très jeunes enfants a un impact seulement sur les enfants âgés de 0 à 2 ans. Dans une autre analyse de l'âge réalisée par Lisa Dillon, celle-ci tire la conclusion que le problème de l'âge au dernier ou au prochain anniversaire est confiné aux âges 0, 1 et 2. Dillon explique que le problème semble s'être résorbé par lui-même, car les différences ne sont pas significatives lorsque les enfants atteignent l'âge de cinq ans. Nous déterminerons toutefois dans le prochain chapitre portant sur l'analyse statistique, si nous

devrons inclure les enfants de cinq ans pour effectuer les mesures de fécondité et les régressions logistiques pour l'année 1852, en fonction des statistiques présentées<sup>55</sup>. Ceci étant dit, l'âge moyen des enfants du chef de ménage provenant de nos échantillons varie entre 6,4 et 6,7 ans dans les deux provinces entre 1852 et 1881. Cette donnée semble donc être restée relativement stable sur la période observée.

Au niveau des divergences de la proportion d'enfants selon la profession du père, nous constatons que les cultivateurs forment le groupe majoritaire dans les deux provinces et pour les deux années. Notons toutefois que la proportion d'enfants dans ce groupe a diminué durant la période étudiée. En 1852, les proportions oscillaient autour des deux tiers tandis qu'en 1881, elles se retrouvent autour de la moitié. Ce fait est notable par l'envolée qu'ont prise les villes cette dernière année. Nous observons effectivement plus d'enfants en proportion dans les catégories de métiers plus urbanisés (marchand, professionnel, manufacturier et col blanc) en 1881 autant au Québec qu'en Ontario.

Pour ce qui est de la classification par groupe d'âge des enfants, cette variable permet d'observer la répartition des enfants de moins de 15 ans. Il faut par ailleurs considérer la variable d'âge avec discernement. En général, la proportion d'enfants tend à diminuer dans les provinces d'une période à l'autre selon le groupe d'âge, à l'exception des enfants de 0-4 ans recensés en Ontario et ceux de 10 à 14 ans au Québec. Cette différence peut être expliquée par le traitement de l'âge divergent d'un recensement à l'autre, ou alors par la mortalité différentielle entre provinces durant cette période.

---

<sup>55</sup> Communication personnelle avec Lisa Dillon, février 2013.

**Tableau 4.7 : Caractéristiques des enfants du chef de ménage, âgés de moins de 15 ans, Québec et Ontario, 1852 et 1881**

Caractéristiques	1852		1881	
	C-E	C-O	Qc	Ont
Âge moyen des enfants	6,5	6,7	6,7	6,4
Profession du père (%)				
Marchand/professionnel/manufacturier/ col blanc	3,7	3,9	10,9	10,7
Artisan	9,8	13,6	18,5	14,6
Ouvrier semi-spécialisé/journalier	15,1	12,6	16,4	16,4
Cultivateur	64,6	64,0	51,5	55,3
Autre métier ou indéterminé	6,8	5,8	2,7	3,4
Groupe d'âge de l'enfant (%)				
0-4	38,1	36,1	35,9	39,2
5-9	35,3	36,0	34,1	33,4
10-14	26,6	27,9	30,0	27,4
Lieu de naissance <sup>56</sup> (%)				
Canada	92,1	80,5	94,8	97,7
États-Unis	0,5	1,4	1,2	1,4
Angleterre	0,4	3,0	2,3	0,2
Irlande	1,1	5,4	0,8	0,2
Écosse	0,5	2,4	0,6	0,1
Autre ou inconnu	5,4	7,4	0,3	0,4
Pourcentage résident en milieu rural (%)	93,7	97,9	82,8	82,4
Effectifs	36 040	45 925	37 714	23 489

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon de 5 % du recensement canadien de 1881.

De plus, la proportion des enfants nés au Canada augmente sur ces trente années passant en moyenne de 85 % à 96 % d'entre eux. La différence est beaucoup plus marquée en

<sup>56</sup> Nous avons dû regrouper les lieux de naissance, car en 1852 il n'était pas toujours spécifié dans quelle province les enfants sont nés à l'intérieur même du Canada.

Ontario, de 80,5 % à 97,7 %. Encore une fois, il faut prendre en considération l'effet de cohorte. En grande période d'immigration au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle, les familles pouvaient immigrer au Canada avec de jeunes enfants (5,4 % d'entre ceux qui vivaient au Canada-Ouest étaient d'ailleurs nés en Irlande en 1852). Tout comme les femmes, les enfants sont moins enclins d'être nés à l'extérieur du Canada en 1881. Qui plus est, à l'image de la distribution des femmes, celle des enfants est axée sur une population résidant majoritairement dans les milieux ruraux en 1852 (en moyenne 96 %) et tend à diminuer en 1881 autour de 82,6 %.

David Hacker (2007) explique que peu d'études se sont intéressées aux déterminants de la mortalité infantile et juvénile au tournant de la première moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Toutefois, cet auteur cite une étude réalisée par Preston et Haines (1991), dans laquelle les chercheurs présentent des différences significatives pour les taux de mortalité infantile entre les milieux urbain et rural. Hacker mentionne qu'il doit alors être prudent lors de l'interprétation des divergences observées dans la fécondité légitime entre les campagnes et les villes. Tout comme pour la population féminine, nous avons opté pour présenter quelques données sur la mortalité des enfants. Le tableau 4.8 illustre d'une part que l'espérance de vie des filles et des garçons à la naissance a augmenté de 2 années au Québec et de 4 années pour l'ensemble du Canada sur la période étudiée. L'espérance de vie est toujours plus élevée pour les filles que les garçons, et ce, à travers le temps.

D'autre part, les données sur la mortalité des enfants de moins d'un an révèlent que cette dernière est toujours plus élevée au Canada-Est que pour l'ensemble du Canada, et que les quotients sont toujours beaucoup plus élevés chez les garçons que chez les filles. Notons toutefois qu'une baisse remarquable de la mortalité infantile sur la période est observée autant au niveau de la province que du pays. Enfin, les niveaux de mortalité juvénile dénotent la même chute marquée entre 1851 et 1881, mais demeurent semblables entre les sexes autant au Québec qu'au Canada pour la période. Tel que David Hacker a mentionné, les taux de mortalité ont évolué (à la baisse) sur la période étudiée.

**Tableau 4.8 : Espérance de vie à la naissance, et quotient de mortalité infantile et juvénile selon le sexe et la génération des enfants âgés de moins de 5 ans, Québec (C-E) et Canada, 1851 et 1881<sup>57</sup>**

Groupe d'âge	1851		1881	
	C-E	Canada	Qc	Canada
Espérance de vie à la naissance				
Filles	42,00	44,17	44,31	48,08
Garçons	39,80	41,71	41,96	45,54
Mortalité infantile (0-1 an)				
Filles	0,16763	0,16333	0,15109	0,15123
Garçons	0,19024	0,18600	0,17301	0,17340
Mortalité juvénile (1-4 ans)				
Filles	0,12888	0,12692	0,11060	0,10999
Garçons	0,13014	0,12776	0,11255	0,11100

Source : Nouvelles tables de mortalité du Canada et du Québec, 1801-1991, Bourbeau, Légaré et Émond.

Il est dommage que les tables de mortalité de Bourbeau, Légaré et Émond (1997) ne présentent pas les différentiels de mortalité selon la religion ou le lieu de naissance, ni même pour la province de l'Ontario. Pour les fins de notre analyse, ces données auraient été utiles afin d'expliquer les écarts dans les rapports enfants par femme observés par province et selon ces variables culturelles.

#### 4.4 Conclusion

Le deuxième chapitre a détaillé les méthodes disponibles pour évaluer les niveaux de fécondité des populations anciennes à l'aide de données censitaires. L'une d'entre elles est précisément choisie pour l'élaboration des statistiques descriptives bivariées et l'autre pour la construction de régressions logistiques dans le cadre de ce mémoire afin de mesurer l'évolution de la fécondité de la population du Québec et de l'Ontario pour la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Les résultats seront présentés dans le chapitre suivant.

<sup>57</sup> Bourbeau, R., J. Légaré et V. Émond. 1997. « Nouvelles tables de mortalité du Canada et du Québec, 1801-1991 », Documents démographiques, catalogue no. 91F0015MIF, 94 p.

Nous avons également évoqué quelques exemples de manipulation de variables que nous avons effectuées tout au long de l'exploration de nos bases de données, notamment avec les données du recensement canadien de 1852. La création de certaines variables codées, portant par exemple sur l'identification de la relation des membres du ménage à son chef, la classification des métiers du chef de ménage ainsi que le regroupement selon le type de maison (propre aux données censitaires de 1852) nous a ainsi permis de présenter notre population à l'étude selon plusieurs caractéristiques démographiques, économiques et culturelles. En effet, les femmes épouses du chef et les enfants du chef de ménage sont présentés selon leur lieu de naissance, leur religion ainsi que les variables associées à leur mari ou à leur père.

En effet, la population des femmes mariées et identifiées comme l'épouse du chef de ménage provenant de notre échantillon de 20 % du recensement de 1852 contient majoritairement des Catholiques romaines au Canada-Est tandis que la répartition est plus diversifiée au Canada-Ouest. Ces observations sont les mêmes en 1881, avec toutefois davantage de Méthodistes en Ontario, soit près du tiers d'entre elles. Ensuite, la distribution de ces femmes selon leur lieu de naissance présente une plus grande proportion née au Canada et s'étant établie au Québec, et ce, autant en 1852 qu'en 1881, voire même davantage pour cette deuxième année. Du côté de l'Ontario, la répartition est encore une fois plus variée. En effet, la proportion de femmes nées au Canada a doublé sur la période étudiée et une grande portion d'entre elles était née en Irlande en 1852. Notons toutefois que près du quart de ces épouses vivant en Ontario en 1881 étaient nées en Angleterre et en Irlande. Pour nos régressions logistiques présentées dans le prochain chapitre, nous allons jumeler les variables sur l'affiliation religieuse et le lieu de naissance afin de contrôler l'interférence entre les deux et donner lieu à la variable sur l'origine ethnique.

Ensuite, en ce qui a trait à l'établissement en zone rurale, la proportion des épouses d'un chef de famille vivant en milieu rural demeure majoritaire tout au long des trente années, malgré la diminution marquée de ces proportions dans les deux provinces. Cette observation se fait également pour les enfants. En ce qui concerne les caractéristiques des maris de ces femmes, la variable économique unique au recensement de 1852, soit le type de maison

habitée, traduit une majorité de familles vivant sous des maisons en bois, avec une répartition plus élevée au Canada-Ouest. D'après la variable de la profession du mari, nous observons qu'en 1852, deux tiers des femmes épouses du chef de ménage sont mariées aux cultivateurs, alors que cette proportion n'est plus que de 50 % en 1881. Cette observation est encore une fois la même pour la distribution des enfants selon la profession de leur père. Notons que la diminution de ces proportions sur la période s'est réalisée au profit des métiers plus industrialisés tels que marchand, professionnel, manufacturier et col blanc. Avant de passer au profil général des enfants, rappelons que la mortalité de toutes les femmes âgées entre 15 et 49 ans était plus élevée au Québec qu'au Canada en 1851, alors qu'elle devient plus faible en 1881. Toutefois, la mortalité globale féminine a diminué sur la période, et cette diminution fut plus marquée pour l'ensemble du Canada (Bourbeau, Légaré et Émond, 1997).

Enfin, les enfants du chef du ménage sont nés presque entièrement au Canada en 1881, dans les deux provinces, comparativement à l'année de recensement de 1852 où l'immigration des enfants est plus fréquente, quoique minoritaire. Les enfants sont, années confondues, nés en majorité au Canada, mais parmi ceux vivant en Ontario, une proportion notable provient d'Irlande. Ces derniers accompagnaient sans doute la grande vague d'immigration irlandaise de femmes à cette époque. Finalement, au niveau de la mortalité infantile et juvénile, elle se distingue par une diminution présente autant chez les garçons que chez les filles sur la période des trente années évoquées, et ce, de façon plus manifeste pour l'ensemble du Canada que pour la seule province du Québec.

Tout compte fait, ce chapitre nous permet d'introduire les analyses de la fécondité au Québec, en Ontario et au Canada, que nous effectuerons sur la base des données censitaires. Des analyses multivariées seront appliquées à la population que nous venons de détailler. Le chapitre suivant va présenter les rapports enfants par femme ainsi qu'une mesure des enfants propres selon plusieurs caractéristiques. La méthodologie que nous avons explorée sera mise à profit dans l'élaboration de nos analyses.

## **Chapitre 5 – Analyse statistique de la fécondité canadienne au XIX<sup>e</sup> siècle**

La capacité d'examiner la distribution de nos populations à travers le temps a permis de mettre en évidence certains changements importants dans les tendances liées à la fécondité. Le profil de notre population à l'étude, détaillé dans le quatrième chapitre, fournit également un cadre descriptif afin d'élaborer notre propre analyse de l'évolution de la fécondité canadienne dans la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle. Les années de référence de cette analyse ont été choisies en raison de la disponibilité des données et de la faible exploitation de ces dernières, notamment le recensement de 1852. La mise en œuvre d'estimations, élaborées dans le présent chapitre, des niveaux de fécondité en Ontario et au Québec anciens raffine les travaux connexes ayant traité de cette dynamique au XIX<sup>e</sup> siècle.

En effet, les analyses statistiques visent à cerner l'influence des caractéristiques, telles que celles présentées dans le chapitre précédent, sur les comportements de fécondité. Elles nous permettront également de vérifier l'exactitude de nos hypothèses de départ que nous rappellerons à la fin de cette introduction. Les dynamiques majeures de la fécondité au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle annoncent une baisse de cette dernière, au niveau global, jusqu'à la fin de cette ère. Plusieurs déterminants et facteurs tirés des études abordées dans notre revue de la littérature ont permis de nous orienter dans notre choix de variables dans le but d'effectuer des analyses bivariées et des régressions logistiques sur la base de nos données. Manifestement, les arguments soutenus par différents chercheurs concernant les niveaux de la fécondité, ou les pratiques derrière celle-ci, émanent des analyses qu'ils ont élaborées ainsi que des statistiques produites sur les populations à partir des données recueillies et diffusées préalablement. La pertinence d'établir des mesures à l'aide des recensements canadiens de 1852 et 1881 vient enrichir les résultats provenant d'études existantes, ce qui constitue également une fondation solide pour la réalisation de ce mémoire. À cette époque, les principaux révélateurs de la forte

ou faible fécondité découlaient des caractéristiques de la population et des mœurs liées aux habitudes de vie. Des facteurs influents, tels que l'âge au mariage, la mortalité infantile, juvénile et maternelle, l'intensité du mariage et celle du remariage, et l'écart d'âge entre les conjoints, peuvent influencer la bonne mesure de la fécondité. Prendre en compte ces éléments, en fonction des limites des sources exploitées, permet donc de justifier les résultats obtenus et de dégager des tendances. Dans ce chapitre, nous nous concentrons sur les femmes mariées; rappelons que le fait d'étudier la fécondité des femmes mariées engendre un contrôle par rapport à l'intensité de la nuptialité différentielle observée d'un dénombrement à l'autre. Toutefois, l'âge au mariage peut légèrement influencer les caractéristiques de la population féminine mariée sélectionnée dans chacun des recensements, telles que leur fécondabilité ainsi que la durée de leurs unions.

Tel que mentionné dans le deuxième chapitre, le rapport enfants par femme est une mesure effective de la fécondité applicable aux données agrégées ou aux micro-données censitaires anciennes. Dans la première section du présent chapitre, nous présenterons d'ailleurs l'évolution de cet indicateur pour le Québec, l'Ontario et le Canada à l'aide de plusieurs échantillons de recensements historiques canadiens dès le milieu du XIX<sup>e</sup> siècle. Ces estimations nous permettront de situer les différences dans les niveaux de la fécondité d'une province à l'autre à chaque décennie, et ce, sur une période de plus de 50 ans. L'évolution de la fécondité s'est-elle effectuée au même rythme d'une province à l'autre ? Quelles sont donc les principales caractéristiques distinguant ces deux provinces canadiennes ? Les analyses statistiques élaborées dans ce chapitre tenteront de répondre à ces questions.

Dans la deuxième section, des analyses bivariées seront présentées pour explorer les associations entre les niveaux de la fécondité et certaines caractéristiques démographiques et socioculturelles. Nos tableaux croisés sont scindés par province, Québec et Ontario, et pour chaque année de recensements, 1852 et 1881, dans l'effort de comparer l'évolution des résultats à travers le temps et l'espace. La deuxième partie de cette section complétera cette étude en élaborant des analyses multivariées afin d'observer si les tendances diffèrent selon quelques caractéristiques. Nous effectuons des régressions logistiques, car nos variables provenant des micro-données censitaires historiques se retrouvent, suite à nos manipulations,

principalement sous forme catégorielle. La variable dépendante sera la présence ou non d'enfants âgés de moins de cinq ans vivant avec leur mère, mariée et âgée de 40 à 49 ans, car ce nombre chez les femmes plus âgées est généralement de l'ordre de 0 ou 1 (et plus rarement de 2 ou plus). Les principales variables indépendantes utilisées pour réaliser ces analyses sont : l'âge de la mère, l'âge du mari, la religion combinée avec le lieu de naissance, la profession du mari, la zone de résidence (rurale ou urbaine) et le type de bâtiment en 1852. Les modèles usuels de régression logistique supposent l'indépendance des observations. Le recours à des régressions permet de mieux comprendre la nuance derrière les tendances en termes de fécondité selon certains critères propres aux sous-groupes de population. Tel que présenté dans le premier chapitre, nous rappelons que notre analyse est basée sur cinq grandes hypothèses, lesquelles nous tenterons de valider à la fin de cette analyse : 1) les niveaux de fécondité légitime canadienne ont chuté entre 1852 et 1881, 2) la religion catholique encourage les familles abondantes, 3) le milieu urbain a un effet négatif sur le nombre d'enfants qu'a une femme mariée, 4) le Québec maintient des taux de fécondité plus élevés en 1881 et 5) la hiérarchisation de la profession du mari révèle une diminution du nombre d'enfants corrélative à la hausse du statut social. .

## **5.1 Rapport enfants par femme mariée**

Tout d'abord, les niveaux de fécondité explorés par le rapport enfants par femme permettent de présenter une facette de la fécondité effective de la population. Cet exercice a été appliqué aux données censitaires historiques de 1852 à 1911 afin d'illustrer l'évolution de cette composante démographique. Les échantillons disponibles des micro-données de recensements canadiens historiques, accessibles grâce à l'initiative du NAPP (<http://www.nappdata.org/>) et du PRDH (<http://www.prdh.umontreal.ca/>), nous ont permis de réaliser ces calculs. Ainsi, nous présentons pour la première fois un portrait global de la tendance effective de la fécondité au Québec et en Ontario pour la période évoquée ci-haut. Ces résultats nous permettent donc de confirmer qu'une baisse des rapports enfants par femme a été observée au Canada sur cette période, et qu'elle a été plus marquée en Ontario qu'au Québec. Les rapports dévoilés révèlent la fécondité effective, or, ils sont influencés par la mortalité. Les variations de cette dernière peuvent être distinctes d'une province à l'autre,

alors l'interprétation des résultats et les comparaisons doivent en témoigner. Ce schéma appuie et justifie encore une fois la pertinence de réaliser des analyses différentielles des niveaux de fécondité, et ce par province, car les niveaux globaux observés sont divergents.

Le tableau 5.1 présente les résultats de l'application de la première méthode choisie dans le cadre de ce mémoire, soit la méthode du rapport enfants par femme. Nous avons effectué pour les recensements de 1852 et de 1881 plus d'une mesure basées sur des sous-populations ou des sources distinctes dans l'optique d'évaluer les scénarios. Ceci dit, nous avons surligné en gris les résultats que nous avons sélectionnés en fonction de leur fiabilité et de leur comparabilité afin d'illustrer sur la figure 5.1 l'évolution de la fécondité québécoise et ontarienne.

**Tableau 5.1 : Rapport enfants par femme mariée âgée de 15 à 49 ans selon la province, Québec et Ontario, Canada, années de recensement de 1852 à 1911 (à l'exception de 1861)**

Province	1852 <sup>1</sup>	1852 <sup>2</sup>	1852 <sup>3</sup>	1871 <sup>4</sup>	1881 <sup>5</sup>	1881 <sup>6</sup>	1891	1901	1911
Québec	1,55	1,29	1,76	1,27	1,23	1,24	1,24	1,18	1,15
Ontario	1,41	1,16	1,62	1,14	1,05	1,05	0,96	0,80	0,74
Canada <sup>7</sup>	1,47	1,21	1,69	1,19	1,13	1,15	1,06	0,97	0,92

Source : PRDH échantillon 20% du recensement canadien de 1852, échantillon 1% du recensement canadien de 1871, échantillon de 5% et base de données 100% du recensement canadien de 1881, échantillons 5% des recensements canadiens de 1891, 1901 et 1911.

1 Échantillon 20% de 1852 : enfants 0 à 5 ans inclusivement.

2 Échantillon 20% de 1852 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

3 Données agrégées de 1852 provenant du « First Report of the Census of the Canadas for 1851-52 » (inclusion : naissances durant 1851 en plus des enfants de moins d'un an, exclusion : les enfants décédés).

4 L'échantillon de 1 % du recensement de 1871 exploité incorpore la variable de pondération SAMPWGT.

5 Base de données 100% de 1881 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

6 Échantillon 5% de 1881 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

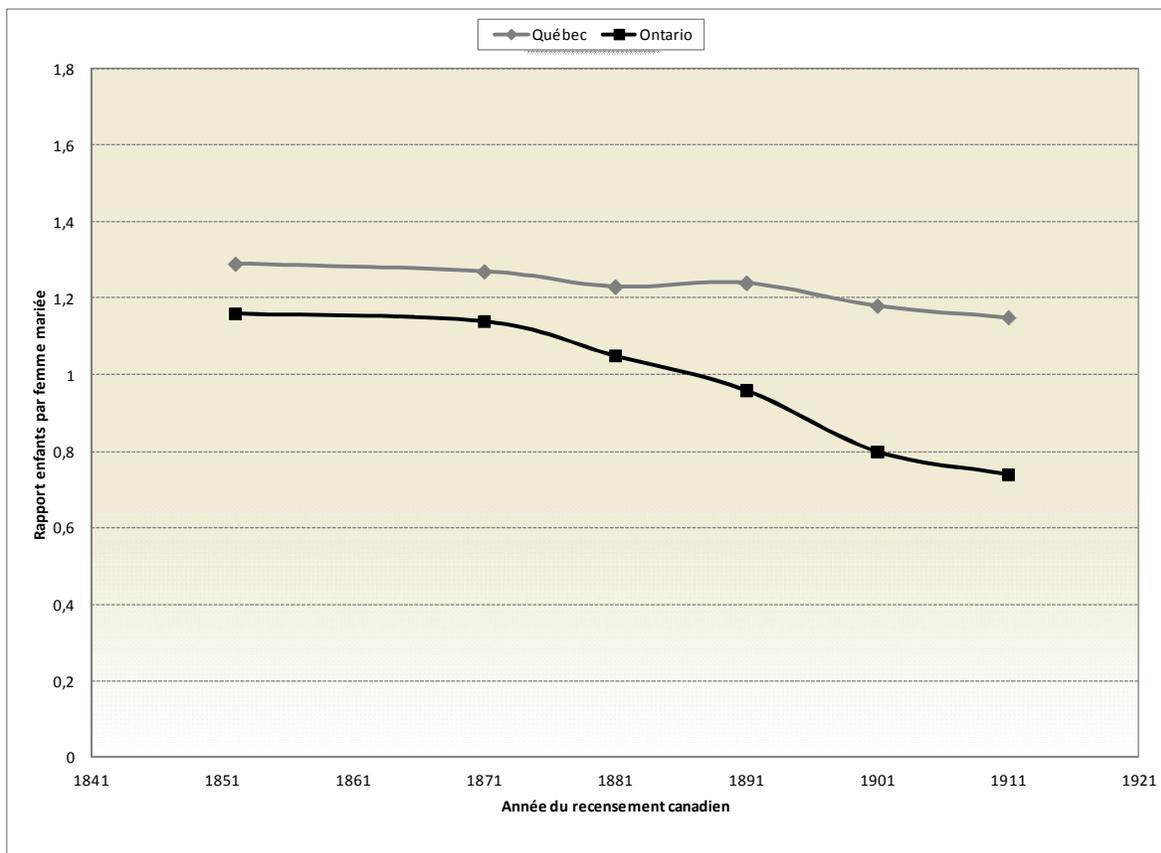
7 Le Canada en 1852 ne comporte que les données du Canada-Est et du Canada-Ouest. Les autres provinces s'ajoutent au fil des recensements, pour ainsi couvrir le territoire canadien entier en 1911.

Afin de valider le choix des sources utilisées, pour 1852 et 1881, nous avons présenté les différences obtenues selon la source des données exploitées et l'inclusion des enfants de cinq ans dans nos calculs. De cette façon, nous pouvons vérifier si nous devons inclure les enfants âgés de cinq ans dans nos rapports en 1852. En effet, l'ambivalence entourant la question de l'âge en 1852 (la demande pour l'âge au prochain anniversaire par opposition à celui au dernier anniversaire) influence fortement les mesures présentées dans le tableau 5.1. Lorsque nous avons inclus les enfants de cinq ans dans notre calcul, le rapport enfants par femme semblait surestimer la valeur réelle en 1852. La mesure des enfants âgés entre 0 et 4 ans présente alors des ratios qui se rapprochent de ceux des recensements subséquents. Pour cette raison, nous avons opté pour la mesure des enfants âgés entre 0 et 4 ans à partir de l'échantillon de 20 % du recensement de 1852. En effet, les statistiques présentées ne suggèrent pas d'inclure les enfants âgés de cinq ans dans nos mesures en 1852. De plus, les données agrégées provenant du Rapport publié sur ce recensement illustrent également une lacune concernant les statistiques de la population totale. Parmi les enfants de moins que cinq ans, les enfants nés durant l'année 1851 ainsi que les enfants âgés de moins d'un an sont inclus (ce qui peut représenter des doublons) et les enfants décédés semblent exclus (les décès n'ont pas été soustraits), ce qui justifie pourquoi les rapports enfants par femme sont relativement gonflés sur la base de l'exploitation de cette source de données agrégées pour la population totale.

Ensuite, pour ce qui est du recensement de 1881, nous avons présenté les rapports enfants par femme à l'aide des données de la base complète ainsi que celles provenant de l'échantillon de 5 % permettant ainsi d'évaluer les données échantillonnées. Nous constatons que notre échantillon est représentatif au niveau des deux provinces à l'étude, les rapports étant équivalents, mais il semble y avoir des variations à l'intérieur des autres provinces canadiennes, car le rapport global pour le pays est sensiblement différent. Notons que les résultats fournis pour l'ensemble du Canada ne sont présentés qu'à titre indicatif. Nous avons toutefois opté pour l'exploitation de l'échantillon pour nos analyses, axées sur le Québec et l'Ontario, et donc nous utilisons les résultats basés sur les données échantillonnées pour la présentation en image graphique.

Ceci étant dit, commentons les résultats obtenus. Sur la base des données de notre échantillon du recensement de 1852, les femmes mariées âgées entre 15 et 49 ans, au Canada, avaient en moyenne 1,21 enfant âgé de 0 à 4 ans, survivant au moment du dénombrement; ces enfants étant nés au cours des cinq années précédant le recensement. Les femmes vivant au Canada-Est (Québec de l'époque) avaient plus d'enfants que les femmes vivant au Canada-Ouest (Ontario de l'époque), tel que nous l'avions relevé dans la littérature, avec respectivement 1,29 enfant et 1,16 enfant en 1852. Malheureusement, nous n'avons pas pu accéder aux données du recensement de 1861, que ce soit des micro-données échantillonnées ou de données agrégées de la population totale. Quant au recensement de 1871, comparativement à la situation en 1852, nous observons une légère diminution des rapports vingt ans plus tard. Cette variation de moins de 2 % semble équivalente pour les deux provinces, avec des écarts de 1,6 et 1,7 %. Tel qu'illustré sur la figure 5.1, les courbes pour le Québec et l'Ontario sont légèrement décroissantes et parallèles sur cet intervalle. Avec les données du recensement subséquent, nous constatons que les écarts grandissent entre les provinces. Au niveau du Québec, la baisse continue à peu près au même rythme, avec 2,4 %. Toutefois, en Ontario, nous observons une baisse de 8 % par rapport au début de cette décennie suivant le recensement de 1871. L'écart se fait toujours sentir entre les populations au long de la décennie suivante, entre 1881 et 1891, car les rapports enfants par femme mariée sont demeurés stables jusqu'au recensement suivant pour la province de Québec, tandis que la diminution s'élève à plus de 8,5 % pour l'Ontario.

**Figure 5.1 : Évolution du rapport enfants par femme mariée âgée de 15 à 49 ans, Québec et Ontario, 1852 à 1911**



Source : PRDH échantillon 20% du recensement canadien de 1852, échantillon 1% du recensement canadien de 1871, échantillon de 5% et base de données 100% du recensement canadien de 1881, échantillons 5% des recensements canadiens de 1891, 1901 et 1911.

Si nous comparons seulement les données de 1852 à celles provenant du recensement de 1881, nous constatons que le rapport enfants par femme mariée a connu une grande baisse sur cette période avec des valeurs finales respectivement de 1,24 et 1,05 enfant par femme pour cette dernière année. La diminution est d'ailleurs plus marquée en Ontario avec une baisse de 9,5%, tandis que nous observons une baisse de seulement 3,9% pour le Québec sur ces trente années. Une autre grande chute et divergence est illustrée entre les décennies 1891 et 1901. Au Québec, il s'agit d'une diminution de moins de 5 %, tandis qu'en Ontario, il s'agit de la plus grande baisse sur une période de 10 ans, soit de près de 17 %. Enfin, les rapports enfants par femme semblent vouloir se stabiliser entre 1901 et 1911, car le pourcentage de

baisse n'atteint que 2,5 % au Québec et 7,5 % en Ontario. Le graphique illustre bien l'évolution de la fécondité québécoise et ontarienne tout au long de cette période, soit de 1852 à 1911.

En dépit de la discussion précédente orientée sur les rapports enfants par femme, le graphique ci-dessus cache toutefois certains éléments perturbateurs des statistiques élaborées précédemment qui auraient pu être éliminés en standardisant selon l'âge des femmes. En effet, les rapports mesurés ne reflètent pas les différentiels de mortalité. Ils ne permettent pas non plus d'observer les disparités liées à la distribution différentielle de la population selon l'âge entre les provinces et sur toute la période étudiée. Finalement, ces rapports cachent une sous-énumération potentielle des enfants dans les recensements (Hacker 2007). Rappelons toutefois que nous avons sélectionné les femmes mariées seulement, ce qui élimine l'effet perturbateur de la nuptialité. Enfin, puisqu'il s'agit de résultats non ajustés pour la mortalité, l'interprétation des comparaisons entre les provinces doit préciser qu'il s'agit de fécondité effective des femmes mariées au moment des recensements et que la mortalité des enfants tout au long de cette période peut avoir varié entre le Québec et l'Ontario, pouvant ainsi influencer les mesures. Ainsi, les rapports enfants par femme mariée ont chuté entre 1852 et 1881 pour les deux provinces étudiées, mais davantage en Ontario. Tout compte fait, quelques auteurs ont suggéré que « comme il n'y a pas lieu de croire que la mortalité infantile ait considérablement varié entre les deux dates (Olson et Thornton 2001, McInnis 2000), la différence observée à partir des seuls enfants survivants constitue vraisemblablement un reflet assez fidèle des différences de fécondité à l'échelle agrégée, entre ces deux dates » (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007, p. 117). Cette constatation justifie l'application de ce rapport et l'évaluation de la fécondité à travers le temps.

Dans le but d'évaluer nos mesures et de les comparer, nous devons préciser le traitement des données sous-jacentes. Nous avons utilisé les données auxquelles nous avons appliquées les poids nécessaires fournis dans la base de données associée à chaque échantillon afin de contrôler le suréchantillonnage de certaines sections de la population. Si nous comparons nos résultats à ceux obtenus par Gauvreau, Gervais et Gossage (2007), ayant réalisé le même ratio à partir des données de deux recensements, nous constatons que nos

valeurs sont supérieures pour les années 1871 et 1901. Ces chercheurs présentent en annexe de leur étude des vérifications préalables qu'ils ont effectuées avant de mener leurs mesures de la fécondité. En effet, Gauvreau, Gervais et Gossage exposent que les données provenant du recensement de 1871 présentent un déficit des enfants québécois âgés d'un an, tandis que les données datant de 1901 semblent plus fiables. Toutefois, nous avons constaté pour les deux années, que le nombre d'enfants présenté et exploité pour réaliser leurs rapports enfants par femme correspond au nombre d'enfants dans nos échantillons sans tenir compte des pondérations (2 418 en 1871 et 11 777 en 1901). Ceci étant dit, les données possiblement non pondérées de Gauvreau, Gervais et Gossage pour le Québec produisent des ratios de 1,21 enfant par femme mariée en 1871 et 1,12 en 1901, et respectivement de 1,09 et 0,75 pour l'Ontario. Ces rapports représentent une baisse de 7,4 % au Québec et 31,2 % en Ontario. À partir de l'échantillon pondéré, nous obtenons des écarts de 7,1 % et 29,8 % sur cette même période. Nous avons exploité les mêmes échantillons que les auteurs cités précédemment. Bien que les résultats se situent dans un même ordre de grandeur, nous observons toutefois une différence. Cette dernière est possiblement expliquée par une divergence dans l'application de poids qui semble notamment influencer davantage l'Ontario. Les poids peuvent ainsi augmenter les rapports enfants par femme selon deux possibilités : d'une part le nombre d'enfants considéré est plus élevé ou d'autre part le nombre de femmes mariées est moindre. À titre indicatif, McInnis a pour sa part rapporté une baisse de 7 % au Québec pour la période de 30 ans entre les recensements de 1861 et 1891.

En somme, les variations mesurées peuvent être influencées par plusieurs facteurs explicatifs, ce qui nous pousse à effectuer des analyses bivariées afin de cerner si des différenciations sont réelles entre provinces et selon quelles caractéristiques de la population. Nous poursuivons ainsi notre analyse avec les seuls recensements canadiens de 1852 et 1881, tel que présenté en détails dans les chapitres précédents. La section suivante présente des tableaux bivariés et des régressions logistiques.

## 5.2 Analyse de la fécondité canadienne de 1852 et 1881

Dans le but de détailler davantage notre analyse de la fécondité à l'aide des données censitaires canadiennes de 1852 et 1881, nous avons appliqué la première étape de la méthode des enfants propres en jumelant des enfants à leur mère d'un groupe d'âge particulier. Ainsi, après avoir sélectionné seulement les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans<sup>58</sup>, nous avons choisi celles identifiées comme l'épouse du chef de ménage. Nous avons considéré l'épouse du chef de ménage, car cette catégorie est la plus fiable quant à son rapport avec les enfants du ménage. En effet, si chaque ménage ne pouvait avoir qu'un seul « chef de ménage », plusieurs familles pouvaient toutefois habiter dans la même maison ainsi que leurs aïeuls et leurs domestiques. Nous avons donc pris soin de ne sélectionner que les enfants ayant le même nom de famille que le chef de ménage, pour être certain d'établir un lien fiable entre les enfants et leur mère, l'épouse de ce chef. Par la suite, nous avons créé un indicateur concernant la présence d'un enfant âgé de moins de cinq ans vivant avec leurs parents. L'indicateur créé est ainsi justifié par le fait que les femmes de ce groupe d'âge ont généralement un ou aucun enfant classé dans cette tranche d'âge, et peu de fois plus (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007). Cette première analyse, ainsi que les régressions logistiques qui suivent, permettront d'explorer les effets des facteurs évoqués tout au long de ce mémoire ayant un impact sur la fécondité. Grâce à ces analyses, nous pourrions notamment observer en quelle mesure les niveaux de la fécondité en 1852 se comparent à ceux de 1881, si les différences dans ces niveaux sont observables dès 1852 au Québec et en Ontario et si l'existence d'écart entre les groupes ethno-religieux dans les comportements qui sous-tiennent la fécondité peut être vérifiée. La plupart des auteurs canadiens ont soutenu l'argument que la transition de la fécondité légitime n'a débuté que vers 1870. Pour la première fois, nous exploitons une source de données nouvelle permettant de valider si les variations dans les niveaux de la fécondité canadienne ont débuté plus tôt dans le temps. Les rapports enfants par femme présentés préalablement au début de ce chapitre montrent que la baisse observée fut plutôt faible entre 1852 et 1871, mais qu'elle est notable. À titre indicatif, David Hacker a toutefois fait l'argument que la transition aurait commencé après la Guerre de Sécession aux États-Unis, vers la décennie 1860. Hacker a également souligné l'impact de comportements variés pouvant être responsables de la baisse

---

<sup>58</sup> Cf. Section 2.4.2 pour une explication de notre choix de sélectionner les femmes âgées de 40 à 49 ans.

apparente de la de fécondité légitime. Ceci étant dit, un grand nombre de phénomènes interagissent avec la fécondité, que ce soit la mortalité ou l'effet perturbateur d'autres comportements, comme les comportements de limitation ou de contraception, voire d'arrêt (Olson et Thornton, 2011).

### **5.2.1 Analyses bivariées**

Tout d'abord, nous désirons détailler le nombre moyen d'enfants âgés de moins de 5 ans par femme mariée âgée entre 40 et 49 ans. Nous avons mentionné ultérieurement que ces nombres prenaient généralement les valeurs de 0 ou 1, rarement plus. Tel que présenté dans le tableau ci-dessous, l'évolution du nombre moyen d'enfants pour ces femmes diminue dans le temps, et ce, pour les deux provinces. Ce constat a d'ailleurs déjà été présenté à l'aide des rapports enfants par femme de la section précédente. Les nombres sont toujours plus élevés au Québec qu'en Ontario et la diminution est plus marquée dans la deuxième province avec des écarts respectifs de 5,7 % et 17,2 % entre les deux années étudiées. Comparativement aux rapports enfants par femme que nous avons mesurés auparavant, nous constatons que la baisse est plus marquée chez les femmes des groupes d'âge plus élevés, soit entre 40 et 49 ans. Les écarts pour l'ensemble des femmes mariées de 15 à 49 ans ont varié de 3,9 % au Québec et 9,5 % en Ontario (résultats obtenus à l'aide des mesures provenant du tableau 5.1). Si les taux sont plus élevés en 1852 pour les deux provinces, cette observation peut être due au fait soit que plus de femmes avaient un enfant de moins de 5 ans en 1852, soit que les femmes avaient plus souvent un deuxième enfant de moins de 5 ans en 1852 qu'en 1881. Enfin, le tableau 5.2 dévoile également le nombre moyen de ces enfants pour les femmes sélectionnées selon la variable combinée « Religion et Lieu de naissance ». Nous constatons ainsi que les femmes catholiques nées au Canada avaient toujours un nombre moyen plus élevé que les autres groupes dans les deux provinces pour la période étudiée. Par ailleurs, nous remarquons que pour la plupart des groupes ethno-religieux, les femmes ont connu une baisse du nombre d'enfants; à l'exception des Catholiques nées au Canada en Ontario, cette valeur passe de 0,69 en 1852 à 0,79 en 1881. Les Protestantes nées au Canada vivant au Québec ont connu une hausse de 0,52 à 0,58 enfant en moyenne. De plus, nous constatons que les niveaux sont très homogénéisés en Ontario en 1852 entre les différents groupes. Effectivement, la dispersion des écarts entre les groupes extrêmes est de 1,15 pour cette année et cette province, tandis

qu'elle prend une valeur plus élevée en 1881 (1,88). Pour la province voisine, les écarts entre les valeurs sont de 1,52 en 1852 et grandissent également en 1881 avec 1,88. Il s'agit principalement des écarts entre les Catholiques nées au Canada et celles nées en Irlande, et une fois avec les autres Catholiques. Les Protestantes se situent ainsi entre les deux principaux groupes de Catholiques. Donc, les Protestantes ont en général un nombre moyen d'enfants plus faible que celui des Catholiques nées au Canada. Le nombre moyen d'enfants varie ainsi selon l'origine religieuse et ethnique.

**Tableau 5.2 : Nombre moyen d'enfants âgés de moins de 5 ans par femme mariée âgée de 40 à 49 ans, épouse du chef de ménage, selon le groupe ethno-religieux, Québec et Ontario, 1852 et 1881**

	Nombre moyen d'enfants par femme			
	1852		1881	
	Qc	Ont	Qc	Ont
Toutes les femmes mariées et épouses du chef	0,70	0,64	0,66	0,53
Religion et Lieu de naissance				
Catholique née au Canada	0,76	0,69	0,71	0,79
Catholique née en Irlande	0,50	0,60	0,38	0,42
Autre Catholique	0,73	0,60	0,33	0,57
Protestante née en Angleterre ou en Irlande	0,59	0,64	0,37	0,49
Protestante née au Canada	0,52	0,65	0,58	0,51
Autres et inconnu	0,53	0,64	0,48	0,55
Effectifs	2 951	3 670	1 865	3 221

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

Suite à cette brève description, nous présentons les proportions de femmes mariées âgées de 40 à 49 ans ayant un enfant de moins de 5 ans selon certaines caractéristiques démographiques et socioculturelles liées à la femme ou à son mari. Cette analyse bivariée permet entre autres d'observer la répartition de ces femmes selon diverses variables à l'intérieur d'une province, une même année, mais permet également de comparer des proportions entre le Québec et l'Ontario, et noter leur évolution entre 1852 et 1881. Les

résultats exposés dans le tableau 5.3 stipulent d'ailleurs que les femmes mariées au Québec en 1852 étaient plus nombreuses, en proportion, qu'en 1881 à avoir des enfants de moins de cinq ans (47,6 % et 44,3 % respectivement). Pour la province de l'Ontario, ces proportions sont moindres, soit 46 % en 1852 et seulement 38 % en 1881. La baisse est encore une fois plus petite au Québec, près de 7 %, tandis qu'elle atteint 16,5 % en Ontario, comme l'ont témoigné les rapports enfants par femme dans la section 5.1. Nous constatons par la suite que, parmi ces femmes, celles classées dans la première catégorie d'âge (40-44 ans) sont toujours plus nombreuses en proportion à avoir un enfant âgé entre 0 et 4 ans. En effet, certaines femmes âgées au-dessus de 45 ans pouvaient avoir atteint la fin de leur vie féconde, ou simplement avoir déjà fait appel à la contraception d'arrêt<sup>59</sup>. Ensuite, les écarts entre les valeurs pour les groupes d'âge de la mère ont changé davantage à travers le temps pour la province de l'Ontario. Le ratio des proportions en 1852 n'était que de 1,89 tandis qu'il s'élevait à 2,29 en 1881. L'effet d'âge semble donc augmenter avec le temps, car nous observons le même constat pour la province de Québec avec des ratios passant de 1,83 à 1,96. Les femmes appartenant au groupe de 40-44 ans sont donc au-delà de deux fois plus nombreuses à avoir un enfant de moins de cinq ans que les femmes du groupe 45-49 ans, autant au Québec qu'en Ontario.

Ensuite, selon le groupe d'âge du mari, les résultats témoignent que les proportions de femmes ayant un enfant de moins de cinq ans sont plus élevées dans les catégories d'âge du mari les plus jeunes, soit « moins de 39 ans » ou entre « 40 et 49 ans ». Par exemple, au Québec en 1852, les pourcentages sont de 49,5 et 54,0 % pour ces deux premières catégories, tandis qu'elles diminuent à 39,2 et 30,3 % pour les maris dans la cinquantaine ou âgés de plus de 60 ans. Cette observation vient probablement du fait que les jeunes hommes sont probablement mariés aux femmes plus jeunes, soit celles âgées entre 40 et 44 ans, et que ce sont elles qui ont plus d'enfants en proportion. Par ailleurs, rappelons que l'écart d'âge moyen entre les époux était plus élevé en 1852 et en Ontario (6,2) qu'au Québec (5,7) (voir le tableau 4.6). Toutefois, les probabilités pour les maris âgés de moins de 39 ans d'avoir un

---

<sup>59</sup> Ce dernier concept fait référence au couple dont la reproduction est déjà assurée, ayant ainsi mis un terme à leur fécondité.

enfant de moins de cinq ans dans le ménage sont plus élevées en 1881 dans les deux provinces, et nous constatons que les écarts d'âge entre les époux étaient plus faibles cette même année, soit de 5,9 en Ontario et 5,4 au Québec (tableau 4.6). Si nous évaluons à nouveau les écarts entre les valeurs extrêmes pour les différentes catégories, d'âge du mari, nous remarquons qu'il y a une stabilité au Québec (1,78 et 1,79), mais que les écarts grandissent en Ontario (1,78 et 2,11).

**Tableau 5.3 : Proportion des femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, ayant un enfant de moins de 5 ans, Québec et Ontario, 1852 et 1881**

Variables indépendantes	Présence d'enfants de moins de 5 ans			
	1852		1881	
	Qc	Ont	Qc	Ont
Toutes les femmes mariées et épouses du chef	47,6	45,9	44,3	38,3
Groupe d'âge de la femme				
40-44	60,1	56,8	56,9	51,1
45-49	32,8	30,0	29,0	22,3
Groupe d'âge du mari				
Moins de 39 ans	49,5	45,3	59,7	52,6
40-49	54,0	53,6	49,6	43,2
50-59	39,2	38,2	33,3	32,6
60 ans et plus	30,3	30,1	35,0	24,9
Religion et Lieu de naissance (%)				
Catholique née au Canada	50,7	47,0	47,2	50,4
Catholique née en Irlande	32,6	41,8	27,5	28,4
Autre Catholique	48,1	46,8	33,3	40,9
Protestante née en Angleterre ou en Irlande	43,0	46,3	27,1	35,2
Protestante née au Canada	40,2	46,9	39,7	38,2
Autres et inconnu	40,1	46,0	35,6	41,0
Profession du mari (%)				
Marchand/professionnel/manufacturiers/ col blanc	36,5	26,2	35,6	28,3
Artisan	45,7	41,6	39,1	34,0
Ouvrier semi-spécialisé/journalier	44,3	46,5	40,0	42,1
Cultivateur	50,5	47,8	49,9	42,0
Autre métier ou indéterminé	38,1	36,9	37,2	23,3
Type de maison habitée (%)				
En bois	48,3	46,3	-	-
En brique	42,1	42,5	-	-
En pierre	46,6	37,1	-	-
Autre ou indéterminé	40,2	37,9	-	-
Zone de résidence (%)				
Rurale	48,5	46,0	48,3	41,0
Urbaine	36,5	40,8	31,1	26,9
Effectifs	2 951	3 670	1 865	3 221

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

Par la suite, nous avons combiné les groupes religieux et les lieux de naissance<sup>60</sup>, car ces deux variables interagissent entre elles. En effet, l'origine culturelle se définit par une religion, mais également le lieu de provenance de cette dernière. Ceci étant dit, les femmes britanniques protestantes auraient pu avoir une mentalité différente des femmes protestantes nées dans le reste du Canada. Les femmes catholiques irlandaises se distinguent également des femmes canadiennes catholiques (Gauvreau, Gervais et Gossage 2007). Nous le voyons d'ailleurs dans les proportions de femmes ayant un enfant de moins de cinq ans selon la variable ethno-religieuse créée. De cette façon, nous pouvons démystifier l'impact qu'a pu exercer la religion en fonction du lieu d'origine. Au premier coup d'œil sur les données du tableau croisé, nous constatons qu'il semble y avoir plusieurs scénarios de variation. Au niveau général, les proportions de femmes ayant un enfant ont diminué dans le temps dans la majorité des catégories. En Ontario, en 1852 plus particulièrement, nous constatons que l'étendue des proportions dénombrant la présence d'un enfant de moins de cinq ans est la plus faible, avec des valeurs situées entre 47,0 et 41,8 %, représentant respectivement les femmes catholiques nées au Canada et celles nées en Irlande. Pour cette même province, nous observons toutefois de grandes transformations en 1881. D'une part, l'étendue des valeurs en Ontario est beaucoup plus grande, variant de 50,4 et 28,4 % puis les variations ont pris des sens et des gravités diverses. Par exemple, la proportion des femmes catholiques nées au Canada ayant un enfant a augmenté de quelques points de pourcentage et se retrouve maintenant à peu près la moitié des femmes catholiques nées en Irlande. Pour ce qui est de l'évolution de ces femmes catholiques irlandaises, la proportion ayant un enfant a considérablement chuté passant de 42 % à 28 % seulement, représentant ainsi le groupe le plus faible, et ce, même au Québec pour ces deux années, allant de 32,6 à 27,5 %. De façon générale, les femmes catholiques nées au Canada sont plus nombreuses en proportion à avoir un enfant âgé entre 0 et 4 ans au Québec et en Ontario, et pour les deux années évoquées, malgré les différences moins grandes avec le groupe des « autres Catholiques » (excluant les Irlandaises) pour les deux provinces en 1852 seulement. Une discussion doit également être effectuée sur les Protestantes, car les proportions ont considérablement varié dans le temps et

---

<sup>60</sup> L'origine ethnique n'avait pas été énumérée dans le recensement de 1852, donc nous avons exploité la variable sur les lieux de naissance et l'appartenance religieuse afin de créer des groupes d'analyse. Nous avons ainsi créé la même variable combinée avec les micro-données censitaires de 1881.

dans l'espace. Tout d'abord, il semble qu'en 1852, les proportions étaient plus élevées pour les Protestantes d'Angleterre et d'Irlande que celles du Canada, du moins pour celles établies au Québec. Les proportions sont effectivement stables en Ontario pour cette même année. Toutefois, une grande variation s'observe en 1881 au Québec. Les Canadiennes protestantes sont plus nombreuses en proportion à avoir un enfant que les Britanniques et les Irlandaises, avec respectivement 39,7 et 27,1 %. Ces Canadiennes sont également plus nombreuses, en proportion, à avoir un enfant en Ontario en 1881, avec un écart de 3 points de pourcentage.

Concernant les variables à caractère économique, nous avons analysé la répartition de ces femmes selon la profession de leur mari dans le but de déterminer quelle classe de métiers est associée avec la plus grande proportion d'enfant de moins de cinq ans dans le ménage. Encore une fois, un groupe particulier se distingue des autres par ces grandes proportions, il s'agit bien évidemment de celui des cultivateurs. Au Québec, la proportion ne varie pratiquement pas sur ces trente années et oscille autour de 50 %. Cette proportion est presque aussi élevée en Ontario en 1852 (47,8 %), mais chute à 42 % en 1881. La population en 1852 est caractérisée par ses nombreux districts établis en milieu rural. Cette réalité peut expliquer le plus grand nombre d'enfants qu'ont les cultivateurs, car un enfant de plus correspond en fait à une aide supplémentaire pour effectuer les travaux sur la terre. En 1852, environ la moitié des femmes de 40 à 49 ans mariées aux cultivateurs vivaient avec un enfant de moins de 5 ans, soit en Ontario ou au Québec; ces pourcentages chutent à 42% en Ontario en 1881, mais restent stables au Québec. Par opposition, les femmes mariées aux marchands, professionnels, manufacturiers ou cols blancs, l'ensemble desquels se distinguent par un statut social plus élevé, vivaient avec des enfants de moins de 5 ans dans des proportions les plus basses. Celles-ci sont restées plutôt stables sur cette période dans chacune des provinces, soit de 36,6 à 35,6 % au Québec et de 26,2 à 28,3 % en Ontario. Nous pouvons mieux comparer les différences de fécondité de ces groupes, entre provinces et à travers le temps, en divisant la proportion de femmes mariées aux cultivateurs et ayant un jeune enfant, par celle des femmes mariées aux marchands, professionnels, manufacturiers et cols blancs et ayant un jeune enfant. Nous constatons alors que pour chaque femme québécoise âgée de 40 à 49 ans, mariée à un homme bourgeois et vivant avec un jeune enfant, il y avait 1,38 femme ayant les mêmes caractéristiques, mais épouse d'un cultivateur. Ce rapport est encore plus grand en Ontario,

soit 1,82. Ces écarts entre les classes de métiers sont plus grands en Ontario en 1852. Les écarts se maintiennent également entre provinces en 1881, avec respectivement 1,40 pour le Québec et 1,80 pour la province voisine, entre les catégories où les proportions sont les plus fortes, toujours chez les cultivateurs, et les plus faibles, les marchands (ou les autres métiers en Ontario en 1881). Notons par ailleurs que les proportions sont généralement plus élevées au Québec qu'en Ontario. Par exemple, les femmes mariées aux artisans ont des proportions passant de 45,7 à 39,1 % au Québec sur la période étudiée, et de 41,6 à 43,0 % en Ontario. Concernant les femmes mariées aux ouvriers semi-spécialisés et les journaliers, les proportions de femmes ayant des enfants de moins de cinq ans sont cependant plus élevées en Ontario, avec 46,5 % en 1852 et seulement 44,3 % pour le Québec cette même année. Puis, la même constatation s'observe en 1881 avec respectivement 42,1 et 40,0 %.

Ensuite, nous avons observé une variable spécifique au recensement de 1852, soit celle énumérant le type de maison habitée par les familles. Rappelons toutefois que la répartition des femmes mariées âgées entre 15 et 49 ans étaient majoritairement associée aux maisons construites en bois. Par ailleurs, nous constatons que la proportion la plus élevée (48,3 % au Québec et 46,3 % en Ontario) liée à la présence d'enfant de moins de cinq ans correspond à la catégorie de maison en bois. Comparativement à la catégorie de maisons construites en brique, pour laquelle les proportions entre provinces se maintiennent à 42 %, les maisons en pierre présentent le plus grand écart entre le Québec (46,6 %) et l'Ontario (37,1 %), soit un ratio de 1,25 avantageant les québécoises. De plus, les femmes résidant dans des maisons en bois maintiennent des proportions élevées d'avoir un enfant de moins de cinq ans et créent une diversité de 1,20 en 1852 et 1,24 en 1881 avec les maisons construites de matériaux différents.

Pour finir, nous avons scindé le groupe de femmes selon leur zone de résidence, rurale ou urbaine, afin d'observer si celle-ci est associée à la présence d'enfants en bas âge lorsque les femmes atteignent 40 ans. Les analyses bivariées favorisent la présence de ces enfants chez les femmes résidant en zone rurale, près de la moitié d'entre elles au Québec en 1852 et 1881, et en Ontario en 1852 seulement. Les femmes établies en milieu rural sont toutefois toujours avantagées, et même en Ontario en 1881 avec une proportion de 41,0 % comparativement aux femmes établies en ville (26,9 %). Les proportions sont donc toujours plus faibles dans la zone

urbaine. L'écart entre les valeurs des catégories augmente pour les deux provinces sur la période étudiée, 1,33 à 1,55 au Québec et 1,13 à 1,52 en Ontario. Les ratios sont grandissants, car les proportions de femmes à avoir un enfant diminuent en zone rurale et urbaine aussi. Malgré la forte proportion de femmes résidant en milieu rural en 1852 (voir le tableau 4.5), nous considérons que cette variable pourra nous donner une indication sur l'impact du lieu de résidence sur la fécondité, et ce même s'il y a sous-représentation des femmes en milieux urbains en 1852.

Ainsi, les résultats les plus hauts sont associés aux catégories des variables dépendantes suivantes : les femmes âgées entre 40 et 44 ans au Québec en 1852 (60,1 %), les femmes dont le mari est âgé de moins de 39 ans au Québec en 1881 (59,7 %), ensuite viennent les femmes de la tranche d'âge 40-44 ans pour l'Ontario en 1852 (56,8 %) et le Québec en 1881 (56,9 %); au niveau des catégories ethno-religieuses, ce sont les Catholiques nées au Canada qui ont les plus fortes proportions, principalement au Québec en 1852 (50,5 %) et en Ontario en 1881 (50,4 %); concernant les métiers, ce sont les cultivateurs qui sont toujours plus avantagés (avec des pourcentages allant de 50,5 à 40,0 %) comparativement aux autres professions; enfin les maisons en bois (48,6 et 46,3 %) puis les femmes résidant en milieu rural (entre 41,0 et 48,5 %) ont toujours les plus fortes proportions. Les plus faibles proportions sont généralement pour la province de l'Ontario en 1881 : pour les femmes âgées entre 45 et 49 ans (22,3 %), les Catholiques nées en Irlande (28,4 %), celles dont le mari est âgé de plus de 60 ans (24,9 %) et dont il pratique un métier autre (23,3) et celles vivant dans une zone urbaine (26,9 %). Les femmes dont le mari occupe une profession de la catégorie socioprofessionnelle la plus élevée, soit « marchand, professionnel, manufacturier ou col blanc » se démarquent également avec des proportions de 26,2 et 28,3 % en Ontario en 1852 et 1881 respectivement. Notons aussi que les proportions de femmes ayant un enfant de moins de cinq ans sont relativement faibles au Québec en 1881 dans toutes les catégories ethno-religieuses et plus particulièrement pour celles Catholiques nées en Irlande (27,5 %) et les Protestantes provenant d'Angleterre ou d'Irlande (27,1%).

Tout compte fait, les analyses bivariées visent à départager la prévalence d'avoir un enfant de moins de cinq ans parmi les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans selon plusieurs

caractéristiques. Cette première observation comporte des éléments descriptifs. Nous pouvons ainsi comparer les résultats de nos premières analyses à nos hypothèses de départ ainsi qu'aux principales observations défendues dans la littérature. En effet, nous constatons que les Catholiques nées au Canada sont plus nombreuses en proportion à avoir un enfant. De façon générale, les proportions ont également chuté entre 1852 et 1881, mais davantage en Ontario. La zone de résidence urbaine a en effet un impact négatif sur la présence d'enfant. Puis, une hiérarchisation entre les métiers du mari s'installe dès 1852 et se poursuit en 1881 dans les deux provinces. Cette étude permet également d'introduire des analyses plus poussées sur les différentiels de comportements de fécondité de ces dernières. Les régressions serviront ainsi à confirmer ou infirmer ce que nous avons observé dans le tableau croisé. Étant donné leur grand âge, et la fin de leur vie reproductive, l'étude de ces femmes permet d'illustrer l'éventualité de l'existence d'une contraception d'arrêt chez les couples où la femme atteint 40 ans. Nous allons maintenant développer des modèles de régressions logistiques afin de déterminer si des effets sont significatifs entre les différentes catégories des variables étudiées. Les analyses multivariées suivantes visent ainsi à détailler et confirmer les tendances observées.

### **5.2.2 Analyses multivariées**

De leur côté, les régressions logistiques visent à mesurer l'impact que certaines caractéristiques associées à la femme ou à son mari ont sur la fécondité de cette dernière et à évaluer le pouvoir relatif des principales variables sélectionnées sur les grandes tendances observées. Notre analyse bivariée nous a indiqué quelques résultats importants. Cependant, certaines observations peuvent cacher des interactions entre les différentes variables, notamment entre la profession du mari et la zone de résidence, ou encore entre la province de résidence et la catégorie ethno-religieuse.

Avant de débiter la présentation des résultats, précisons d'abord que nous avons effectué six modèles de régression, détaillés dans deux tableaux distincts (tableaux 5.4 et 5.5). Le premier modèle focalise sur le recensement de 1852 incluant les deux provinces afin de mettre de l'avant les différences au niveau provincial pour cette année. Le second intègre les

données du recensement de 1881 pour le Québec et l'Ontario pour observer les tendances territoriales cette année-là. Puis, un troisième modèle jumelant les deux années et les deux provinces, car il nous permettra d'observer simultanément les deux effets temporel et provincial, et ainsi observer quel effet est le plus puissant (tableau 5.4). Les modèles 1 à 3 comprennent toutes les variables sauf celle sur la religion et le lieu de naissance. Étant donné l'importante association entre l'identité culturelle et la fécondité soulignée dans notre revue de la littérature, nous avons réservé la variable « Religion et Lieu de naissance » pour l'inclusion dans une deuxième série de modèles, les modèles 4 à 6 (tableau 5.5). Nous avons donc testé le moment de l'ajout de cette variable afin de vérifier si son inclusion, à elle seule, changeait les résultats au niveau des provinces. Nous présentons en Annexe les résultats des modèles complets introduisant une variable à la fois pour ainsi observer les variations engendrées par cette dernière sur les autres variables du modèle, et ce, pour les six modèles que nous avons faits, soit ceux pour chaque année de recensement et ceux combinant les deux années, incluant ou non la variable ethno-religieuse.

Le tableau 5.4 présente donc les résultats des régressions logistiques pour la probabilité des femmes mariées âgées entre 40 et 49 ans et identifiées comme l'épouse du chef de ménage à avoir un enfant « propre » âgé de moins de 5 ans<sup>61</sup>. Le premier modèle choisi incorpore les variables suivantes : l'année de recensement (lorsque les deux recensements sont considérés), la province, le groupe d'âge de la mère et celui du mari, la profession du mari, la zone de résidence et le type de maison en 1852 seulement. Au premier coup d'œil, nous constatons que les femmes en 1881 ont 10 % moins de chance d'avoir un enfant âgé entre 0 et 4 ans comparativement à l'année de référence, 1852, lorsque toutes les autres variables dépendantes sont maintenues constantes (modèle 1). La diminution du pourcentage de femmes ayant un enfant de 0 à 4 ans entre 1852 et 1881 observée dans notre analyse bivariée est confirmée dans cette régression. Les femmes avaient ainsi 10 % moins de chance d'avoir un enfant en 1881 comparativement à 1852, lorsque les provinces sont confondues. Nos résultats illustrent une distinction dans la fécondité de notre population sur cette période de 30 ans qui inclut le

---

<sup>61</sup> De cette façon, nous exploitons la première étape de la méthode des enfants propres élaborée par Cho, Retherford et Choe (1986), car nous avons jumelé les enfants âgés de 0 à 4 ans à leur mère.

moment du début du déclin de la fécondité relevé par les nombreux chercheurs évoqués ultérieurement, soit dès 1870. Ainsi, l'ajout du recensement de 1852 pour élaborer nos analyses incorpore un prolongement (dans le passé) du calendrier de la fécondité. Étant donné le déclin observé dans les années 1870 par d'autres auteurs, nous assumons que la baisse entre 1852 et 1881 comporte notamment celle entamée en 1871; tel qu'illustré sur la figure 5.1, la grande baisse était entre 1871 et 1881. Tout compte fait, les variations (9,5 % en Ontario et 4 % au Québec) sur la période de trente ans sont plus grandes que la simple baisse observée entre 1871 et 1881, au Canada elle était autour de 3 % (tableau 5.1), alors nous justifions que la baisse a possiblement débuté, à faible échelle certes, mais dès 1852.

Toujours lorsque les données provenant des deux années de recensements sont considérées ensemble, les femmes vivant en Ontario ont 19 % moins de chance d'avoir un enfant. Les résultats présentés sont également très significatifs. Ensuite, au niveau du différentiel entre les provinces, lorsque les recensements sont considérés séparément, en 1881 (modèle 3) l'impact est le plus grand : les femmes vivant en Ontario ont alors 25 % moins de chance d'avoir un enfant que celles vivant au Québec en comparaison à 1852 (modèle 2), quand l'écart entre les deux provinces est de seulement 13 %. Pour ce qui est de l'analyse selon le groupe d'âge, les femmes plus âgées, appartenant au groupe d'âge 45 à 49 ans, sont moins enclines à avoir un jeune enfant dans leur ménage. En effet, les femmes âgées entre 40 et 44 ans ont environ trois fois plus de chance d'avoir un enfant. Ce résultat témoigne effectivement la réalité selon laquelle les femmes plus âgées atteindront la fin de leur vie féconde et ainsi influencer naturellement l'absence d'enfant en bas âge. Nos résultats sur l'impact de l'âge confirment nos analyses bivariées et rejoignent ceux obtenus par Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) dans leur analyse sur la fécondité des québécoises en 1871 et 1901. Ces chercheurs avaient présenté, à l'aide d'une variable continue pour l'âge de la mère en 1871, des résultats de régressions témoignant que « le nombre d'enfants diminue avec l'âge ». Avec les données de 1901, Gauvreau, Gervais et Gossage ont exploité les mêmes groupes d'âge que nous et ont trouvé des résultats de même amplitude (des proportions variant de 0,27 à 0,34 pour toutes les femmes et les femmes urbaines appartenant au groupe d'âge 45-49 ans comparativement au groupe de référence). L'impact de l'âge varie également à la hausse dans le temps (comparaison de nos modèles 2 et 3).

Pour ce qui est de l'impact selon l'âge du mari, nous constatons que le même phénomène se produit dans nos modèles en 1881 (modèle 3), stipulant que la probabilité pour les femmes d'avoir un enfant diminue en fonction de l'âge de son mari. Cette constatation avait d'ailleurs été présentée dans nos analyses bivariées, et de façon plus claires en 1881. Ainsi, dans le modèle 3, les femmes des maris appartenant au groupe d'âge plus élevé ont toujours une probabilité plus faible d'avoir un enfant comparativement au groupe de référence. Les variations ont toutefois changé dans le temps. En 1852 (modèle 2), ainsi que dans le modèle 1 considérant les deux années de recensement, l'impact n'est pas tout à fait le même. En effet, la femme dont le mari appartient au groupe d'âge 40-49 ans a 41 % plus de chance d'avoir un enfant que les maris âgés de moins de 39 ans. De plus, pour cette même année, les différentiations ne sont pas très élevées entre les maris âgés entre 50 et 59 ans et les plus jeunes, les femmes ont à peine 4 % moins de chance. Par contre, en 1881 dans le modèle 3, les femmes des maris ayant entre 40 et 49 ans ont 20 % moins de chance d'avoir un enfant que le groupe plus jeune, et cette probabilité négative augmente lorsque le mari atteint le groupe d'âge supérieur (37 %). Cette variable n'avait pas été présentée dans les régressions de Gauvreau, Gervais et Gossage.

En ce qui concerne la variable à caractère économique, nous pouvons conclure que les femmes ayant un mari marchand, professionnel, manufacturier ou col blanc ont globalement, et ce, dans les modèles 1 à 3, moins de chance d'avoir la présence d'un jeune enfant dans le ménage comparativement aux autres classes de métiers sélectionnés. De plus, il semble y avoir un impact plus grand en fonction de la hiérarchisation des métiers évoqués, tel était le cas dans nos tableaux croisés. Les femmes ayant un mari dont la profession appartient à une catégorie sociale plus élevée ont ainsi des probabilités plus faibles. Dans le modèle 1, la femme d'un artisan a 36 % plus de chance d'avoir un enfant de moins de cinq ans comparativement à la femme dont le mari appartenant à la catégorie de référence associée au statut social le plus élevé. Les femmes d'ouvriers semi-spécialisés et de journaliers ont quant à elles 54 % plus de chance, puis celles dont le mari est cultivateur ont un rapport de cote de près de 75 % plus élevé que le premier groupe. Tous ces résultats sont significatifs. Par ailleurs, dans notre modèle 2, le rapport de cote est d'autant plus élevé en 1852, les femmes de cultivateurs ont près de 83 % plus de chance d'avoir un enfant en bas âge que les femmes dont le mari exerce

un métier de catégorie socioprofessionnelle la plus élevée. Puis en 1881 (modèle 3), les femmes de cultivateurs avaient seulement 61% plus de chance d'avoir un enfant moins de cinq ans relativement à leurs homologues bourgeois (« marchand, professionnel, manufacturier ou col blanc »). Les distinctions associées à la classe professionnelle du mari semblent avoir diminué à travers le temps. De leur côté, Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont présenté des résultats équivalents dans leurs analyses sur les femmes québécoises en 1871. Ces chercheurs ayant toutefois associé la catégorie de référence aux femmes de cultivateurs, ils ont observé que les autres groupes avaient toujours moins de chance d'avoir un enfant, et que les effets étaient hiérarchisés selon la catégorie socioprofessionnelle du mari, à l'exception des artisans lorsqu'ils considéraient toutes les femmes dans leur modèle. Leurs résultats pour 1901 ne sont pas aussi éloquentes, car ils ont pris en compte un plus grand nombre de métiers distincts.

Par la suite, nous constatons que la différence entre les femmes résidant en milieu urbain ou rural est significative lorsque les deux années sont prises en considération (modèle 1) et en 1881 (modèle 3). Ceci étant dit, dans le modèle 1, les femmes établies en zone urbaine ont une probabilité 40 % moins élevée que celle appartenant au milieu rural d'avoir la présence d'un enfant de moins de cinq ans dans le ménage, lorsque les autres variables sont maintenues constantes. En 1852, les différences entre les zones sont plus faibles, seulement 22 % (modèle 2), mais ne sont pas significatives, probablement en raison du petit nombre de résidents en milieu urbain. Ainsi, l'impact entre les zones est donc amplifié à travers le temps. Nos analyses bivariées avaient d'ailleurs suggéré cette direction. Gauvreau, Gervais et Gossage (2007) ont également testé l'impact de l'habitat de la femme en 1901, et scindé cette variable en quatre catégories : rurale, petites villes, moyennes villes et grandes villes. La catégorie de référence demeurant la zone rurale, les autres catégories ont dévoilé un effet (non significatif) négatif sur le fait d'avoir un enfant.

Finalement, nous avons ajouté dans le modèle 2 (pour le recensement de 1852) la variable observant les variations selon le type de maison habitée. Selon notre modèle, cette dernière ne présente en réalité aucun résultat significatif, mais ceux-ci dévoilent toutefois que les femmes vivant dans des maisons en bois ont l'avantage comparativement aux autres

matériaux énumérés dans la construction des maisons. Les femmes occupant les maisons bâties en brique, en pierre, ou à l'aide d'autres matériaux, ont entre 11 et 14 % moins de probabilité d'avoir un enfant de moins de cinq ans lorsque toutes les autres variables sont gardées constantes. Ainsi, globalement une femme âgée entre 40 et 44 ans vivant au Québec en 1852 ayant un mari cultivateur âgé entre 40 et 49 ans résidant dans une maison en bois en zone rurale a la plus forte probabilité d'avoir un enfant de moins de 5 ans.

**Tableau 5.4 : Régressions pour la probabilité de la présence d'enfants de moins de cinq ans chez les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, Québec et Ontario, 1852 et 1881 (modèles sans la religion et le lieu de naissance combinés)**

Variables indépendantes	Femmes mariées		
	Modèle 1 : 1852 et 1881	Modèle 2 : 1852	Modèle 3 : 1881
Année de recensement			
1852	<i>1</i>	-	-
1881	0,898**	-	-
Province			
<i>Québec</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Ontario	0,816***	0,871**	0,750***
Groupe d'âge de la femme			
40-44	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
45-49	0,327***	0,349***	0,299***
Groupe d'âge du mari			
<i>moins que 39 ans</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
40-49	1,132	1,414***	0,794
50-59	0,820**	0,962	0,629**
60 ans et plus	0,629**	0,705**	0,486***
Profession du mari			
<i>Marchand/professionnel/manufacturiers/   col blanc</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Artisan	1,363**	1,419**	1,334**
Ouvrier semi-spécialisé/journalier	1,539***	1,501***	1,590***
Cultivateur	1,739***	1,826***	1,611***
Autre métier ou indéterminé	0,988	1,057	0,916
Zone de résidence			
<i>Rurale</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Urbaine	0,609***	0,783	0,544***
Type de maison habitée (%)			
<i>En bois</i>	-	<i>1</i>	-
En brique	-	0,862	-
En pierre	-	0,886	-
Autre ou indéterminé	-	0,882	-
N	11 706	6 621	5 085

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,05.

\*\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,001.

Par la suite, nous avons constaté que lorsque nous ajoutons à nos modèles la variable combinant la religion et le lieu de naissance de la mère, les résultats des régressions au niveau de la province présentent un impact inversé et deviennent non significatifs dans les modèles complets incorporant toutes les autres variables indépendantes sélectionnées (modèles 4 à 6). Nous avons donc conclu que cette variable avait un impact direct sur les résultats différentiels entre les provinces. Le tableau 5.5 présente ainsi les résultats des régressions liées à ces modèles complets, les modèles 4 à 6. Nous discuterons alors principalement des variations observées entre ces modèles plus complets et ceux incorporant une variable en moins (données du tableau 5.4).

L'impact de la province de résidence est inversé dans les modèles complets par rapport aux modèles 1 à 3. En effet, avec l'ajout de la variable indépendante « Religion et Lieu de naissance », les modèles 4 à 6 démontrent qu'un léger avantage subsiste chez les femmes résidant en Ontario (avec une probabilité entre 6 et 10 %) comparativement à celles vivant au Québec. Toutefois, l'ajout de cette variable rend les différences entre provinces non significatives, même lorsque les deux années de recensements sont jumelées dans la même régression (modèle 4). De plus, la variable ajoutée incorpore en réalité un aspect différentiel au niveau provincial, car les catégories religieuses selon le lieu de naissance varient d'une province à l'autre. En effet, les Catholiques nées au Canada sont majoritairement installées au Québec (90 % d'entre elles), tandis que les Protestantes nées au Canada et en Angleterre ou en Irlande sont établies en grande partie en Ontario (près de 90 % pour les deux catégories). Les Catholiques nées en Irlande sont toutefois plus nombreuses en Ontario qu'au Québec avec une proportion de 75 %. Ceci étant dit, nous pouvons conclure que les femmes catholiques nées au Canada ont plus de chance d'avoir la présence d'un enfant de moins de cinq ans dans son ménage comparativement aux femmes protestantes (nées au Canada, en Angleterre ou en Irlande) et aux femmes catholiques nées en Irlande. Notre premier modèle n'était donc pas faux, mais le second amène une distinction importante quant à la répartition des femmes selon les groupes religieux par lieu de naissance. Ainsi, nos modèles 4 à 6 dévoilent que l'identité culturelle a une influence plus forte sur la fécondité que la variable sur la résidence provinciale. En fait, nos modèles 4 à 6 auraient pu exclure la variable « Province » puisqu'une

fois l'inclusion de la variable « Religion et Lieu de naissance », il est redondant de contrôler pour le lieu de résidence.

**Tableau 5.5 : Régressions pour la probabilité de la présence d'enfants de moins de cinq ans chez les femmes mariées âgées de 40 à 49 ans, épouses du chef, Québec et Ontario, 1852 et 1881 (modèles complets)**

Variables indépendantes	Femmes mariées		
	Modèle 4 : 1852 et 1881	Modèle 5 : 1852	Modèle 6 : 1881
Année de recensement			
<i>1852</i>	<i>1</i>	-	-
1881	0,866**	-	-
Province			
<i>Québec</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Ontario	1,066	1,102	1,070
Groupe d'âge de la femme			
<i>40-44</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
45-49	0,321***	0,342***	0,293***
Groupe d'âge du mari			
<i>moins que 39 ans</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
40-49	1,141	1,430***	0,796
50-59	0,831**	0,975	0,639**
60 ans et plus	0,640**	0,712**	0,495***
Religion et Lieu de naissance			
<i>Catholique née au Canada</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Catholique née en Irlande	0,491**	0,503***	0,469***
Autre Catholique	0,802	0,860	0,665
Protestante née en Angleterre ou en Irlande	0,678***	0,719**	0,592***
Protestante née au Canada	0,653***	0,742**	0,569***
Autres et inconnu	0,759***	0,747**	0,730**

Profession du mari			
<i>Marchand/professionnel/manufacturiers/ col blanc</i>	<i>I</i>	<i>I</i>	<i>I</i>
Artisan	1,334**	1,416**	1,267
Ouvrier semi-spécialisé/journalier	1,542***	1,520**	1,556***
Cultivateur	1,734***	1,839***	1,564***
Autre métier ou indéterminé	0,973	1,057	0,878
Zone de résidence			
<i>Rurale</i>	<i>I</i>	<i>I</i>	<i>I</i>
Urbaine	0,644***	0,855	0,558***
Type de maison habitée (%)			
<i>En bois</i>	-	<i>I</i>	-
En brique	-	0,855	-
En pierre	-	0,871	-
Autre ou indéterminé	-	0,940	-
N	11 706	6 621	5 085

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,05.

\*\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,001.

Ensuite, nous pouvons remarquer que les rapports de cote pour les autres variables indépendantes ne sont pas très différents des modèles 1 à 3 excluant la variable indépendante sur la religion et le lieu de naissance. Or, rappelons brièvement les résultats les plus conséquents. Concernant l'âge de la femme, encore une fois, nous observons que les femmes appartenant au groupe d'âge le plus faible, soit 40 à 44 ans, ont 3 fois plus de chance d'avoir un enfant en bas âge comparativement au groupe d'âge supérieur. L'impact est à nouveau plus marqué en 1852 qu'en 1881. Cela veut tout simplement dire que l'effet d'âge diminue dans le temps. La variable catégorisant le groupe d'âge du mari va également dans le même sens. Les femmes dont le mari est âgé entre 40 et 49 ans ont une probabilité plus forte d'avoir un enfant de moins de 5 ans comparativement au groupe d'âge inférieur. Toutefois, en 1881 la relation est inversée entre ces deux premiers groupes d'âge, comme nous l'avons observé dans à l'aide des premiers modèles. Les femmes ayant un mari âgé de moins de 39 ans ont 20 % moins de chance d'avoir un enfant. Pour cette même année, notons que les femmes mariées à un homme

âgé de plus de 60 ans ont 50 % moins de chance d'avoir un jeune enfant que la catégorie de référence.

Quant à la variable ethno-religieuse, nous constatons que le groupe de référence, soit les femmes catholiques nées au Canada, ont toujours des probabilités plus élevées d'avoir un enfant. Ceci étant dit, les plus grandes différences avec la catégorie de référence appartiennent aux Catholiques nées en Irlande, et ce, autant dans les modèles scindant les années de recensement (modèles 5 et 6) que celui les intégrant toutes les deux (modèle 4). En effet, les Catholiques nées au Canada ont toujours deux fois plus de chance d'avoir un enfant que celles provenant d'Irlande. Par ailleurs, les distinctions ne sont pas significatives lorsque nous comparons les Catholiques du Canada avec les autres Catholiques, excluant les Irlandaises. Suivent par la suite, en 1881 (modèle 6), les femmes protestantes nées en Angleterre ou en Irlande et celles nées au Canada, avec respectivement 41 et 43 % moins de chance d'avoir un enfant que les Canadiennes catholiques. En 1852 (modèle 5), ces rapports de cote sont moins élevés, soit entre 28 et 26 %. Nous pouvons ainsi conclure que les variations de niveaux de fécondité selon la religion, particulièrement entre les Catholiques et les Protestantes, étaient plus marquées en 1881 qu'en 1852. Ainsi, dans le modèle global incorporant les deux années de recensement (modèle 4), les Protestantes ont entre 32 et 35 % moins de chance d'avoir un enfant âgé de moins de 5 ans que les Catholiques nées au Canada lorsque les autres variables du modèle demeurent constantes.

Finalement, la variable catégorisant la profession du mari dévoile à nouveau un impact relatif significatif entre les différentes classes. Ceci étant dit, les femmes de cultivateurs en 1852 (modèle 5) ont près de 85 % plus de chance d'avoir un enfant que celles de marchands, professionnels, manufacturiers et cols blancs, soit les métiers dits urbains. Une évolution existe encore à propos de la hiérarchisation des classes de métiers énumérés pour cette même année et dans le modèle global (modèle 4). Toutefois, en 1881 (modèle 6), les femmes d'ouvriers semi-spécialisés et de cultivateurs ont autant de chance (56 %) d'avoir un enfant comparativement au premier groupe. De plus, la relation entre les artisans et la catégorie de référence n'est pas significative cette année-là. Cette constatation affirme que les différences entre les artisans et les métiers appartenant à la catégorie socioprofessionnelle supérieure ne

sont pas significatives, malgré la direction du rapport de cote avantageant les artisans à 27 %. Pour finir, la zone de résidence urbaine est toujours défavorisée comparativement à la zone rurale. Ainsi, les femmes résidant en ville ont entre 15 et 45 % moins de chance d'avoir un enfant de moins de 5 ans, dépendamment de l'année de recensement. Les différences étant ainsi plus faibles en 1852 (modèle 5), malgré leur non significativité, qu'en 1881 (modèle 6). Le modèle global (modèle 4) traduit ainsi que les femmes établies en milieu urbain ont une probabilité plus faible d'un peu plus du tiers d'avoir un enfant âgé entre 0 et 4 ans dans le ménage. Par ailleurs, les écarts dans la différence entre la zone de résidence en 1852 et 1881 sont atténués dans les modèles lorsque nous ajoutons la variable ethno-religieuse (modèles 2 et 3 comparés aux modèles 5 et 6), passant de 0,69 à 0,65.

Sur la base des sources de données que nous avons à notre disposition, nous considérons que les modèles élaborés permettent de présenter les allures générales des directions des différences de fécondité d'une catégorie à l'autre selon les variables sélectionnées. Ainsi, la régression logistique vient compléter l'analyse bivariée en définissant les écarts relatifs entre les groupes et leur significativité. Tout comme nous l'avons mentionné dans la discussion des résultats provenant de nos analyses multivariées, ces derniers confirment les tendances dévoilées dans les analyses bivariées présentées préalablement.

### **5.3 Conclusion**

Ce dernier chapitre permet de réaliser une analyse détaillée et documentée de la fécondité canadienne dans la deuxième moitié du XIXe siècle. Bien entendu, les limites associées aux sources de données ont engendré des restrictions quant à la portée et la profondeur des analyses. Par ailleurs, l'exploitation des micro-données du recensement canadien de 1852 constitue une nouveauté dans le domaine de la recherche démographique historique. Somme toute, l'analyse statistique effectuée dévoile des résultats éloquentes sur les différentiels de fécondité selon certaines caractéristiques.

À l'aide des micro-données censitaires canadiennes de 1852 à 1911, nous avons dressé une image de l'évolution des rapports enfants (âgés de moins de 5 ans) par femme mariée âgée

de 15 à 49 ans dans le but d'observer les tendances selon les provinces. Ainsi, le graphique (figure 5.1) suggère qu'une diminution significative de la fécondité au Québec comme en Ontario ne s'est concrétisée qu'à partir de 1871, et de façon plus drastique dans la deuxième province. Les écarts ont donc évolué en créant une forte distinction des niveaux entre ces deux territoires. Une baisse fut toutefois observée entre 1852 et 1871, mais les variations sont assez faibles, de sorte qu'elles sont difficiles à percevoir sur le graphique. De plus, il faut se rappeler que les données disponibles pour le recensement de 1852 sont plus représentatives de la population rurale de l'époque, que de la population vivant dans les villes. Toutefois, cette dernière proportion n'excédait pas 10 % de la population totale, ainsi les statistiques se rapprochent de la réalité. L'exercice d'effectuer la même mesure, soit le rapport enfants par femme, sur la base des échantillons ou des bases de données complètes de recensements canadiens sur une période de 60 ans permet de retrouver dans un même graphique l'évolution de cette mesure. Nonobstant, ce rapport comporte des limites, puisqu'il ne prend pas en compte les différentiels de mortalité. Tel qu'évoqué tout au long de ce mémoire, nous avons précisé que les variations dans la mortalité des enfants et des femmes ont pu influencer les mesures des rapports enfants par femme. La mortalité des femmes entraîne une sous-évaluation du dénominateur, leurs enfants étant attribués à d'autres femmes. Inversement, la mortalité des enfants entraîne une sous-évaluation du numérateur. Cependant, puisque la mortalité des enfants est largement supérieure à celle des femmes, son impact sur nos calculs est plus important. Les tables de mortalité de Bourbeau, Légaré et Émond (1997) ont dévoilé que les quotients de mortalité du moment ont diminué entre 1852 et 1881, autant au Québec qu'au Canada (nous pouvons donc supposer la même observation pour l'Ontario). Cela occasionne ainsi un nombre plus grand d'enfants et de femmes pris en compte dans les rapports enfants par femme. . Les rapports mesurés peuvent donc avoir été influencés par ce phénomène : un nombre plus grand de femmes survivantes au dénominateur, balancé par un nombre d'enfants au numérateur plus grand. Toutefois, nous n'avons pas été en mesure de quantifier ces variations, donc nous ne pouvons pas statuer sur les directions exactes ainsi engendrées. Un autre exemple d'influence de la mortalité sur la fécondité a été souligné par Olson et Thornton, qui ont évoqué le paradoxe des femmes canadiennes catholiques ayant accentué leur nombre de naissances suite à la mortalité des enfants. Ceci dit, le décès d'un enfant, à la base dénombré comme vivant lors d'un recensement, peut être survenu rapidement

après, et ainsi soumettre la mère à nouveau au risque de grossesse plus rapidement, ce qui accélère la fécondité des femmes catholiques du Canada. Finalement, étant donné que les sources exploitées avaient également leurs limites quant aux variables exploitables, nous croyons que les mesures effectuées étaient justifiées, comme elles ont aussi été étudiées par d'autres chercheurs dans leur propre analyse.

Les analyses bivariées et multivariées ont ensuite permis d'exploiter l'autre méthode souvent utilisée dans les études sur la fécondité, soit la méthode des enfants propres, sans ajustement pour la mortalité. Nous avons effectivement jumelé les enfants de moins de cinq ans à leur mère mariée âgée entre 15 et 49 ans. Nous avons ainsi poussé notre analyse en réalisant des régressions logistiques posant comme variable dépendante la présence ou non d'enfant de moins de cinq ans parmi les femmes âgées de 40 à 49 ans, car cette variable prenait généralement la valeur de 0 ou 1. La considération des femmes plus âgées pour nos analyses statistiques peut également être influencée par le fait que les femmes ayant atteint 40 ans peuvent avoir des critères de sélection naturelle à prendre en compte. Par exemple, ayant survécu à la mortalité maternelle, ces femmes ont peut-être des caractéristiques plus fécondes et une meilleure santé générale, et ainsi avoir plus de probabilité d'avoir des enfants aux grands âges. De plus, nous avons restreint la proportion de femmes étudiées aux seules épouses du chef afin d'éviter toutes confusions avec les autres personnes vivant dans le ménage, voir même les deuxièmes couples mariés résidant sous le même toit. Ainsi, nous avons présenté des tableaux croisés dans le but d'illustrer la proportion de ces femmes ayant un enfant de moins de cinq ans selon plusieurs caractéristiques par la suite incluses dans nos modèles de régression. Les proportions ont été scindées par année de recensement et par province dans le but d'évaluer si ces proportions variaient dans le temps et dans l'espace selon les catégories des caractéristiques sélectionnées. Ainsi, les variables indépendantes de nos modèles sont : l'année de recensement, la province, le groupe d'âge de la mère et celui du père, la religion et le lieu de naissance combinés, la profession du mari, la zone de résidence et le type de maison en 1852 seulement. Les régressions logistiques nous ont permis d'établir que les différences observées dans nos analyses bivariées étaient en fait significatives. La seule surprise concernait le variable sur le lieu de résidence, au Québec ou en Ontario : dans nos régressions, une fois la variable « Religion et Lieu de naissance » prise en compte, les

rapports de cote pour la résidence au Québec ou en Ontario sont devenus non significatifs. Ce résultat suggère que l'identité Canadienne catholique, plutôt que la province de résidence, est associée positivement avec la forte fécondité effective.

Les deux régressions effectuées et explorées dans ce mémoire permettent d'observer certaines relations et interactions entre les variables indépendantes et la variable dépendante. Elles fournissent également une image générale du profil de la femme ayant le plus de chance d'avoir un enfant de moins de cinq ans sur la base des variables que nous avons sélectionnées et à leur catégorie de référence suite à une revue de la littérature bien définie. Les modèles créés vérifient l'association des caractéristiques de la mère et du mari à la variable dépendante, soit la présence d'un enfant âgé de 0 à 4 ans dans le ménage, parmi les femmes âgées de 40 à 49 ans. Toutefois, l'inclusion de variables supplémentaires dans le modèle, par exemple sur l'âge au mariage, le niveau de scolarisation, la taille des familles, les différences de mortalité par province, pourrait raffiner notre modèle et ainsi dévoiler un impact relatif significatif direct entre les provinces. Plusieurs auteurs, dont Hacker, McInnis, Gauvreau, Gervais et Gossage, ont mentionné la présence d'impact potentiel de la mortalité et des trajectoires du mariage sur leurs résultats, ce qui peut également être le cas pour nos mesures (rapports enfants par femme et régressions logistiques). Par ailleurs, nous n'avons pas toutes les données nécessaires afin d'établir un modèle plus robuste. Les modèles élaborés par les chercheurs afin de réaliser des régressions de toutes sortes sont sans équivoque dépendants de la limite associée aux sources de données exploitées. Ceci étant dit, notre modèle présente les grandes variables disponibles dans nos sources, et généralement exploitées par d'autres chercheurs dans leurs analyses sur la thématique de la fécondité historique différentielle.

## Chapitre 6 : Discussion et conclusion

Nous pouvons maintenant faire un retour sur nos hypothèses de départ qui ont orienté toute l'étude à la base de ce mémoire. La première hypothèse suggérait que les niveaux de fécondité effective canadienne ont connu une baisse entre 1852 et 1881. À partir de nos analyses, nous avons observé une telle chute dans les rapports enfants par femmes et dans les niveaux de fécondité effective. Nous avons d'ailleurs évoqué que la baisse des rapports enfants par femmes observée était plus sévère en Ontario qu'au Québec avec des diminutions respectivement de 9,5 % et 3,9 % (tableau 5.1). Nous avons aussi observé qu'une bonne partie de cette chute se situait entre 1871 et 1881, mais qu'une variation très modeste entre 1852 et 1871 peut être détectée. La deuxième hypothèse évoquait l'association de la religion catholique avec les familles plus nombreuses. Nous avons effectivement constaté sur la base de nos analyses bivariées et nos régressions que les femmes catholiques nées au Canada avaient un risque plus élevé d'avoir un enfant de moins de cinq ans comparativement aux autres groupes religieux et lieux de naissances combinés. L'hypothèse suivante suggérait une association négative entre la zone de résidence urbaine et le nombre d'enfants qu'a une femme mariée. Nos analyses ont encore une fois confirmé cette prémisse, car les femmes mariées âgées entre 40 et 49 ans résidant en milieu urbain avaient 35 % moins de chance d'avoir un jeune enfant. La quatrième hypothèse, concernant les taux de fécondité plus élevés au Québec comparativement à l'Ontario sur la période étudiée, est aussi justifiée par les rapports enfants par femme présentés dans la première section de ce chapitre (tableau 5.1). Non seulement le Québec maintient des taux plus élevés, mais les différences entre provinces se font grandissantes, ce qui peut témoigner que la baisse de la fécondité « légitime » est plus rapide en Ontario. En même temps, il faut considérer les changements de comportements matrimoniaux et leur impact sur les rapports enfants par femme. Nous avons d'ailleurs présenté dans le tableau 4.3 que l'âge moyen des femmes au mariage pour l'Ontario avait augmenté de deux ans, passant de 23,5 à 25,7 ans. Cette hausse de l'âge moyen au mariage en

Ontario peut aussi expliquer la baisse du nombre de naissances « légitimes », étant donné que les femmes avaient moins de « temps » pour les conceptions durant le mariage. Encore plus important, dans nos régressions, nous avons démontré que l'effet de province de résidence est rendu nul une fois l'identité culturelle (lieu de naissance et religion) prise en compte. Enfin, la dernière hypothèse faisait référence à la hiérarchisation des professions du mari et leur association avec la fécondité. Les analyses bivariées et les régressions logistiques nous ont permis d'observer que les femmes dont le mari occupe un métier dit de classe moyenne ou supérieure, et souvent localisé dans un contexte urbain, soit un marchand, un professionnel, un manufacturier ou un col blanc, avaient des rapports de cote plus bas concernant la présence d'un enfant en bas âge dans le ménage comparativement aux autres métiers. Les différences étaient ainsi plus accentuées entre cette première catégorie et les cultivateurs, le métier qui prédomine le milieu rural. De plus, ces différences étaient observées lorsque les deux années étaient incluses dans la même régression, et lorsqu'elles étaient séparées dans deux régressions distinctes.

Ces analyses de la fécondité canadienne couvrant la deuxième moitié du XIX<sup>e</sup> siècle ont été rendues possibles grâce à la disponibilité des micro-données censitaires pour 1852 et 1881. Notre analyse critique de la représentativité de notre échantillon du recensement de 1852 nous a permis de démontrer que les données disponibles dressent un portrait efficace de la population majoritairement rurale de l'époque. Ainsi, les mesures de fécondité élaborées dans ce mémoire dévoilent les comportements différentiels des individus, vivant principalement dans les zones rurales au Québec et en Ontario, en termes de reproduction. L'absence des données pour certaines villes canadiennes au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle entraîne inévitablement une surreprésentation de la population rurale dans notre analyse. Dans la mesure où la fécondité des femmes vivant en milieu rural est supérieure à celle des femmes vivant en milieu urbain, nous pourrions être portés à craindre un biais dans nos estimations consistant en une surévaluation de la fécondité. Cependant, ce risque est à relativiser dans la mesure où moins de 10 % de la population vivaient en milieu urbain à cette époque. Dès lors, l'éviction d'une partie bien que relativement importante des données concernant la population urbaine n'influence que très faiblement le niveau de fécondité à l'échelle globale pour le recensement de 1852.

Somme toute, ce mémoire a repris plusieurs éléments déjà évoqués dans des études antérieures sur la fécondité, et les a appliqués à de nouvelles bases de données. L'évaluation des hypothèses formulées grâce à la revue de la littérature permet de tirer profit de ces micro-données peu utilisées auparavant. Les données exploitées présentent encore quelques lacunes, mais leur exploitation est envisageable afin de mener des études plus détaillées sur divers aspects de la population canadienne dès 1852. En utilisant le recensement de 1852 conjointement avec celui de 1881, nous avons réussi à pousser vers l'arrière dans le temps, jusqu'au milieu du XIX<sup>e</sup> siècle, l'histoire de la fécondité canadienne. L'élément le plus important de nos analyses différentielles est possiblement le fait que les mêmes associations entre diverses caractéristiques socio-économiques et la fécondité effective peuvent être observées aussi tôt que 1852. Ce résultat suggère que les dynamiques de limitation des naissances typiquement associée avec la fin du XIX<sup>e</sup> siècle étaient déjà en cours avant le début de la transition.

## Bibliographie

- BEAUJOT, R. 2000. « Les deux transitions démographiques du Québec, 1860-1996 », *Cahiers québécois de démographie*, 29, 2 : 201-230.
- BECKER, G.S. 1960. « An Economic Analysis of Fertility », dans A.J. COALE dir., *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, New Jersey, Princeton University Press : 209-231.
- BOUCHARD, G. et R. ROY. 1991. « Fécondité et alphabétisation au Saguenay et au Québec (19<sup>e</sup>-20<sup>e</sup> siècle) », *Annales de démographie historique* : 173-201.
- BOURBEAU, R., J. LÉGARÉ et V. ÉMOND. 1997. « Nouvelles tables de mortalité du Canada et du Québec, 1801-1991 », *Documents démographiques*, catalogue no. 91F0015MIF, 94 p.
- BOURBEAU, R. et J. LÉGARÉ. 1982. *Évolution de la mortalité au Canada et au Québec 1831-1931, essai de mesure par génération*. Les Presses de l'Université de Montréal, Collection Démographie canadienne, 140 p.
- BRADBURY, B. 1992. *Canadian family history*. Mississauga, Copp Clark Pitman, 443 p.
- BURKE, S. D.A. 2007. « Transitions in Household and Family Structure: Canada in 1901 and 1991 », dans E. W. SAGER et P. BASKERVILLE, *Household Counts: Canadian Households and Families in 1901*. Toronto, University of Toronto Press, 486 p.
- CALDWELL, J. C. 1982. *Theory of Fertility Decline*. Londres, Academic Press, 386 p.
- CHARBONNEAU, H. 1973. *La population du Québec : études rétrospectives*. Montréal, Éditions du Boréal Express, 110 p.
- CHARLES, E. 1948. *The Changing Size of Family in Canada*. Ottawa, Dominion Bureau of Statistics, Eighth Census of Canada, 1941, 331 p.
- CHESNAIS, J.C. 1986. *La transition démographique : étapes, formes, implications économiques : étude de séries temporelles (1720-1984) relatives à 67 pays*. Paris, Presses universitaires de France, 580 p.
- CHO, L., R.D. RETHERFORD et M.K. CHOE. 1986. *The Own-Children Method of Fertility Estimation*. Honolulu : East-West Center, University of Hawaii Press, 188 p.

- COALE, A. J. et S. C. WATKINS. 1986. *The Decline of Fertility in Europe. The revised Proceeding of a Conference on the Princeton European Fertility Project*. Princeton New Jersey, Princeton University Press, 484 p.
- COPP, J. T. 1966. *Confédération : 1867*. Montréal, The Copp Clark Publishing Company, 99 p.
- CURTIS, B. 2001. *The Politics of Population: State Formation, Statistics, and the Census of Canada, 1840-1875*. Toronto, University of Toronto Press, 385 p.
- DARROCH, G. 2003. « Speaking notes », Canadian Historical Association Round Table, celebrating the 2002 MacDonald Prize winner, Bruce Curtis, for *The Politics of Population: State Formation, Statistics, and the Census of Canada, 1840-1875*.
- DARROCH, G. et M. ORNSTEIN. 1979. *The Canadian Historical Social Mobility Project: 1% sample of the 1871 Canadian Census*. Toronto, York University.
- DEBOW, J.D.B. 1853. *The Seventh Census of the United States: 1850*, Washington: Robert Armstrong, Public printer.
- DE POURBAIX, I., Y. LAVOIE et F. NAULT. 1982. « De l'utilisation par Statistique Canada de la méthode des enfants propres pour mesurer la fécondité actuelle », *Cahiers québécois de démographie*, 11, 1 : 5-18.
- DE SAINT POL, T., A. DENEY et O. MONSO. 2004. « Ménage et chef de ménage : deux notions bien ancrées », *Travail, genre et sociétés*, 1, 11 : 63-78.
- DILLON, L. Y. 1997. « Integrating Nineteenth-Century Canadian and American Census Data Sets », *Computers and the Humanities*, 30 : 381-392.
- DILLON, L. Y. 2000. « International Partners, Local Volunteers and Lots of Data: The 1881 Canadian Census Project », *History and Computing*, 12, 2 : 163-176.
- DILLON, L. 2005. « La création de la base de données du recensement canadien de 1852 », *Cahiers québécois de démographie*, 34, 2 : 297-313.
- DILLON, L. et K. JOUBERT. 2012. « Dans les pas des recenseurs : une analyse critique des dimensions géographiques et familiales du recensement canadien de 1852 », *Cahiers québécois de démographie*, 41, 2 : 299 à 339.
- EASTERLIN, R. A. et E. M. CRIMMINS. 1985. *The Fertility Revolution. A Supply-Demand Analysis*. Chicago et Londres, The University of Chicago Press, 209 p.
- GAGAN, D. P. 1974. « Enumerator's instructions for the census of Canada, 1852 and 1861 », *Histoire sociale / Social History*, 7, 14 : 355-365.

- GAUVREAU, D. 1991. « Destins de femmes, destins de mères : images et réalités historiques de la maternité au Québec », *Recherches sociographiques*, 32, 3 : 321-346.
- GAUVREAU, D. 2002. « La transition de la fécondité au Canada. Bilan et essai d'interprétation », *Annales de démographie historiques*, 2 : 175-199.
- GAUVREAU, D., D. GERVAIS et P. GOSSAGE. 2007. *La fécondité des québécoises, 1870-1970 : d'une exception à l'autre*. Montréal, Boréal. 346 p.
- GAUVREAU, D., P. GOSSAGE et L. GINGRAS. 2000. « Measuring Fertility with the 1901 Canadian Census », *Historical Methods*, 33, 4 : 219-228.
- GAUVREAU, D. et P. GOSSAGE. 2001. « Canadian Fertility Transitions: Quebec and Ontario at the turn of the twentieth century », *Journal of Family History*, 26, 2 : 162-188.
- GEE, E. M. 1979. « Early Canadian fertility transition: A components analysis of census data », *Canadian Studies in Population*, 6 : 23-32.
- HAAN, M. D. 2005. « Studying the Impact of Religion on Fertility in Nineteenth-Century Canada: The Use of direct Measures and Proxy Variables », *Social Science History*, 29, 3, Fall : 373-411.
- HACKER, J. D. 2003. « Rethinking the "Early" Decline of Marital Fertility in the United States », *Demography*, 40, 4 : 605-620.
- HACKER, J. D. 2007. « Religious, Religiosity, and the Decline of Marital Fertility in the United States, 1850-1930 », Paper delivered at the Annual Meeting of the Population Association of America, Thursday, March 29, 2007, 36 p.
- HAINES, M. R. 1978. « Fertility Decline in Industrial America: An Analysis of the Pennsylvania Anthracite Region 1850-1900, Using "Own Children" Methods », *Population Studies*, 32, 2 : 327-354.
- HAREVEN, T. K. et M. A. VINOVSIS. 1975. « Marital Fertility, and Occupation in Urban Families: An Analysis of South Boston and the South End in 1880 », *Journal of Social History*, 8, 2: 69-93.
- HENRIPIN, J. 1968. *Tendances et facteurs de la fécondité au Canada*. Ottawa, Bureau fédéral de la statistique, 425 p.
- HENRIPIN, J. 1971. « De la fécondité naturelle à la prévention des naissances : évolution démographique au Canada français depuis le XVIIe siècle », dans M. RIOUX et Y. MARTIN, dir., *La Société canadienne-française*. Montréal, Hurtubise HMH : 215-226.

- HENRIPIN, J. et E. LAPIERRE-ADAMCYK. 1974. *La fin de la revanche des berceaux : qu'en pensent les Québécoises?*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, 164 p.
- HENRY, L. 1953. *Fécondité des mariages. Nouvelle méthode de mesure*. Paris. INED/PUF, Travaux et Documents, cahier no 26.
- HENRY, L. 1972. *Démographie, analyse et modèle*. Paris, Librairie Larousse, 340 p.
- HILLMAN, T. A. 1987. *Census Returns/Recensements: Catalogue of Census Returns on Microfilm/Catalogue de Recensements sur microfilm, 1666-1891*, Ottawa: Public Archives Canada.
- KNODEL, J. E. 1974. *The Decline of Fertility in Germany, 1871-1939*. Princeton New Jersey, Princeton University Press, 306 p.
- KROTKI, K. J. et É. LAPIERRE. 1968. « La fécondité au Canada selon la religion, l'origine ethnique et l'état matrimonial », *Population*, 23, 5 : 815-834.
- LALOU, R. 1993. « Quand l'école des femmes était une école des mères. Influence de l'instruction sur la fécondité des Québécoises (1850-1940) », *Cahiers québécois de démographie*, 22, 2 : 229-262.
- LEDERMANN, S. 1969. *Nouvelles tables-types de mortalité*. Paris, Presses Universitaires de France, INED, cahier no 53, 260 p.
- MARCOUX, R. et M. ST-HILAIRE. 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.
- MARR, W. L. 1992. « Micro and Macro Land Availability as a Determinant of Human Fertility in Rural Canada West, 1851 », *Social Science History*, 16, 4 : 583-590.
- MCINNIS, R. M. 2000. « The population of Canada in the nineteenth century », dans M. HAINES et R. STECKEL, dir. *A Population History of North America*. Cambridge, Cambridge University Press : 371-432.
- Ministère de l'Agriculture (Département du Recensement). 1881. *Manuel comprenant « L'Acte du Recensement » et les instructions destinées aux officiers employés dans le deuxième recensement du Canada (1881)*. Ottawa.
- MOORE, E. G. 1990. « Fertility Decline in Three Ontario Cities, 1861-1881 », *Canadian Studies in Population*, 17, 1 : 45-47.

- OLSON, S. 1998. « "Pour se créer un avenir" Stratégie de couples montréalais au XIXe siècle », *Revue d'histoire de l'Amérique française*, 51, 3 : 357-389.
- OLSON, S. et P. THORNTON. 1992. « Familles montréalaises du XIXe siècle : trois cultures, trois trajectoires », *Cahiers québécois de démographie*, 21, 2 : 51-75.
- OLSON, S. et P. THORNTON. 2001. « La croissance naturelle des Montréalais au XIXe siècle », *Cahiers québécois de démographie*, 30, 2 : 191-230.
- OLSON, S. et P. THORNTON. 2011. *Peopling the North American City: Montreal, 1840-1900*. Montreal: McGill-Queens's University Press, 524 p.
- ORNSTEIN, M. 2000. « Analysis of household samples: The 1901 census of Canada », *Historical Methods*, 33, 4 : 195-198.
- PICHÉ, V. et J. POIRIER. 1995. « Les théories de la transition démographique : vers une certaine convergence ? », *Sociologie et sociétés*, XXII, 1: 179-192.
- ROBERTS, E., S. RUGGLES, L. DILLON, O. GARDARSDOTTIR, J. OLDERVOLL, G. THORVALDSEN et M. WOOLLARD. 2003. « The North Atlantic Population Project: An Overview », *Historical Methods*, 36, 2 : 80-88.
- RUGGLES, S., J. T. ALEXANDER, K. GENADEK, R. GOEKEN, M. B. SCHROEDER et M. SOBEK. 2010. *Integrated Public Use Microdata Series: Version 5.0* [Machine-readable database]. Minneapolis: University of Minnesota.
- SHRYROCK, H. S. et J. S. SIEGEL. 1980. *The methods and materials of demography*. Washington: U.S. Bureau of the Census: for sale by the Supt. of Docs., U.S. Govt. Print. Off., volume 2, 888 p.
- TABUTIN, D. 1980. *Problèmes de transition démographique*. Louvain-La-Neuve, CABAY, Libraire-Editeur S.A., 267 p.
- TEPPERMAN, L. 1974. « Ethnic variations in marriage and fertility: Canada 1871 », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, 11 : 324-43.
- WONNACOTT, T. H. et R. J. WONNACOTT. 1991. *Statistique : économie-gestion-sciences-médecine (avec exercices d'application)*. 4<sup>e</sup> éd. Paris : Economica, 919 p.
- YASUBA, Y. 1962. *Birth Rates of the White Population in the United States, 1800-1860*. Baltimore, The Johns Hopkins Press, 198 p.

## Annexe

**Tableau A : Effectifs des enfants âgés de moins de 5 ans et des femmes utilisés pour mesurer les rapports enfants par femme mariée âgée de 15 à 49 ans selon la province, Québec et Ontario, Canada, années de recensement de 1852 à 1911 (à l'exception de 1861)**

	1852 <sup>1</sup>	1852 <sup>2</sup>	1852 <sup>3</sup>	1871 <sup>4</sup>	1881 <sup>5</sup>	1881 <sup>6</sup>	1891	1901	1911
<b>Québec</b>									
Enfants	21 597	17 938	203 475	1 299	206 307	10 313	13 910	11 777	14 723
Femmes	13 942	13 942	115 339	1 019	167 873	8 291	11 203	9 948	12 840
<b>Ontario</b>									
Enfants	24 024	19 737	201 773	1 707	252 120	12 610	24 976	10 924	12 983
Femmes	17 072	17 072	124 427	1 495	240 647	11 957	25 973	13 703	17 451
<b>Canada<sup>7</sup></b>									
Enfants	45 621	37 675	405 348	3 669	589 983	29 999	49 069	31 441	44 220
Femmes	31 014	31 014	239 766	3 072	523 224	26 001	46 182	32 403	48 317

Source : PRDH échantillon 20% du recensement canadien de 1852, échantillon 1% du recensement canadien de 1871, échantillon de 5% et base de données 100% du recensement canadien de 1881, échantillons 5% des recensements canadiens de 1891, 1901 et 1911.

1 Échantillon 20% de 1852 : enfants 0 à 5 ans inclusivement.

2 Échantillon 20% de 1852 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

3 Données agrégées de 1852 provenant du « First Report of the Census of the Canadas for 1851-52 » (inclusion : naissances durant 1851 en plus des enfants de moins d'un an, exclusion : les enfants décédés).

4 L'échantillon de 1 % du recensement de 1871 exploité incorpore la variable de pondération SAMPWGT.

5 Base de données 100% de 1881 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

6 Échantillon 5% de 1881 : enfants 0 à 4 ans inclusivement.

7 Le Canada en 1852 ne comporte que les données du Canada-Est et du Canada-Ouest. Les autres provinces s'ajoutent au fil des recensements, pour ainsi couvrir le territoire canadien entier en 1911.

**Tableau B : Résultats des modèles de régressions logistiques avec ajout d'une variable à la fois selon l'année de recensement ou les deux combinées, Québec et Ontario**

**Recensement de 1852**

Variables indépendantes	Femmes mariées						
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7
Province							
<i>Québec</i>		<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Ontario	0,931	0,976**	0,893**	1,149	1,134	1,110	1,102
Groupe d'âge de la mère							
<i>40-44</i>		<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
45-49		0,325***	0,352***	0,345***	0,341***	0,341***	0,342***
Groupe d'âge du père							
<i>moins que 39 ans</i>			<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
40-49			1,469***	1,468***	1,441***	1,428***	1,430***
50-59			1,015	1,018	0,981	0,973	0,975
60 ans et plus			0,742**	0,751	0,718**	0,716**	0,712**
Religion et lieu de naissance							
<i>Catholique née au Canada</i>				<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Catholique née en Irlande				0,494***	0,495***	0,503***	0,503***
Autre catholique				0,825	0,848	0,855	0,860
Protestante née en Angleterre ou en Irlande				0,700***	0,701***	0,716**	0,719**
Baptiste				0,724**	0,723**	0,737**	0,742**
Autres et inconnu				0,703***	0,720***	0,742**	0,747**
Profession du mari							
<i>Marchand/professionnel/manufacturiers/col blanc</i>					<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Artisan					1,432**	1,434**	1,416**
Ouvrier semi-spécialisé/journalier					1,539**	1,543**	1,520**
Cultivateur					1,869***	1,861***	1,839***
Autre métier ou indéterminé					1,064	1,063	1,057
Zone de résidence							
<i>Rurale</i>						<i>1</i>	<i>1</i>
Urbaine						0,87	0,855
Type de maison habitée							
<i>En bois</i>							<i>1</i>
En brique							0,855
En pierre							0,871
Autre ou indéterminé							0,940

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852.

\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,05.

\*\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,001.

**Recensement de 1881**

Variables indépendantes	Femmes mariées					
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Province						
<i>Québec</i>		<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Ontario	0,781***	0,755***	0,775***	1,143	1,104	1,070
Groupe d'âge de la mère						
<i>40-44</i>		<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
45-49		0,288***	0,315***	0,309***	0,298***	0,293***
Groupe d'âge du père						
<i>moins que 39 ans</i>			<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
40-49			0,800	0,802	0,793	0,796
50-59			0,638**	0,649**	0,631**	0,639**
60 ans et plus			0,499***	0,513***	0,498***	0,495***
Religion et lieu de naissance						
<i>Catholique née au Canada</i>				<i>1</i>	<i>1</i>	<i>1</i>
Catholique née en Irlande				0,404***	0,418***	0,469***
Autre catholique				0,581	0,631	0,665
Protestante née en Angleterre ou en Irlande				0,533***	0,574***	0,592***
Baptiste				0,568***	0,582***	0,569***
Autres et inconnu				0,680**	0,727**	0,730**
Profession du mari						
<i>Marchand/professionnel/manufacturiers/col blanc</i>					<i>1</i>	<i>1</i>
Artisan					1,316**	1,267
Ouvrier semi-spécialisé/journalier					1,717***	1,556***
Cultivateur					2,059***	1,564***
Autre métier ou indéterminé					0,928	0,878
Zone de résidence						
<i>Rurale</i>						<i>1</i>
Urbaine						0,558***

Source : PRDH échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,05.

\*\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,001.

## Recensements de 1852 et 1881

Variables indépendantes	Femmes mariées						
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7
Année de recensement							
1852							
1881	0,777***	0,786***	0,791***	0,792***	0,776***	0,831***	0,866**
Province							
Québec							
Ontario		0,866***	0,823***	0,839***	1,147**	1,121**	1,066
Groupe d'âge de la mère							
40-44							
45-49			0,308***	0,335***	0,329***	0,322***	0,321***
Groupe d'âge du père							
moins que 39 ans							
40-49				1,175**	1,178**	1,158	1,141
50-59				0,863	0,871	0,840**	0,831**
60 ans et plus				0,656***	0,669	0,642***	0,640**
Religion et lieu de naissance							
Catholique née au Canada							
Catholique née en Irlande					0,455***	0,462***	0,491**
Autre catholique					0,750**	0,0784	0,802
Protestante née en Angletrre ou en Irlande					0,625***	0,645***	0,678***
Baptiste					0,633***	0,641***	0,653***
Autres et inconnu					0,682***	0,713***	0,759***
Profession du mari							
Marchand/professionnel/manufacturiers/ col blanc							
Artisan						1,381**	1,334**
Ouvrier semi-spécialisé/journalier						1,642***	1,542***
Cultivateur						1,976***	1,734***
Autre métier ou indéterminé						1,039	0,973
Zone de résidence							
Rurale							
Urbaine							0,644***

Source : PRDH échantillon 20 % du recensement canadien de 1852 et échantillon 5 % du recensement canadien de 1881.

\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,05.

\*\*\* : Valeur significativement différente de celle de la catégorie de référence au seuil de 0,001.