

**Fécondité par rang au sein d'une génération en France et au Québec  
Estimation de probabilités d'agrandissement à partir d'un seul recensement**

Par

**Alexander Torres Vasquez**

Département de Démographie, Faculté des Arts et des Sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures  
en vue de l'obtention du grade de maîtrise en démographie

Juin, 2018

© Alexander Torres Vasquez, 2018

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures et postdoctorales

Ce mémoire intitulé :

Fécondité par rang au sein d'une génération en France et au Québec  
Estimation de probabilités d'agrandissement à partir d'un seul recensement

Présenté par :

Alexander Torres Vasquez

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Lisa Dillon, président-rapporteur

Solène Lardoux, directrice de recherche

Didier Breton, co-directeur de recherche

Évelyne Lapierre-Adamcyk, membre du jury

## Résumé

L'intérêt de cette recherche est d'observer les différences entre les estimations du taux de fécondité et les probabilités d'agrandissement à l'aide des seules données du recensement, en utilisant une méthode indirecte (DEF), qui fait le lien entre les enfants en cohabitation et une mère potentielle au sein du ménage. Pour le cas de la France, la méthode sera validée en comparant les résultats obtenus par la méthode indirecte avec ceux obtenus à partir des données de l'enquête Famille et Logements (EFL) de 2011, enquête couplée au recensement et interrogeant les femmes sur l'ensemble des enfants qu'elles ont eus, que les enfants cohabitent ou non avec la mère au moment du recensement. Concernant le Québec, les résultats issus de la méthode indirecte seront comparés à ceux issus de l'exploitation de l'Enquête Sociale Générale de 2011- cycle Famille.

La plupart des études développées pour trouver les facteurs qui font la différence au moment d'avoir des enfants ont porté sur les politiques familiales. Pour cette raison, il est important d'étudier et d'analyser les variables sociodémographiques individuelles pour caractériser les facteurs qui influent sur la probabilité de devenir mère ou d'avoir plus d'enfants. Nous nous intéressons en conséquence aux variables associées à l'augmentation ou à la diminution des probabilités d'agrandissement.

Cette recherche se penche sur la relation entre des variables sociodémographiques disponibles dans les différentes sources consultées d'information et les probabilités d'agrandissement. Nous utilisons les variables d'âge (date de naissance), le sexe, et la relation avec le chef de ménage pour classifier et établir les relations (mère-enfant), et les variables le niveau d'éducation de la mère et le lieu de naissance de la mère pour segmenter et calculer les probabilités d'agrandissement.

L'étude met en évidence la sous-estimation dans les calculs de probabilités d'agrandissement et l'ISF qui utilisent les données de recensement (enfants qui habitent le foyer) en comparaison avec les enquêtes sociodémographiques qui informent sur tous les enfants eus par la femme principale.

Nos résultats montrent qu'autant en France qu'au Québec, les femmes plus scolarisées attendent plus de temps avant de devenir mères et ont de plus faibles probabilités d'avoir une famille nombreuse. Par contre, ce sont elles qui ont la probabilité la plus élevée de rester sans enfants.

Pour la variable lieu de naissance de la mère, les résultats ne sont pas concluants. D'un côté, pour la France, les analyses descriptives de l'âge moyen de la mère à la première naissance et le temps écoulé entre les naissances sont minimales (moins de trois mois). Cependant, les probabilités d'agrandissement indiquent que les femmes immigrantes ont une probabilité plus élevée d'avoir des familles de grande taille (plus de deux enfants).

D'un autre côté, pour le Québec, l'analyse démontre que, si les femmes nées à l'étranger commencent leur maternité plus tard que les femmes québécoises, elles ont une probabilité plus élevée d'avoir une famille de grande taille (plus de trois enfants), spécialement les femmes provenant de pays africains et des pays du Maghreb. Néanmoins, selon les résultats de l'analyse de variance, il n'y a pas suffisamment d'évidence statistique démontrant un effet entre le lieu de naissance et le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance.

Nous montrons que les résultats du recensement sous-estiment les taux de fécondité et les probabilités d'agrandissement du fait de l'impossibilité de compter le total des enfants nés de la femme principale du ménage. Les résultats de ce document fournissent de nouvelles perspectives pour analyser les tendances de la fécondité dans les sous-populations sur la base des données du recensement. Cette approche relativement classique distingue les âges des femmes, mais aussi les rangs de naissance, qui ont été plus rarement analysés dans des études antérieures.

Les résultats de cette recherche nous aident à mesurer les effets du niveau de scolarité et du lieu de naissance de la mère sur les probabilités d'agrandissement. Ils nous aident à répondre à diverses questions, notamment celles portant sur les raisons des femmes qui n'ont pas eu de troisième enfant.

**Mots clés :** Fécondité, probabilités d'agrandissement, la méthode du décompte des enfants au foyer (DEF), méthode indirecte, Taux de fécondité

## Abstract

The interest of this research is to observe the differences between the estimates of the fertility rate and the probabilities of enlargement using only the census data, using the indirect “own children method“, which links the Cohabiting children and a potential mother within the household. In the case of France, the method will be validated by comparing the results obtained by the indirect method with those obtained from the 2011 Family and Housing Survey (EFL) data, a survey coupled with the census and interviewing women on the Of the children they had, whether or not the children cohabited with the mother at the time of the census. Concerning Quebec, the results obtained from the indirect method will be compared with those resulting from the operation of the 2011 General Social Survey - Family cycle.

Most of the studies developed in order to find the differential factors that affect fertility rate are based on family policies. For this reason, it is important to study and to analyse individual socio demographic variables to characterize the factors that influence the probabilities of become mother or having more children. We are interested in the variables associated with increasing or decreasing probabilities of enlargement.

This research examines the relationship between sociodemographic variables available in the different sources of information consulted and probabilities of enlargement. We use the variables: date of birth, sex, and relationship with the head of household to classify and establish relationships (mother-child), and the variables mother's education level and place of birth of the mother to segment and calculate the probabilities of enlargement.

The study highlights the underestimation in the probabilities of enlargement and the ISF that use census data (children who live in the household) in comparison with socio-demographic surveys that inform about all children of the main woman in the household.

Our results show that, in France and Quebec, more educated women wait longer before becoming mothers and they are less likely to have a large family. Furthermore, they are most likely to remain childless.

For the mother's place of birth variable, the results are inconclusive. On the one hand, for France, descriptive analyzes of the average age of the mother at first birth and the time elapsed between births are minimal (less than three months). However, the probabilities of enlargement indicate that immigrant women are more likely to have large families (more than three children).

On the other hand, for Quebec, the analysis shows that, although women begin their maternity later than women born in Quebec, they are more likely to have a large family (more than three children), especially women from African countries and Maghreb countries. Nevertheless, based on the results of the analysis of variance, there is insufficient statistical evidence to show an effect between the place of birth and the mean time elapsed between the second and third births.

We prove that the results of the census underestimate the fertility rates and the probabilities of enlargement cause by the impossibility of counting the total of children born from the main women of the household. The results of this paper provide new perspectives for analyzing fertility trends in subpopulations based on census data. This relatively classical approach distinguishes the ages of women, but also the ranks of birth, which has been more rarely analyzed in previous studies.

The results of this research help us to measure the effects of mother's education and birthplace on the probabilities of enlargement. They help us answer a variety of questions, including questions about why women did not have a third child.

**Keywords:** Fertility, probabilities of enlargement, Own Children method, indirect method, fertility rate.

## Table des matières

Résumé.....	i
Abstract.....	iii
Liste des tableaux, graphiques et annexes.....	vii
Liste des sigles.....	xi
Dédicace.....	xii
Remerciements.....	xi
Introduction.....	1
Chapitre I : REVUE DE LA LITTÉRATURE ET PERTINENCE DE L'ÉTUDE, CADRE CONCEPTUEL ET HYPOTHÈSES.....	4
I.1 Revue de la littérature.....	4
I.1.1 Fécondité en Europe.....	4
I.1.2 Fécondité en France.....	8
I.1.3 Fécondité au Canada et au Québec.....	11
I.1.4 Les probabilités d'agrandissement de Famille comme mesure de la fécondité.....	15
I.1.5 Le lien entre fécondité et niveau de scolarité de la mère.....	17
I.1.6 Le lien entre fécondité et lieu de naissance de la mère.....	19
I.2 Originalité de la présente recherche.....	21
I.3 Les hypothèses.....	22
CHAPITRE II : LA MÉTHODE DU DÉCOMPTE DES ENFANTS AU FOYER (DEF) ET LES DONNÉES DE LA FRANCE ET DU QUÉBEC.....	24
II.1 La méthode du « Décompte des enfants au foyer- DEF ».....	24
II.1.1 Les écarts de répartition des naissances par rang, entre l'état civil et les recensements.....	26
II.2 Les sources.....	26
II.3 Indicateurs et précisions de mesure.....	29
II.4 Limites.....	31
CHAPITRE III : L'ANALYSE ET LES RÉSULTATS.....	32

III.1 Préparation de données et mesures.....	32
III.2 Le choix de la cohorte à analyser.....	34
III.3 La fécondité des femmes entre 35 et 39 ans en France .....	36
III.3.1 Analyses exploratoire et descriptive en France.....	38
III.3.2 Probabilités d'agrandissement en France.....	43
III.4. La fécondité des femmes entre 35 et 39 ans au Québec.....	52
III.4.1 Analyses exploratoire et descriptive au Québec .....	54
III.4.2 Probabilités d'agrandissement au Québec .....	65
III.5 Test d'hypothèses de dépendance entre variables.....	72
III.6 Modèle ad-hoc.....	77
LIMITES ET POSSIBILITÉS POUR DE FUTURES RECHERCHES.....	77
CONCLUSIONS .....	78
BIBLIOGRAPHIE.....	85
ANNEXES.....	xi

## Liste des tableaux, graphiques et annexes

Tableau 1. Périodes où de grands changements ont été notés pour quelques facteurs associés à la fécondité au Québec et dans les pays scandinaves, entre 1965 et 2006.....	13
Tableau 2. Caractéristiques des congés de maternité, de paternité, de parentalité et d'adoption au Québec (Canada et France) .....	14
Tableau 3. Distribution des femmes entre 15 et 49 ans dans le recensement 2012 et l'Enquête famille et logements 2011, selon le groupe d'âge.....	37
Tableau 4. Distribution des femmes de 35 à 39 ans selon le nombre d'enfants cohabitant.....	37
Tableau 5. Probabilités d'agrandissement pour la cohorte de femmes 1973-1977 en France.....	38
Tableau 6. Distribution des femmes entre 35 et 39 ans qui sont devenues mères selon le diplôme scolaire obtenu.....	39
Tableau 7. Distribution de mères nées entre 1973 et 1977, par niveau éducatif et nombre d'enfants, données du recensement 2012, France.....	44
Tableau 8. Distribution de mères nées entre 1973 et 1977, par niveau éducatif et nombre d'enfants, données du recensement 2012, France .....	45
Tableau 9. Probabilités d'agrandissement selon le nombre d'enfants par niveau de scolarité de la mère (regroupée), femmes nées entre 1973 et 1977, Recensement 2012 et EFL 2011, France.....	46
Tableau 10. Probabilités d'agrandissement des familles, pour les mères nées entre 1973 et 1977, par lieu de naissance en utilisant le recensement 2012, France .....	47
Tableau 11. Probabilités d'agrandissement des mères nées entre 1973 et 1977 par lieu de naissance en utilisant l'EFL, France .....	48
Tableau 12. Probabilités d'agrandissement de mères nées entre 1973 et 1977 par nationalité, données du recensement 2012, France.....	49
Tableau 13. Probabilités d'agrandissement de mères nées entre 1973 et 1977 par nationalité, données de l'EFL, France.....	49
Tableau 14. Distribution des mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif selon le nombre d'enfants et le lieu de naissances, données recensement 2012, France.....	50
Tableau 15. Probabilités d'agrandissement pour les mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif et le lieu de naissances, données recensement 2012, France .....	51
Tableau 16. Distribution des femmes québécoises âgées entre 15 et 49 ans dans l'ENM et l'ESG.....	52
Tableau 17. Distribution des femmes entre 35 et 39 selon le nombre d'enfants, Québec.....	53

Tableau 18. Probabilités d’agrandissement pour la cohorte de femmes 1973-1977 au Québec.....	53
Tableau 19. Distribution des femmes entre 35 et 39 ans qui sont devenues mères selon le diplôme scolaire obtenu le plus élevé, Québec.....	54
Tableau 20. Proportion femmes nées entre 1973 et 1977 par niveau de scolarité de la mère selon le nombre d’enfants en utilisant l’ENM 2012, Québec.....	65
Tableau 21. Probabilités d’agrandissement par niveau de scolarité de la mère en utilisant l’ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	66
Tableau 22. Probabilités d’agrandissement par niveau de scolarité de la mère (regroupée), femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	67
Tableau 23. Probabilités d’agrandissement par lieu de naissance de la mère (agroupée) selon le nombre d’enfants en utilisant l’ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	68
Tableau 24. Probabilités d’agrandissement par lieu de naissance de la mère (grands groups) en utilisant l’ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	69
Tableau 25. Probabilités d’agrandissement selon la religion d’appartenance de la mère (agroupée), en utilisant l’ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	71
Tableau 26. Probabilités d’agrandissement selon la religion d’appartenance de la mère (agroupée), femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	73
Tableau 27. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d’éducation et nombre d’enfants/taille de famille sur l’âge moyen de la mère à la première naissance), pour la France .....	74
Tableau 28. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d’éducation et nombre d’enfants/taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance), pour le Québec.....	75
Tableau 29. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et nombre d’enfants/taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance) pour le Québec.....	76
Graphique 1. Indice synthétique de fécondité, France et Québec 2000-2015.....	2
Graphique 2a. Visualisation de la méthode appliquée pour les données de la France.....	32
Graphique 2b. Graphique 2b. Visualisation de la méthode appliquée pour les données de la province du Québec (Canada).....	33
Graphique 3. Comparaison probabilités d’agrandissement en comparant Recensement 2012 et EFL 2011 selon cohortes de générations en France.....	35
Graphique 4. Âge moyen de la première maternité par parité selon le niveau de scolarité de la mère, France.....	41

Graphique 5. Nombre moyen d'années écoulées entre les naissances de rang 1 et 2, et entre les naissances de rang 2 et 3, selon le nombre d'enfants dans le ménage et le niveau de scolarité de la mère, France ...	42
Graphique 6. Probabilités d'agrandissement des mères nées entre 1973 et 1977 par lieu de naissance selon nombre d'enfants Recensement 2012 et l'EFL 2011, France .....	48
Graphique 7. Âge moyen de la première maternité de femmes par rang de famille selon le niveau de scolarité de la mère, ENM 2012, Québec.....	56
Graphique 8. Années écoulées entre les 1 <sup>res</sup> et 2 <sup>es</sup> , et 2 <sup>es</sup> et 3 <sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants dans le ménage selon le niveau de scolarité de la mère, Québec .....	58
Graphique 9. Âge moyen de la première maternité par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère (incluant les pays du Maghreb), Québec .....	59
Graphique 10. Âge moyen de la première maternité par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère (incluant les pays du Maghreb et le reste de l'Afrique), Québec .....	61
Graphique 11. Années écoulées entre les 1 <sup>res</sup> et 2 <sup>es</sup> , et 2 <sup>es</sup> et 3 <sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère, Québec .....	62
Graphique 12. Âge moyen de la première maternité par nombre d'enfants (regroupé) selon la religion d'appartenance, Québec .....	63
Graphique 13. Années écoulées entre les 1 <sup>res</sup> et 2 <sup>es</sup> , et 2 <sup>es</sup> et 3 <sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants selon la religion d'appartenance, Québec .....	64
Graphique 14. Probabilités d'agrandissement selon lieu de naissance de la mère (regroupée) , ENM 2012 et ESG 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec .....	70
Annexe 1. Description des questions d'intérêt pour la France.....	xi
Annexe 2. Description des questions d'intérêt pour le Québec .....	xii
Annexe 3a. Age moyenne de la première maternité par range de famille selon niveau de scolarité de la mère, France.....	xv
Annexe 3b. Années atteint entre les premières et deuxièmes naissances par range de famille selon niveau de scolarité de la mère.....	xv
Annexe 3c. Années atteint entre les deuxièmes et troisièmes naissances par range de famille selon niveau de scolarité de la mère.....	xvi
Annexe 4a. Proportion mères génération 1973-1977 par lieu de naissance de la mère selon nombre d'enfants en utilisant recensement, France.....	xvi
Annexe 4b. Proportion mères génération 1973-1977 par lieu de naissance de la mère selon nombre d'enfants en utilisant recensement, France.....	xvii
Annexe 5. Probabilités d'agrandissement selon le lieu de naissance de la mère (regroupée) en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977.....	xvii
Annexe 6. Probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité de la mère (regroupée en utilisant l'ENM 2012 et l'ESG 2012, femmes nées entre 1973 et 1977.....	xviii

Annexe 7.1.a. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de famille sur le temps entre la première et la deuxième naissance), pour la France .....xix

Annexe 7.1.b. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance), pour la France.....xxx

Annexe 7.2.a. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de famille sur l'âge moyen de la première maternité), pour le Québec.....xxi

Annexe 7.2.b. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de famille sur le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance), pour le Québec.....xxi

Annexe 7.2.c. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et du nombre d'enfants/rang de famille sur l'âge moyen de la mère à la première naissance), pour le Québec.....xxii

Annexe 7.2.d. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et nombre d'enfants/rang de famille sur le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance), pour le Québec .....xxiii

## Liste des sigles

CIQSS : Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales

IDUS : Institut de Démographie de l'Université de Strasbourg

INSEE : Institut national de la statistique et des études économiques

INED : Institut national d'études démographiques

EFL : Enquête de Famille et Logement

ESG : Enquête sociale générale

ENM : Enquête Nationale auprès des ménages

ISF : Indice synthétique de fécondité

ISQ : Institut de la statistique du Québec

STATCAN : Statistique Canada

APE : Allocation parentale d'éducation

GGS : Generations and Gender Surveys

RQAP : Régime québécois d'assurance parentale

DANE : Département Administrative National de la Statistique en Colombie

## Dédicace

*À mon petit neveu Santiago, qui me donne la joie de vivre  
À ma mère, qui me donne la force de continuer  
À mes amies Hanna et Sofia, ma famille à Montréal qui m'a toujours encouragé  
À la personne qui a été avec moi au début de cette aventure et qui est définitivement partie et  
À mes amis et collègues au DANE, pour le soutien continu durant la rédaction de ce mémoire*

## **Remerciements**

*Je tiens à remercier ma directrice de recherche Solène Lardoux et mon co-directeur Didier Breton pour tous leurs conseils, leur patience et leur disponibilité à la lecture de mon mémoire.*

*Ma reconnaissance va également au personnel du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) pour m'avoir permis d'accéder aux données et à celui de l'Institut de Démographie de l'Université de Strasbourg pour son accueil en France.*

# FÉCONDITÉ PAR RANG AU SEIN D'UNE GÉNÉRATION EN FRANCE ET AU QUÉBEC, ESTIMATION DE PROBABILITÉS D'AGRANDISSEMENT À PARTIR D'UN SEUL RECENSEMENT

## INTRODUCTION

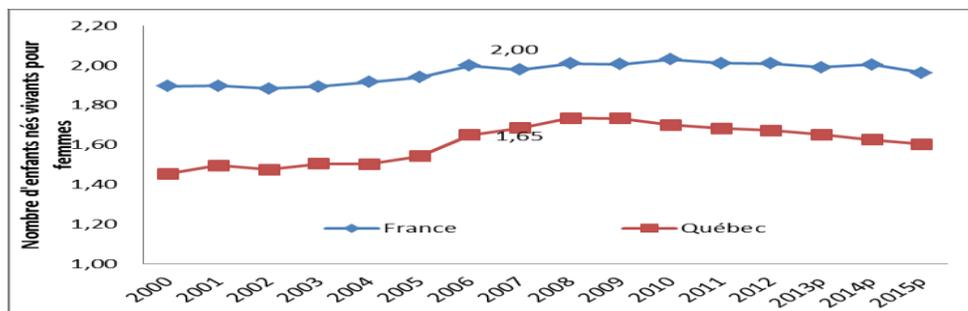
L'évolution de la fécondité au fil du temps est un sujet qui suscite beaucoup d'intérêt, dans tous les pays développés, du fait des niveaux très bas atteints, bien en dessous du seuil de renouvellement, ou d'éventuelles résistances, comme c'est par exemple le cas en France, où l'indice synthétique de fécondité -ISF est de 1,9 enfant par femme.

La population de France possède certaines caractéristiques sociodémographiques qui en font un cas particulier en Europe du point de vue de la fécondité (un ISF entre 1,9 et 2 enfants par femme depuis 2008 (*Voir Graphique 1*). On cite par exemple une politique d'allocations familiales généreuse ainsi que des différences marquées des taux de fécondité des générations entre les différents groupes sociaux. Au Canada, le Québec a mis en place des politiques familiales similaires aux pays du nord de l'Europe, différentes des autres provinces. Ainsi, la politique familiale du Québec inclut l'assurance parentale, les services de garde subventionnés et les allocations familiales (plus limitées qu'en France). Cela expliquerait pourquoi la fécondité est restée relativement stable au Québec pour la période 2000 - 2015 (entre 1,6 et 1,7 enfant par femme (*Graphique 1*). Ces deux sociétés partagent plusieurs caractéristiques en plus de la langue française, en raison des origines françaises de la société québécoise. Pour soutenir ces liens, les gouvernements de la France et du Québec ont des accords de collaboration dans les domaines culturel, éducatif, scientifique et technologique.

Selon le contexte démographique, la France a une espérance de vie plus élevée que celle du Québec, de même qu'un taux de fécondité plus élevé. Cependant, les niveaux de fécondité de la France et du Québec sont différents et parmi les plus élevés quand on les compare à leurs voisins (les autres pays de l'Union européenne dans le cas de la France, et le reste du Canada dans le cas du Québec). De nombreux travaux concernant le comportement démographique s'appuient sur des comparaisons France / Québec. Par exemple, Prioux et Girard ont fait, en 2010, la comparaison de l'évolution de la fécondité depuis le XIXe siècle dans ces deux sociétés. Bien qu'elles démontrent les régimes de fécondité différents, on « observe de nombreux facteurs de convergence des comportements féconds :

prédominance des familles de deux enfants, âge à la maternité similaire et naissances survenant majoritairement au sein de couples non mariés » (Prioux et Girard, 2010). De plus, Bonvalet et ses collaborateurs (2015) ont analysé les comportements des baby-boomers québécois et français et comment ils ont affecté la fécondité et la famille. Il est donc intéressant d’explorer des avantages et des caractéristiques liées à la fécondité que ces deux territoires partagent.

**GRAPHIQUE 1. Indice synthétique de fécondité, France et Québec, 2000-2015**



Source : Insee, Indicateur conjoncturel de fécondité des femmes - Ensemble - France

ISQ, taux de fécondité selon le groupe d’âge de la mère, l’indice synthétique de fécondité et l’âge moyen à la maternité, Québec, 1951-2015.

Le but de cette recherche est d’observer les différences entre les estimations du taux de fécondité et les probabilités d’agrandissement à l’aide des données du recensement, ces deux mesures étant calculées à partir des enquêtes EFL et ESG. Avec les recensements, nous utiliserons une méthode indirecte, le *décompte des enfants au foyer* (DEF), « *the Own-Children Method* » en anglais. Celle-ci fait le lien entre les enfants en cohabitation et une mère potentielle au sein du ménage<sup>1</sup> (une définition plus formelle sera donnée dans le chapitre portant sur la méthodologie). Pour le cas de la France, la méthode sera validée en comparant les résultats obtenus par la méthode indirecte en utilisant les données du recensement 2011 avec ceux obtenus à partir des données de l’Enquête Famille et Logements (EFL) de 2011. Cette dernière a été couplée au recensement et interroge les femmes à propos de l’ensemble des enfants qu’elles ont eus ; il est aussi possible de distinguer le nombre total d’enfants qu’elles ont eus et le nombre d’enfants corésidents. Concernant le Québec, les résultats issus de la méthode indirecte obtenus à partir des données du recensement 2011 et de l’Enquête nationale auprès de ménage (ENM) de 2011, en utilisant le nombre d’enfants qui habitent dans le ménage, seront comparés à ceux issus de

<sup>1</sup> Le ménage est entendu ici au sens de l’ensemble des personnes vivant sous un même toit.

l'analyse de l'Enquête sociale générale (ESG) de 2011– Famille, où nous pouvons obtenir le nombre d'enfants eus pour chaque femme chef de ménage ou épouse de chef de ménage.

Notre hypothèse est que les résultats issus du recensement sous-estiment les taux de fécondité et les probabilités d'agrandissement à cause de l'impossibilité de comptabiliser les enfants qui ont déjà quitté le foyer parental. Cette sous-estimation est relativement faible dans certaines situations. Si tel est le cas, les résultats de ce mémoire offriront de nouvelles perspectives pour l'analyse de l'évolution de la fécondité en France et dans la province du Québec, et des sous-populations de petite taille, à partir des données du recensement (régions, villes, villages).

Dans cette recherche, nous nous intéressons à l'application de la méthode du décompte des enfants au foyer (DEF) qui a été utilisée pour la première fois par Grabill et Cho (1965) comme méthode alternative pour estimer la fécondité différentielle. Cette méthode permet de distinguer les âges des femmes, mais aussi les rangs de naissance, ce qui a été plus rarement analysé dans les études précédentes (Cho et coll., 1986 ; Desplanques, 1993 et 2008 ; Abbasi-Shavazi, 1997 ; Abbasi-Shavazi et McDonald, 2000; Breton, 2002 ; Childs, 2004 ; Dubuc, 2009).

Les caractéristiques sociodémographiques retenues pour ce mémoire comparatif entre la France et le Québec sont : le niveau d'études de la mère et son lieu de naissance, et l'appartenance religieuse de la mère (pour le cas du Québec car cette variable n'est pas disponible dans le recensement et l'enquête en France). Autrement dit, nous cherchons à vérifier dans quelle mesure le niveau d'étude de la mère, le lieu de naissance (et la religion pour le cas du Québec) favorisent ou non une fécondité élevée. Comment ces caractéristiques affectent-elles la probabilité de d'agrandissement de famille ou la descendance finale des femmes québécoises et françaises ?

# **CHAPITRE I : REVUE DE LA LITTÉRATURE ET PERTINENCE DE L'ÉTUDE, CADRE CONCEPTUEL ET HYPOTHÈSES**

Dans ce chapitre, nous présentons une revue de littérature qui permettra de démontrer la pertinence de notre étude en explicitant le contexte dans lequel elle se situe ; par la suite, nous présentons le cadre conceptuel et des hypothèses que nous tenterons de vérifier au cours de notre analyse.

## **I.1 REVUE DE LA LITTÉRATURE**

La première partie de cette revue présente l'évolution de la fécondité selon la région analysée, suivie par une revue des études sur les facteurs qui affectent la fécondité.

### **I.1.1 Fécondité en Europe**

Kohler et ses collaborateurs, en 2006, ont étudié les causes de la diminution de la fécondité en Europe ; leurs résultats montrent que la baisse de la fécondité serait principalement liée aux trois facteurs sociodémographiques suivants. Premièrement, les changements économiques et sociaux sont associés à des incertitudes en raison de la crise économique ; par exemple, le taux de chômage élevé dans les pays de l'Europe du Sud. Deuxièmement, les processus d'interaction sociale et le retard des transitions démographiques font que la maternité commence plus tardivement. Les auteurs parlent de distorsions démographiques (d'intensité et de calendrier) dans l'estimation de la période de la vie féconde des femmes. Finalement, dans plusieurs pays européens, les politiques institutionnelles n'encouragent pas particulièrement les entreprises et les individus à ce qu'on nomme la « conciliation travail-famille », ni le développement de systèmes de garde d'enfants, lesquels seraient des facteurs gardant les taux de fécondité à des niveaux relativement bas, mais au-dessus du seuil de la très faible fécondité.

Gauthier et Philipov (2008) analysent et comparent différentes mesures de fécondité des pays européens. Les auteurs explorent des causes potentielles de la diminution du taux de fécondité dans quelques pays et les liens entre les taux de fécondité et les politiques familiales. En particulier, les auteurs s'intéressent au montant des allocations liées aux enfants, au niveau d'activité des femmes et aux caractéristiques de la conciliation travail-famille, et plus généralement aux égalités de genre. Cette étude

conclut qu'il n'y a pas encore suffisamment d'évidences scientifiques qui confirmeraient la relation positive entre des politiques familiales plus généreuses et l'augmentation du niveau de fécondité.

Goldstein et ses collaborateurs (2009) discutent des explications démographiques de l'augmentation de la fécondité dans les pays développés au cours des dernières années (depuis 1990). Ils examinent les politiques économiques et les politiques sociales. Ils suggèrent que les pays qui avaient atteint le point le plus bas, le « lowest low » du taux de fécondité (1,3 enfants par femme) et dont le niveau de fécondité est remonté, devraient continuer à voir leur taux de fécondité croître, notamment parce que les effets transitoires de la maternité tardive deviennent de moins en moins importants.

Différentes recherches traitent du contexte politique et économique lié à la fécondité. Luci et Thévenon (2011) se demandent si l'augmentation de la fécondité dans les pays de l'OCDE est causée par le progrès économique. Ils affirment que la relation entre la fécondité et le progrès économique n'a pas une tendance définie au fil du temps. L'analyse de la relation entre le PIB et la fécondité dans trente pays de l'OCDE entre 1960 et 2007 montre que si la relation était négative au début de la période d'observation, elle devient positive à partir d'un certain niveau de développement dans plusieurs pays, notamment la France et les pays scandinaves. Ainsi, la fécondité totale de ces pays augmenterait avec le PIB. Pareillement, l'impact de la grande récession économique qui a lieu dans plusieurs pays de l'Europe a été étudié par Goldstein et ses associés (2013) à partir de la base de données Human Fertility Database – HFD et de celle de l'OECD. Les auteurs ont utilisé des modèles à effets fixes pour analyser comment les changements dans les taux de chômage ont influencé le taux de fécondité en Europe. Les résultats confirment la forte relation entre les conditions économiques et la fécondité. Les pays les plus affectés par la récession économique ont vu leur fécondité diminuer, surtout pour les générations les plus jeunes.

D'après Schmitt (2012), l'impact du chômage sur la probabilité d'avoir un premier enfant dans trois pays européens (France, Allemagne, Royaume-Uni) entre 1994 et 2001, était faible et négatif chez les hommes, possiblement à cause de l'incapacité de soutenir financièrement une famille. La situation pour les femmes était différente. Parmi les femmes ayant un niveau de scolarité bas en Allemagne et au Royaume-Uni, le chômage serait positivement associé à la naissance d'un premier enfant. Par contre, parmi les Françaises, et les femmes d'un niveau scolaire élevé en Allemagne et au Royaume-Uni, après une période de chômage, un retour rapide sur le marché du travail semble être plus important qu'une naissance.

Thévenon et ses collaborateurs (2014) expliquent les différents types de politiques familiales (financière, offre de service pour la petite enfance, avantages fiscaux) que les pays européens de l'OCDE ont développés et comment ils sont affectés par la crise économique. Ils soulignent que la crise financière a une réaction en deux temps : premièrement, une focalisation importante des ressources vers la famille, suivie par des mesures d'austérité. Les auteurs affichent les cas particuliers :

- 1) les Pays-Bas, où la crise économique a causé une importante réduction sur le budget public destiné aux politiques familiales entre 2000 et 2013 ;
- 2) le Royaume-Uni, où l'aide familiale a été limitée à 500 livres par semaine ;
- 3) l'Allemagne, qui a mis en place plusieurs mesures ambivalentes depuis l'année 2000. Ces mesures cherchent à favoriser la conciliation travail-famille, mais en même temps, elles visent les femmes et les enfants plus vulnérables ;
- 4) la France, où la réforme de 2013 avait comme but de favoriser les aides aux familles à faibles revenus à l'horizon 2017. Selon Thévenon (2016), cet objectif semble être atteint et la France a été reconnue comme le pays avec le taux de fécondité le plus haut parmi les pays de l'ODCE.

Egalement, Fahlén et Oláh (2015) ont analysé le lien entre les conditions économiques de la société, les incertitudes économiques des individus et les intentions de fécondité à court terme dans 10 pays européens. Les données exploitées proviennent des Enquêtes Sociales Européennes de 2004-2005 et de 2010-2011. Les résultats montrent un lien entre les incertitudes économiques de la société et le niveau de la fécondité à court terme. La perception d'une moindre sécurité économique est un facteur important associé aux intentions de fécondité de tous les parents potentiels. Soulignons que ces intentions de fécondité varient selon le sexe, l'âge, la situation parentale et les politiques familiales en vigueur. Il y a cependant une tendance générale chez la majorité de la population qui affecte la décision d'avoir un nouvel enfant pendant la période des trois prochaines années et elle est reliée à la stabilité du travail. Les principaux freins à la décision d'avoir des enfants dans un avenir rapproché sont la crainte de se retrouver au chômage et l'incertitude quant à la possibilité de pouvoir reprendre son travail après le congé parental.

D'autres études focalisent plus spécifiquement sur les tendances de la fécondité, plus sur leurs causes. Ainsi, Devolver (2005) analyse l'évolution de la fécondité en Europe, depuis les années 1960 jusqu'à la seconde moitié des années 1990 à partir de la décomposition par rang de naissance permet de

décrire la descendance finale comme :  $D = a_0 * D_{1+}$ <sup>2</sup>. Cette approche considère que la diminution de la fécondité sur un période donnée est liée principalement à deux facteurs : le retard de l'âge à la première naissance, l'allongement de l'intervalle entre deux naissances et l'augmentation de l'effectif des femmes sans enfant (D. Devolder, 2005).

Egalement, Frejka et ses collaborateurs (2007) ont analysé les changements de tendances de la fécondité dans des pays développés. Cette étude, administrée par l'INED et l'Observatoire Démographique Européen, a concerné 27 pays. Les auteurs précisent que dans ces pays, le modèle de familles avec deux enfants est devenu majoritaire, que les proportions des familles avec un seul enfant et des familles sans enfant ont augmenté dernièrement, en particulier chez les jeunes générations. Postérieurement, Dans une autre étude, Frejka ses collaborateurs, en 2008, ont décrit les tendances de la fécondité en Europe en tenant compte de plusieurs aspects reliés, tels que les politiques familiales, le rôle de la contraception, les différences entre les régions ou les groupes de pays et les effets de la migration. Selon ces auteurs, la tendance est d'avoir deux enfants, mais avec un accroissement important des familles avec un seul enfant ou sans enfant. De plus, ils montrent qu'en Europe, le maintien d'un niveau de fécondité autour de celui assurant le remplacement des générations (2,1 enfants par femme) dépend en partie de la migration. En effet les femmes migrantes ont une descendance le plus souvent supérieure à celle des femmes du pays d'accueil. Cependant, l'effet de la fécondité des immigrantes est minime sur l'indice synthétique de fécondité, en particulier à cause de la faible proportion en Europe de femmes immigrantes dans la population de l'ensemble des femmes en âge de procréer. Ces études font ressortir l'importance d'analyser les cohortes de femmes qui n'ont pas encore atteint leur âge maximum pour être fécondes afin d'observer les tendances actuelles et futures de la fécondité.

Les différentes recherches effectuées dans les pays européens suggèrent l'absence de politiques familiales qui encouragent la « conciliation travail-famille » comme une des causes possibles de la diminution de la fécondité en Europe. En effet, les études sur le contexte politique et économique lié à la fécondité appuient l'idée que la fécondité est affectée par les difficultés économiques des familles reliées au fait d'avoir et de faire vivre un enfant. Finalement, les recherches sur les tendances de la fécondité soulignent l'âge tardif de la mère à la première naissance, l'augmentation de l'effectif des femmes sans enfant et le rôle que les immigrants commencent à avoir sur la fécondité en Europe

---

<sup>2</sup> Avec  $a_0$ , la probabilité d'avoir au moins un enfant et  $D_{1+}$ , le nombre moyen d'enfants des femmes ayant eu au moins un enfant

## **I.1.2 Fécondité en France**

Pour la France, différents auteurs ont évalué l'effet des politiques sociales et de la crise économique actuelle sur les niveaux de fécondité. Ekert-Jaffé et ses collaborateurs (2002) ont étudié quant à eux la fécondité en Angleterre, au Pays de Galles et en France en se penchant sur les effets des politiques sociales et sur la polarisation socio-professionnelle. Les résultats montrent comment les politiques familiales en France diminuent l'effet du milieu social sur la probabilité d'avoir ou non un troisième enfant. Il ne semble pas y avoir de différences entre milieux sociaux pour les rangs inférieurs. En France, presque toutes les femmes mariées deviennent mères. Par contre, en Angleterre et au Pays de Galles, la polarisation sociale autour des comportements de fécondité est plus importante : un quart des femmes mariées décident de ne pas avoir d'enfants. De plus, bien que le recul de l'âge au mariage et de celui à la première naissance soient communs en Angleterre et en France, les femmes deviennent mères plus fréquemment en France qu'en Angleterre.

Piketti (2005) a étudié l'impact de l'allocation parentale d'éducation (APE) sur la fécondité en France en utilisant les enquêtes Emploi 1982-2002 et l'enquête Famille 1999. L'APE a été mise en œuvre depuis 1985 pour les femmes avec trois enfants, et depuis 1994 pour les femmes avec deux enfants. Les résultats montrent que l'implantation de l'APE 1994 a contribué à augmenter les écarts entre les mères avec deux enfants et celles avec trois enfants.

L'influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques a été abordée par Breton et Prioux (2005). Le principal intérêt de leur travail est de montrer les effets de ces politiques sur l'agrandissement des familles de deux à trois enfants depuis les années 1970, mais aussi les effets des caractéristiques sociodémographiques<sup>3</sup>. Les résultats de cette recherche semblent montrer le rôle positif de la politique familiale qui répond aux besoins des familles qui veulent avoir un troisième enfant. Ces résultats en confirment d'autres. Ainsi, Toulemon et ses collaborateurs, en 2008, expliquent que le taux de fécondité français de 1,9 enfant par femme en 2008, relativement élevé en comparaison avec le reste de l'Europe, s'explique partiellement par les politiques familiales mises en place depuis la Deuxième Guerre mondiale. Celles-ci favorisent la décision des familles d'avoir deux ou trois enfants. Elles contribuent également à maintenir la fécondité à un niveau élevé pour les femmes de 30 à 40 ans qui ont réussi à avoir des enfants sans nécessairement être mariées, et qui continuent à travailler ou retournent au travail rapidement après une naissance.

---

<sup>3</sup> Ils s'appuient pour cela sur l'enquête Étude de l'histoire familiale (EHF) de 1999.

Thevenon (2010) évalue l'impact des politiques familiales sur la fécondité en France et l'auteur remarque que la petite différence du taux de fécondité en comparaison avec les autres pays européens est la conséquence de l'effort du gouvernement pour développer des politiques familiales qui permettent de mieux concilier le travail et la famille. Également, Thévenon a étudié en 2016 l'influence des politiques familiales françaises sur la fécondité. L'auteur est d'avis que, tout en étant difficile à quantifier, l'implantation des politiques familiales est une réussite, principalement grâce à la grande variété des familles couvertes, quel que soit le nombre d'enfants, l'état civil des parents ou le statut de travail des parents. De plus, les politiques familiales offrent du soutien aux enfants pendant toute leur enfance. Dans cette recherche, Thévenon considère que le système français des politiques familiales est efficace et qu'il ne contraint pas les citoyens à choisir entre poursuivre une carrière, fonder une famille ou prendre soin de leurs parents.

Pailhé (2010) analyse quelques hypothèses de l'effet attendu de la crise économique actuelle sur les naissances. Ce travail a montré des résultats similaires à ceux obtenus pour Goldstein en 2013 dans plusieurs pays d'Europe. Les résultats confirment le lien négatif entre le niveau élevé et persistant de chômage chez les jeunes français et la décision de devenir parents. Le chômage peut affecter et retarder les naissances temporairement, mais le niveau de la fécondité à moyen terme ne sera pas affecté. Également, Pison (2011) montre que la crise économique n'a pas affecté la fécondité négativement en France, mais le chômage serait associé à la hausse du nombre d'enfants que les femmes sans emploi ont eus. Il faut souligner que si la fécondité des jeunes françaises de moins de 30 ans a baissé en 2009 et en 2010, les Françaises de plus de 30 ans ont compensé cette diminution en ayant une fécondité plus élevée.

D'autres recherches analysent les tendances de la fécondité en France. Dans son article Pison (2009) expose que les couples en France en 2008 ont le même nombre d'enfants que les couples en avaient il y a 30 ans. La différence entre les deux périodes est qu'en 2008, les couples deviennent parents plus tard. Cette théorie est aussi confirmée par Pla (2009). « Ce report des maternités a déprimé un temps les naissances et l'indicateur de fécondité. La cessation de ce mouvement entraîne désormais leur remontée » (Pison, 2009, page 1). Parmi les caractéristiques qui font de la France un cas particulier, on peut signaler l'infécondité relativement faible en comparaison de nombreux autres pays européens. Ainsi, Köppen et ses collaborateurs (2016) précisent que « l'infécondité augmente légèrement au fil des générations et varie fortement selon la situation conjugale et le milieu social : elle est plus élevée pour les femmes très diplômées, pour les hommes peu diplômés et pour les personnes n'ayant jamais vécu en couple » (cité par Mazuy et ses collaborateurs, 2015, page 428). Debest et Mazuy (2014) ajoutent que

« l'infécondité volontaire quant à elle est minoritaire et augmente très peu : 5 % des hommes et des femmes n'ont pas désiré avoir d'enfant » (cité par Mazuy et ses collaborateurs, 2015, page 429).

Dans un article intitulé « Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable », Toulemon et Mazuy (2001) analysent les changements des comportements en matière de la fécondité en France depuis 1976 en décomposant cette dernière suivant l'âge et le rang de naissance. Ils montrent que le calendrier de la fécondité s'est allongé au fil du temps, mais que le niveau de la fécondité se maintient. Ainsi, sans tenir compte de l'augmentation de l'effectif des femmes sans enfant, le nombre d'enfants par mère en France est resté aux alentours de 2 enfants au cours des 25 dernières années. Egalement, Breton et Prioux (2009) ont caractérisé les familles françaises qui ont un seul enfant (familles adoptant le modèle de l'enfant unique). Ces familles ne représentent pas un phénomène aussi fréquent en France en comparaison d'autres pays comme l'Italie et l'Espagne. Les auteurs montrent que la situation singulière de la France est liée, en plus de la faible proportion d'enfants uniques, à une faible augmentation des familles sans enfant. Les résultats de l'étude française montrent que les femmes vivant avec un seul enfant sont devenues mères à un âge plus avancé en comparaison avec le reste de la population féminine, ou qu'elles ne sont pas dans une relation stable (la stabilité étant ici associée à une durée de vie commune minimale de 10 ans avec la même personne).

Pour conclure, bien que les résultats de différentes études montrent l'effet positif des politiques familiales adoptées pour le gouvernement français pour inciter les femmes à passer de deux à trois enfants il est important d'attendre une période plus longue pour s'assurer de la stabilité de cet effet. Parallèlement, les recherches ci-mentionnées signalent les tendances des femmes plus diplômées et les femmes qui jamais ont vécu en couple à avoir moins d'enfants.

Pour conclure, bien que les résultats de différentes études montrent l'effet positif des politiques familiales adoptées pour le gouvernement français pour inciter les femmes à passer de deux à trois enfants, il serait approprié d'attendre une période plus longue pour s'assurer de la stabilité de cet effet. Parallèlement, les recherches mentionnées ci-dessus signalent les tendances des femmes plus diplômées et de celles qui n'ont jamais vécu en couple à avoir moins d'enfants.

Cette présentation des principales recherches effectuées en Europe démontre que les politiques familiales n'ont pas toujours eu l'effet attendu dans tous les pays européens. Les résultats montrent aussi que la diminution de la fécondité est causée par la tendance des femmes à repousser l'âge à la première naissance et par l'augmentation de l'effectif des femmes sans enfants. De l'autre côté de l'Atlantique, les chercheurs font part d'une situation contrastante alors que les pays développés de l'Amérique ont

réussi à augmenter leur niveau de fécondité malgré des caractéristiques similaires, comme la tendance à reporter l'âge à la première naissance et l'augmentation du nombre de femmes sans enfants. C'est le cas du Canada et particulièrement du Québec.

### **I.1.3 Fécondité au Canada et au Québec**

Sardon (2006) analyse la fécondité générale et la fécondité par rang de naissance dans les pays anglophones développés hors d'Europe (dont le Canada), où généralement la fécondité a un niveau supérieur à celui des pays européens. L'auteur tente aussi d'expliquer les raisons des écarts observés. La principale similitude que les pays anglophones non européens partagent en plus de la langue est l'existence de politiques favorables à l'immigration. La fécondité des pays anglophones développés hors d'Europe était supérieure à celle des pays européens il y a quelques années, mais ces pays ont maintenant les mêmes niveaux de fécondité que ceux des pays européens. Il faut souligner qu'au Canada, les résultats affichent un niveau de fécondité variable selon les provinces, et particulièrement au Québec. En effet, la fécondité a connu son point le plus bas pendant les décennies 1970 et 1980 avec 1,48 enfant par femme. La province de Québec était la moins féconde pendant ces années.

Les causes socioéconomiques qui ont eu un impact sur la fécondité au Canada et particulièrement au Québec sont le sujet principal des recherches menées par Bingoly-Liworo (2008), Morency et Laplante (2010), Laplante et ses collaborateurs (2015) et Trovato (2016). Dans son travail doctoral, Bingoly-Liworo (2008) a utilisé des analyses biographiques pour étudier la descendance finale chez les Canadiens en observant la participation des femmes sur le marché du travail après la naissance des enfants. Deux des résultats les plus intéressants sont, d'une part, ceux liés à la scolarité de la mère : ils montrent que plus tardive est la fin des études des Canadiennes sans enfant, plus faibles sont les probabilités qu'elles deviennent mères. D'autre part, la probabilité d'avoir un troisième enfant est plus élevée chez les femmes qui ont atteint le niveau universitaire et elle augmente en fonction de l'âge de la femme, cette particularité étant possiblement causée par les femmes qui retournent aux études après déjà avoir élevé deux enfants.

D'après Morency et Laplante (2010), les couples canadiens prennent la décision d'avoir leur premier enfant en tenant principalement compte des conditions de la femme sur le marché du travail (travail permanent ou non), d'une part, et des conditions financières de la famille après la naissance de l'enfant, d'autre part. Postérieurement, Laplante et ses collaborateurs (2015) ont montré également que

la décision d'avoir un premier enfant dépendait des conditions économiques de la femme, alors que la décision d'avoir un deuxième enfant dépendait davantage des revenus de l'homme. De plus, généralement, les couples avec un revenu faible prennent en compte les possibles revenus provenant de l'aide sociale dans leur décision d'avoir un nouvel enfant. Au contraire, les familles avec des revenus moyens considèrent plus la valeur des futures prestations maternelles avant de prendre la décision d'avoir un nouvel enfant.

L'évolution de la fécondité au Canada depuis 1947 a été étudiée par Trovato (2016). Cette étude est développée sur des théories économiques et sociologiques. La perspective économique vise à mesurer l'effet que le revenu moyen des hommes et les possibilités de travail des femmes ont sur la fécondité pendant la période de 65 ans observée. La perspective sociologique abordée s'intéresse à évaluer l'impact de la sécularisation sur la fécondité. L'indice synthétique de fécondité et des variables explicatives par province ou région et par année (1947 à 2011) sont combinés avec plusieurs sources d'information provenant de Statistique Canada. Les résultats montrent que les possibilités économiques des femmes et l'augmentation de la sécularisation ont participé au déclin de la fécondité entre ces deux dates.

D'autres recherches analysent les tendances et les intentions de fécondité des Canadiens. Roy et Bernier ont indiqué, en 2006, que le Québec a connu une baisse importante de sa fécondité, au même titre que la plupart des pays d'Europe. Au Québec, cette situation serait le résultat d'une proportion importante de femmes arrivées à la fin de leur vie reproductive sans avoir devenir mères. À cela s'ajoute la proportion de familles nombreuses (trois enfants ou plus), qui diminue sans cesse au fil des générations. Finalement, les auteurs montrent que le Québec possède certaines caractéristiques démographiques et socioéconomiques qui ressemblent à celles des pays du nord de l'Europe (la Finlande, le Danemark, la Suède et la Norvège). Autrement dit, le niveau de fécondité au Québec se rapproche de celui des pays scandinaves, avec un décalage de 10 ans. Le tableau 1 montre l'origine de changements de politiques familiales importés des pays scandinaves et qui ont affecté les niveaux de fécondité au Québec.

Edmonston et ses collaborateurs (2010) ont étudié les intentions de fécondité des ménages Canadiens à partir de quatre enquêtes sociales générales (ESG). Leurs résultats confirment que pendant que les taux de fécondité diminuaient entre 1990 et 2006, les intentions de fécondité des Canadiens restaient relativement stables, mais elles étaient possiblement affectées pour la tendance de femmes à repousser le moment de devenir mères alors qu'elles finissaient leurs études, s'établissaient professionnellement et cherchaient à former un couple stable.

**Tableau 1. Périodes où de grands changements ont été notés pour quelques facteurs associés à la fécondité au Québec et dans les pays scandinaves, entre 1965 et 2006.**

Facteurs associés à la fécondité*	Pays nordiques	Québec
Baisse du nombre moyen de premiers mariages	Entre 1965 et 1980	Entre 1975 et 1985
Hausse de la divortialité	Depuis 1965 ou 1970, selon les pays	Entre 1975 et 1995
Hausse de la cohabitation	Entre 1970 et 1990	Entre 1980 et 2003
Hausse de la participation des femmes au marché du travail	Entre 1960 et le début des années 1980	De 1965 -1970 à 2000
Hausse du partage des tâches et des soins par les hommes	Années 1970 et 1980	Depuis les années 1990
Hausse du pourcentage de naissances hors mariage	Entre 1970 et 1990	De 1980 à 2003
Introduction de mesures de conciliation travail-famille - Amélioration du congé parental payé - Développement des services de garde	Fin des années 1970 au début des années 1990 Durant les années 1980 et 1990	Nouveau régime en vigueur en 2006 Accélération durant les années 1997-2006

Source : Roy et Bernier (2006)

\*Il faut souligner que ces facteurs ont pu changer les tendances depuis la publication de cette étude en 2006.

Les recherches de Rose (2010), de Lapierre-Adamcyk (2010) et de Beaujot et ses collaborateurs (2012) focalisent sur l'analyse des politiques familiales et leurs impacts sur la fécondité au Québec. Rose (2010) analyse les politiques familiales mises en place au Québec et leur évolution au fil du temps. Il ressort de ce travail que la politique familiale actuelle appliquée au Québec « semble avoir eu un impact favorable sur l'indice synthétique de fécondité, qui est passé de 1,45 en 2000 à 1,74 en 2008, ainsi que sur la participation au marché du travail des mères » (Rose, 2010, p. résumé).

Dans son travail, Lapierre-Adamcyk (2010) cherche à établir la relation entre la mise en place de mesures de politique familiale et l'augmentation de la descendance finale par rang pour les générations. L'auteure observe les changements de l'âge atteint au moment d'avoir des enfants par les générations successives. Les effets des derniers changements en matière de politique familiale au Québec (depuis 2005) sont difficilement observables en 2017, compte tenu du fait que la plupart des générations concernées sont encore en pleine vie reproductive. Les conclusions de cette étude montrent qu'il n'y pas encore d'évidences suffisantes qui confirment que la mise en place des politiques familiales plus généreuses est la cause de l'augmentation de la fécondité de ces générations. Par contre, Beaujot et ses collaborateurs (2012) affirment que l'application de modèles nordiques sur les politiques familiales au Québec, qui sont différentes de celles des autres provinces du Canada, a permis d'éviter la baisse de la fécondité au Québec.

Dans sa revue de la littérature, Vallières (2016) montre l'impact des principaux changements mis en place avec le Régime québécois d'assurance parentale (RQAP) en 2006 et elle le compare avec l'assurance parentale du Canada et de la France. (Voir le tableau 2). Ces résultats sont appuyés par plusieurs études qui confirment que les congés parentaux payés ont des effets positifs sur la santé des mères. Par exemple, Tremblay et collaborateurs (2015) affirment que les congés parentaux payés ont aidé à augmenter ou à maintenir le taux de fécondité au Québec parce qu'ils sont plus généreux que les congés offerts dans les autres provinces. Il faut également souligner que les impacts des congés parentaux varient selon les caractéristiques des parents (éducation, revenus etc.) et des pays (normes sociales, autres mesures de la politique familiale, etc.). Pour cette raison, il n'est pas possible de généraliser pour l'ensemble des pays analysés ainsi que pour la population en général. Clavet et ses collaborateurs (2016) font une évaluation des retombées du Régime québécois d'assurance parentale avec une approche économique. L'augmentation du taux de fécondité de 2004 à 2012 (dernière année analysée) met en évidence un effet significatif et positif du RQAP sur le taux de fécondité des femmes.

**Tableau 2. Caractéristiques des congés de maternité, de paternité, de parentalité et d'adoption au Québec, Canada et France**

	Congé De maternité	Congé de parentalité	Congé de paternité	Congé d'adoption
<b>Québec (régime de base)</b>	15 semaines à 75% du salaire ou 18 semaines à 70% du salaire *maximum de 70000 \$ par année	25 semaines partageables à 75% du salaire ou 32 semaines partageables, dont 7 semaines à 70% du salaire et 25 semaines à 55% du salaire *maximum de 70000 \$ par année	25 semaines à 75% du salaire ou 5 semaines à 70% du salaire *maximum de 70000 \$ par année	28 semaines partageables à 75% du salaire ou 37 semaines partageables, dont 12 semaines à 70% du salaire et 25 semaines à 55% du salaire *maximum de 70000 \$ par année
<b>Canada (sauf Québec)</b>	15 semaines à 55% du salaire *maximum de 524 \$ par semaine	35 semaines partageables à 55% du salaire ou *maximum de 524 \$ par semaine 49500 \$ par année	Aucun	35 semaines partageables à 55% du salaire ou *maximum de 524 \$ par semaine
<b>France</b>	16 semaines  * Pour les employées du secteur public: payées à 100% du salaire (maximum de 4569,24 \$ par mois)  * Pour les employées du secteur privé: pourcentage du remboursement laisse à la discrétion de l'employeur  *Durée totale du congé de maternité dépend du nombre d'enfantes à la charge de la mère	Montant Forfaire: l'allocation de base de la prestation d'accueil du jeune enfant (pendant 3 ans, entre environ 40000 \$ et 74000\$ par année selon le nombre d'enfants à charge)  et la prestation partagée d'éducation de l'enfant (durée selon le nombre d'enfants) 196,56 \$ et 527,08 \$ par mois selon que les parents travaillent à temps plein	11 jours  * Pour les employées du secteur public: payées à 100% du salaire (maximum de 4569,24 \$ par mois)  * Pour les employées du secteur privé: pourcentage du remboursement laissé à la discrétion de l'employeur	Mêmes modalités que le congé de parentalité

Source : Vallières (2016)

En comparant les différents types de congés accordés au Québec, au Canada (sans le Québec) et en France, nous pouvons remarquer que les congés offerts au Québec sont toujours plus généreux en temps et en argent que ceux offerts en France et dans le reste du Canada.

#### **I.1.4 Les probabilités d'agrandissement de la famille comme mesure de la fécondité**

Les recherches mentionnées dans ce chapitre étudiant les causes socioéconomiques, l'impact des politiques familiales et les tendances de la fécondité en utilisant les probabilités d'agrandissement de famille et l'ISF.

Toulemon et Mazuy (2001) ont présenté l'ISF comme le meilleur indicateur conjoncturel transversal résultant de la combinaison des probabilités d'agrandissement de famille. À partir de l'hypothèse que les probabilités d'agrandissement de famille permettent d'estimer la baisse de la fécondité en particulier, cette dernière s'observe généralement par la diminution des probabilités d'agrandissement aux rangs de naissance les plus élevés. De plus, avec l'hypothèse que le retard pour avoir le premier enfant peut être « rattrapé » par des intervalles plus courts entre les naissances suivantes et en prenant le temps écoulé depuis le dernier enfant né eu comme variable pour mesurer la fécondité, il est possible que l'ISF reste égal.

En ce qui concerne les facteurs socioéconomiques tels que la catégorie socio-professionnelle, Ekert-Jaffé et ses collaborateurs ont estimé en 2002 des modèles logistiques pour analyser les probabilités d'agrandissement de rang 1, 2 et 3 et les probabilités annuelles de naissance selon le rang et la durée écoulée depuis la naissance précédente, et ce, en Angleterre et en France. Les résultats montrent que la variable la plus reliée à la fécondité est, pour les femmes, la formation ou le diplôme le plus élevé obtenu et, pour les hommes, la catégorie socioprofessionnelle

Dans leur recherche, Breton et Prioux (2005) se sont intéressés à évaluer l'efficacité des politiques familiales françaises qui encouragent les familles à passer de deux à trois enfants et ils caractérisent les femmes et les hommes qui ont pris la décision d'avoir un troisième enfant. Dans ce but, les auteurs estiment les probabilités d'agrandissement des familles en utilisant les données de l'enquête Étude de l'histoire familiale (EHF) pour les personnes nées après 1966. Les résultats appuient l'idée que

« parmi toutes les variables influençant la probabilité d'avoir un troisième enfant priment les comportements (âge à la deuxième naissance et intervalle entre le premier et le deuxième enfant) et la nationalité » (Breton et Prioux, 2005).

Devolder (2003), Hosseini-Chavoshi et ses collègues (2006) et Spoorenberg, Breton (2007) et Vilquin (2010) étudient les tendances de la fécondité. Alors, la baisse de la fécondité dans les pays d'Europe de l'Est dans les années 1990 et la baisse de celle des pays d'Europe du Sud dans les années 1980 a été calculée en utilisant principalement les probabilités d'agrandissement et des indicateurs du calendrier de la fécondité. Ainsi, le modèle de fécondité des pays d'Europe du Sud est caractérisé par « un retard progressif du calendrier qui maintient l'indicateur synthétique de fécondité en dessous de l'intensité réelle de la fécondité, une augmentation importante du pourcentage de femmes sans enfants qui atteint 20 % des femmes et une concentration autour du modèle de la famille de deux enfants pour les femmes fécondes » (Devolder, 2003).

Egalement, Hosseini-Chavoshi et ses collègues (2006) présentent une application de la méthode des probabilités d'agrandissement transversales pour analyser la baisse de la fécondité en Iran entre 1981 et 1999. Ce type d'analyse est cependant plus utile pour vérifier les changements d'intensité. Les résultats confirment que si la fécondité iranienne a bien baissé significativement durant la période observée, la proportion de femmes célibataires sans aucune enfant est restée similaire.

Breton (2007) analyse l'évolution de la fécondité dans le département français de la Réunion. Cette étude a comme fondement que « L'analyse de la fécondité par rang repose sur le calcul de probabilités d'agrandissement «  $a_n$  » et de l'âge moyen à la naissance des enfants de chaque rang » (Breton, 2007, p. 52). L'auteur souligne que la probabilité d'agrandissement du moment présente peu de variation depuis 30 ans. De plus, les probabilités d'agrandissement de famille après une quatrième naissance diminuent fortement.

Finalement, parmi les études qui utilisent les probabilités d'agrandissement pour étudier la fécondité d'un pays en développement, Spoorenberg et Vilquin en 2010 analysent l'évolution de la fécondité par rang en Inde pendant 25 ans (de 1977 à 2004). Ils présentent les probabilités d'agrandissement de famille des rangs un à cinq. Cette étude est basée sur la thèse classique de Coale, qui prend en compte le nombre d'enfants déjà eus et le temps écoulé depuis la dernière naissance. Les résultats montrent que la baisse de la fécondité dans la société indienne est causée principalement par la réduction des naissances de rang trois et plus et la consolidation du modèle de famille de rang deux.

Les différentes études montrent que plusieurs caractéristiques et facteurs affectent le niveau de fécondité. Le niveau d'éducation des femmes et leur nationalité ressortent comme étant les causes socioéconomiques les plus déterminantes pour les femmes. Les niveaux de fécondité européens sont affectés par l'augmentation du pourcentage de femmes sans enfant et par le modèle de famille ne comprenant que deux enfants. Ce modèle qui a été le plus fréquent prend en compte comme déterminants l'âge des femmes et les temps écoulés entre les naissances quand elles ont plus de deux enfants. Les résultats démontrent que les probabilités d'agrandissement de familles nombreuses (à partir du rang 2 de naissance vers le rang 3, et les rangs subséquents) sont basses.

Après cette discussion des principaux textes portant sur les probabilités d'agrandissement et l'ISF, nous portons particulièrement notre attention sur deux facteurs souvent associés avec la baisse de la fécondité : le niveau de scolarité de la mère et son lieu de naissance.

### **I.1.5 Le lien entre fécondité et niveau de scolarité de la mère**

Pour l'Europe, Adsera (2011) montre que l'incertitude économique dans les pays d'Europe affecte négativement la décision d'avoir un deuxième enfant, spécialement pour les femmes les moins scolarisées. La durée du contrat de travail influe sur la décision d'avoir un deuxième enfant dans le groupe de femmes qui ont un niveau d'éducation secondaire. Également, La relation entre l'éducation, la maternité et le marché du travail en Europe a été analysée par Wood et ses collaborateurs (2016). Ils ont utilisé les données de l'Enquête Génération et Genre (GGS) de trois pays européens, soit les Pays-Bas, la Hongrie et la France. Les résultats appuient les recherches précédentes qui montrent la relation positive entre l'éducation et le travail pour les mères. Ainsi, les femmes plus scolarisées ont davantage de probabilités de s'intégrer plus facilement au marché du travail après avoir eu un enfant. De plus, ils soulignent que les femmes plus scolarisées ont tendance à reporter leur maternité.

Tropf et ses collaborateurs (2017) ont cherché à savoir si l'éducation influe sur le fait que la fécondité est plus tardive au Royaume-Uni. Les auteurs ont également analysé les effets des antécédents familiaux sur la fécondité. Les résultats montrent que pour chaque année de scolarité de plus, l'âge à la première maternité est reporté d'environ six mois. Les auteurs en concluent que l'augmentation du niveau éducatif n'explique pas à lui seul les écarts entre les différentes cohortes. Par contre, dans une étude similaire faite aux États-Unis, Amin et Behrman (2014) affirment qu'il y a une forte association entre le niveau de scolarité des femmes américaines et les nombre d'enfants qu'elles ont. En définitive,

plus les femmes sont scolarisées, moins elles ont d'enfants et plus elles commencent leur maternité tardivement.

La fécondité et le niveau d'études des femmes en France, mesurés à partir des enquêtes annuelles de recensement, ont été étudiés par Davie et Mazuy (2010). Elles ont constaté que les Françaises les moins diplômées commencent leur maternité en moyenne à 25 ans, alors que les plus diplômées débutent plus tard, à 30 ans. Elles ont également observé que les naissances chez les femmes plus scolarisées sont peu fréquentes avant l'âge de 25 ans, et plus concentrées entre 25 et 35 ans. Par contre, un tiers des femmes sans diplôme ont une naissance avant l'âge de 25 ans. Ces résultats sont confirmés par Davie : « Les comportements de fécondité sont bien différenciés par niveau de diplôme : les plus diplômées ont moins d'enfants, plus tard et plus rapprochés » (Davie, 2010, p. 15). Par ailleurs, les effets de la récession économique varient selon le niveau scolaire et le sexe, c'est-à-dire que « les plus éduqués ont plus de chances de repousser l'arrivée des enfants en cas de chômage ou d'emploi temporaire, alors que les moins diplômés sont plus enclins à s'investir dans la sphère familiale » (Pailhé, 2010, p. 7).

Dans leur article, Toulemon et ses collaborateurs (2008) ont segmenté la population de la France par niveau de scolarité, en trois groupes (faible, moyen et supérieur). Les résultats montrent que les femmes plus scolarisées ont tendance à avoir moins d'enfants que les moins scolarisées. Ces différences sont en France moins grandes que dans d'autres pays d'Europe, et les écarts entre niveaux de scolarité semblent diminuer pour les générations plus jeunes.

Parmi les facteurs socioéconomiques associés à la décision d'avoir un troisième enfant au Québec, analysés par Ducharme (2004), l'éducation est considérée comme un facteur décisif sur la fécondité. Le niveau de scolarité atteint affecterait l'activité professionnelle, le revenu atteint, l'âge d'entrée en première union et par conséquent l'âge à la première maternité. Selon l'auteure, « il existe une corrélation négative entre la descendance finale des femmes et leur niveau de scolarité » (Ducharme, 2004, p. 115). Nous considérons que cette corrélation est causée par la tendance des femmes québécoises à retarder la maternité pour finir leurs études et pour s'établir sur le marché du travail. Par conséquent, fréquemment, elles ont moins de temps pour devenir mères avant la fin de leur vie fertile.

Toutes les recherches qui analysent le lien entre la fécondité et le niveau de scolarité des femmes concluent que les femmes plus scolarisées reportent généralement leur maternité et qu'elles ont moins d'enfants que les femmes moins scolarisées. En France, les écarts entre le nombre d'enfants des femmes selon leur niveau de scolarité ont tendance à diminuer pour les générations plus jeunes.

## I.1.6 Le lien entre fécondité et lieu de naissance de la mère

Goldstein et ses collaborateurs (2009) observent la contribution des femmes immigrantes en Europe, où entre 2001 et 2008, l'Union européenne a connu une migration nette annuelle entre 1,3 et 1,9 million (Eurostat 2006, 2008b, 2009b). Comme les immigrantes dans la plupart des pays européens sont plus fécondes que les natives (Adsera 2011a, Sobotka 2008, Coleman 2006, Haug et coll., 2002), il est probable que les taux de fécondité aient augmenté en raison d'un effet direct des immigrantes.

Par contre, l'influence de l'immigration sur les tendances de la fécondité dans les pays d'Europe a été analysée par Sobotka en 2010. Les résultats démontrent que les taux de fécondité chez les immigrants sont plus hauts que chez les natifs, mais les effets directs de l'immigration sur la hausse de l'ISF sont minimes au final.

Héran et Pison (2007), à partir des données des recensements de 2004 et de 2005, se sont penchés sur la question de savoir si une fécondité de deux enfants par femme en France de 2006 peut s'expliquer par la fécondité plus élevée des immigrantes. Leurs résultats démontrent que les étrangères et les immigrées ont un taux de fécondité plus élevé que celui des Françaises (3,3 enfants contre 1,8 en 2004). Cependant, comme la proportion des immigrées est faible en comparaison avec la population totale, l'apport de la fécondité des immigrées sur le total est minime, de seulement 0,1 enfant, et passe ainsi de 1,8 à 1,9 enfant par femme en 2004.

L'apport démographique de l'immigration étrangère en France depuis 1960 a été analysé par Tribalat (2015). L'auteure l'a estimé en utilisant l'EFL (Enquête famille logements) 2011. Les résultats montrent que l'immigration en France a surtout eu un effet quantitatif : « L'immigration étrangère fait augmenter la population » (Tribalat, 2015). Les effets de la fécondité des immigrants ont été minimes à la première génération née en France, et complètement annulés par l'effet du vieillissement naturel de la population, qui comprend aussi celui des immigrants. Les apports démographiques indirects des vagues de migration depuis 1960 ont ainsi contribué au fait que le nombre de naissances en 2010 a été similaire à celui de 1960. Également, les résultats montrent que « l'accroissement du nombre de naissances observé depuis le milieu des années 1990 est entièrement dû à l'apport démographique de l'immigration étrangère. Au total, sur cinquante ans, le nombre de naissances n'est en recul que de moins de 3 % sur celui de 1960. Il l'aurait été de 27 % en l'absence d'immigration entre les deux dates » (Tribalat, 2015, p. 193).

Street (2009) a développé une comparaison de la fécondité des immigrantes entre le Québec et le Canada pour le période 1980-2006. L'auteure remarque l'importance des immigrantes internationales dans l'avenir démographique du Québec et les résultats affichent que l'« écart de la fécondité entre les femmes immigrantes et les femmes nées au Canada augmente progressivement au fil du temps » (2009, p. résumé ). De plus, les résultats montrent que les différences entre la fécondité du Québec et celle du Canada sont causées par les différences entre les profils des immigrantes, qui sont sélectionnées selon certains critères quand elles sont des immigrantes de la catégorie économique.

Dans leur article, Street et Laplante (2014) présentent la méthodologie pour estimer le nombre de naissances avant et après la migration en utilisant l'ISF. Les résultats indiquent « que la fécondité des femmes immigrantes au Québec est influencée par le calendrier de la migration » et que « la fécondité des femmes immigrantes s'approche du seuil de remplacement et demeure toujours supérieure à celle des femmes natives jusqu'au milieu des années 2000 » (Street et Laplante, 2014, p. 35). Par ailleurs, les résultats confirment que la fécondité des femmes nées ailleurs qu'en Europe est plus forte que celle des femmes québécoises.

Également, la relation entre la migration et la fécondité chez des immigrantes de première génération au Québec est observée par Street (2015) dans sa thèse de démographie. Celle-ci utilise les données administratives qui proviennent du ministère de l'Immigration, de la Diversité et de l'Inclusion, de la Régie de l'assurance maladie du Québec, des données de l'état civil et du recensement. « Les résultats montrent que la fécondité des immigrantes de première génération est influencée par le calendrier de la migration et que les estimations obtenues au moyen de l'approche transversale surestiment les écarts entre les immigrantes et les natives » (Street, 2015, p. V).

Dans son mémoire de maîtrise, Joseph (2013) a étudié la fécondité au Québec des femmes venant du continent africain en utilisant des données de l'état civil, des données du recensement de 2006 et d'autres sources de données. L'auteur a constaté que les femmes africaines, arrivées après l'âge de 13 ans, maintiennent pendant un certain temps les habitudes reproductives de leur pays d'origine, menant à une fécondité plus élevée des immigrantes de première génération provenant de pays à fécondité élevée ou relativement élevée, que la fécondité des femmes nées au Québec.

Tossou (2002) a quant à lui étudié la fécondité différentielle de migrantes et des natives entre 1976 et 1996. Il a utilisé les bulletins statistiques annuels et les rapports annuels sur l'immigration pour mesurer les flux de migration et la structure par âge et sexe, et les recensements pour l'analyse de fécondité. Les résultats démontrent que les niveaux d'ISF des migrantes sont plus élevés que ceux des

natives (nées au Québec) avec des écarts de plus d'un enfant durant la période analysée. Il est à noter que la région de Montréal se démarque du reste du Québec, car à Montréal, la fécondité des immigrantes est plus élevée, entre 2,2 et 2,8, alors que la fécondité des natives est très faible, entre 1,1 et 1,2.

En général, il y a en Europe des variations pour ce qui est du lien entre la fécondité le lieu de naissance des femmes. Alors que plusieurs auteurs considèrent l'immigration comme un facteur qui fait augmenter les niveaux de fécondité, Sobotka montre que l'immigration a plutôt des effets minimes sur la hausse de l'ISF.

La situation est similaire pour le cas de la France. Héran et Pison (2007) considèrent quant à eux que les effets de l'immigration sont minimes en raison du fait que la proportion des femmes immigrantes est petite par rapport à la population totale. Tribalat (2015) considère également que l'apport de l'immigration est minime, mais l'auteur souligne que la stabilisation de la fécondité en France et l'augmentation du nombre de naissances observé depuis le milieu des années 1990 sont causées par l'immigration.

Les résultats de plusieurs recherches concernant le Québec démontrent que la fécondité des femmes immigrantes est plus haute que celle des femmes québécoises, excepté pour les femmes européennes, et qu'elle est particulièrement plus haute chez les femmes africaines. Seul Street, en 2015, estime que l'écart entre le niveau des immigrantes et des natives pourrait être surestimé.

## **I.2 ORIGINALITÉ DE LA PRÉSENTE RECHERCHE**

À notre connaissance, il n'existe pas d'étude portant sur le lien entre les probabilités d'agrandissement des familles et les variables sociodémographiques comme le niveau d'études ou le lieu de naissance. Les auteurs des études précédentes analysent surtout, de manière plus générale, les effets de quelques facteurs sur l'ISF. Nous nous intéressons particulièrement à l'impact des variables que sont le niveau de scolarité de la mère et son lieu de naissance sur les probabilités d'agrandissement des familles pour caractériser les femmes en lien avec le nombre d'enfants eus. Les probabilités d'agrandissement des familles nous permettent alors d'observer le moment exact où s'observe une baisse importante de la probabilité pour une femme de continuer au prochain rang de famille, en plus de rendre apparente cette probabilité pour chacune des caractéristiques que nous considérons être importante au moment d'établir les tendances de la fécondité en France et au Québec. Finalement, nous estimons la

descendance finale (DF) pour la cohorte analysée, que nous pouvons décomposer comme :  $DF = a_0 + a_0 a_1 + a_0 a_1 a_2 + \dots + \dots$ . Cette relation fait ressortir l'importance des probabilités d'agrandissement des familles. En effet, il suffit que  $a_0$ ,  $a_1$ , ou  $a_2$  soit faible pour que les  $a_n$  suivants, aussi élevés soient-ils, aient très peu d'effet sur la descendance finale. L'originalité de ce travail est d'analyser la fécondité sous l'angle du rang de naissance en utilisant les probabilités d'agrandissement des familles. Elles permettent de mieux comprendre le processus de la constitution des familles, et l'atteinte de la parité finale des femmes contemporaines.

Le recul de l'âge lors de la première maternité et les temps écoulés entre les naissances peuvent en partie conditionner l'historique génésique qui pourrait être comparé avec le nombre d'enfants désirés par les femmes. Pour cette raison, nous observons ces deux indicateurs sur notre cohorte d'intérêt. En plus, en appliquant la méthode DEF, nous valorisons le fait que l'identification des histoires génésiques des femmes, à partir des informations obtenues des recensements, jettent une lumière sur le processus de la maternité (le parcours, l'itinéraire).

La plupart des études développées pour trouver les facteurs explicatifs des différences en France et au Québec ont porté sur les politiques familiales. Pour cette raison, il nous apparaît important d'étudier et d'analyser les variables sociodémographiques individuelles pour caractériser les facteurs qui influent sur la probabilité de devenir mère ou d'avoir plus d'enfants. Les résultats de cette recherche sont appuyés par une méthode plus quantitative et mesurable comme le sont les probabilités d'agrandissement des familles et la descendance finale, quelques-unes des associations déjà identifiées dans les études précédentes. C'est donc dire que nous nous intéressons au comportement des variables associées à l'augmentation ou à la diminution des probabilités d'agrandissement des familles dans ces deux sociétés.

### **I.3 LES HYPOTHÈSES**

La question de la diminution du taux de fécondité dans plusieurs pays développés est un sujet de préoccupation pour plusieurs gouvernements et chercheurs. Les cas de la France en Europe et du Québec au Canada sont particuliers et d'intérêt, compte tenu des taux de fécondité un peu plus élevés que dans le reste des pays européens (France/Europe) ou parmi les plus élevés des provinces canadiennes (Québec/Canada). Les gouvernements de ces deux sociétés ont mis en place des politiques familiales plus généreuses que celles de leurs voisins; et le Canada et le Québec sont des pays d'immigration. Cependant, il reste beaucoup à comprendre concernant les facteurs associés avec les niveaux de fécondité et les retombées des politiques familiales implantées, dans le temps.

Cette recherche se penche sur la relation entre les variables sociodémographiques disponibles dans les différentes sources d'information et les probabilités d'agrandissement. Nous utiliserons les variables d'âge (à partir de la date de naissance), le sexe et la relation avec le chef de ménage (ou la personne 1 du fichier de recensement) pour classifier et établir les relations entre mère et jeune enfant, le niveau d'éducation de la mère et le lieu de naissance de la mère. Cela nous permettra de segmenter et de calculer les probabilités d'agrandissement de famille dans ces groupes.

Ainsi, les hypothèses que nous souhaitons tester dans cette recherche sont :

**Hypothèse 1.** *Les niveaux de descendance du moment ( $D_m$ ) obtenus à partir des recensements sont sous-estimés par rapport à ceux issus de l'Enquête famille et logements en France ou de l'Enquête sociale générale au Québec.*

**Hypothèse 2.** *Le niveau d'éducation et les probabilités d'agrandissement des familles sont inversement reliés, autrement dit, les femmes avec un niveau d'éducation plus élevé ont moins d'enfants, et les femmes mères de familles nombreuses (plus de deux enfants) ont un niveau d'éducation plus bas que les femmes mères de familles de deux enfants ou moins.*

**Hypothèse 3.** *Les femmes nées à l'étranger ont plus d'enfants que les natives de la France et du Québec, ce qui revient à dire que les probabilités d'agrandissement sont plus élevées pour les femmes nées à l'étranger.*

**Hypothèse 4.** *Les femmes provenant d'Afrique et du groupe de pays connus comme étant le Maghreb (le Maroc, l'Algérie et la Tunisie) ont plus d'enfants que les femmes provenant d'autres pays.*

## **CHAPITRE II : LA MÉTHODE DU DÉCOMPTE DES ENFANTS AU FOYER (DEF) ET LES DONNÉES DE LA FRANCE ET DU QUÉBEC**

Dans ce chapitre, nous décrivons la méthode du décompte des enfants (DEF), qui est celle appliquée dans cette recherche aux sources pour obtenir les probabilités d'agrandissement de famille et la descendance finale. Nous faisons ensuite une description des données utilisées en France et au Québec et des indicateurs et des mesures que nous avons utilisées pour développer cette recherche et obtenir nos résultats. Nous expliquons par après comment nous avons choisi la cohorte à analyser et nous présentons un portrait des principales étapes que nous avons suivies pour obtenir les résultats de cette recherche. Nous finissons ce chapitre en discutant des limites de notre analyse.

### **II.1 LA MÉTHODE DU « DÉCOMPTE DES ENFANTS AU FOYER- DEF »**

Pour estimer la fécondité, trois sources d'information peuvent classiquement être utilisées : les registres de population, les enquêtes de population générale et les données d'état civil (Kerzusan, 2010). Dans cette étude, nous utilisons une méthode d'estimation indirecte des taux de fécondité par âge, et, sous certaines conditions, par rang de naissance, dénommée « décompte des enfants au foyer (DEF) » (own-children method en anglais). Cette méthode a été développée depuis 1965 dans différentes études pour estimer la fécondité à partir de recensement autant que la fécondité différentielle des sous-populations caractérisées par certaines variables sociodémographiques qui font partie des recensements (Kerzusan, 2010).

Davie et Niel (2012) sont convaincus de la nécessité d'établir des méthodes alternatives comme la méthode du nombre d'enfants déclarés au foyer – DEF pour calculer la fécondité selon le rang de naissance et les probabilités d'agrandissement. Également, ils soulignent que l'état civil « surestime fortement les premières naissances par rapport aux résultats que l'on peut observer dans les recensements ou dans les enquêtes familles » (Davie et Niel, 2012, p. 4) et, en conséquence, les estimations des autres rangs sont sous-estimées.

La méthode DEF a comme principe de considérer les enfants présents dans les ménages comme une bonne estimation des naissances des années passées. Avec l'information concernant le logement, nous construisons en premier une matrice composée des effectifs d'enfants classés par âge et par âge de

la mère potentielle repérée (femme principale du ménage) dans le logement. C'est le numérateur des taux. Ensuite, nous calculons l'effectif des femmes classées selon leur âge, ce qui fournit le dénominateur des taux (Breton, 2015, p. 2).

La méthode DEF utilise les données de recensements ou d'enquêtes de familles pour estimer la fécondité dans plusieurs pays où les données de l'état civil ne sont pas fiables, n'existent pas ou ne sont pas disponibles aux chercheurs. C'est le cas par exemple du Pakistan, de la Corée du Sud et de la Thaïlande (Dubuc, 2009). Les estimations ont été validées dans plusieurs recherches et sont considérées comme valides et fiables (Dubuc, 2009). Une variation de la méthode DEF a été utilisée par Tomkinson et Breton (2017) pour mieux identifier les mères adolescentes dans le recensement français. Ils se sont servis des données de l'EFL 2011 pour valider leurs résultats.

Nous proposons d'appliquer dans cette recherche une variante de la méthode DEF qui n'est pas utilisée fréquemment et qui consiste « à retracer la totalité de l'histoire féconde des femmes recensées pour mesurer la fécondité par rang » (Kerzusan, 2010, p.2). Peu d'applications de cette variante sont connues. On peut citer, par exemple, Devolder et ses collaborateurs (2008) qui utilisent cette méthode pour corriger et calculer des estimations de l'infécondité féminine en Espagne.

Le taux de mortalité infantile pour la France est de 3,5 décès avant un an pour 1000 enfants nés vivants selon l'INED et pour le Québec est de 5 décès avant un an pour 1000 enfants nés vivants selon STATCAN. Nous considérons l'effet de la mortalité infantile comme négligeable ou à tout le moins suffisamment faible pour ne pas en tenir compte dans notre analyse.

Kerzusan (2010) mentionne quatre causes possibles de biais dans l'utilisation de la méthode DEF pour l'estimation de taux de fécondité. Ce sont : 1) la qualité globale des recensements ; 2) les facteurs démographiques généraux comme l'impact de la migration internationale et la sous-estimation ou surestimation de la fécondité ; 3) les facteurs méthodologiques associés à la liaison mère-enfant réalisée et, 4) les caractéristiques du calendrier des départs du domicile parental.

Dans notre recherche, nous nous intéressons à contrôler et à minimiser le biais causé par la méthodologie appliquée pour établir le lien mère-enfant, et à calculer le biais lié aux caractéristiques du calendrier des départs du domicile parental. Nous comparons les estimations obtenues en utilisant les données de recensement ou des enquêtes qui ne peuvent pas décompter les enfants qui quittent le domicile parental, réalisant des estimations obtenues à partir d'enquêtes prenant en compte toutes les naissances.

### II.1.1 Les écarts de répartition des naissances par rang, entre l'état civil et les recensements

En France, les résultats de la comparaison entre les données de l'état civil et du recensement par âge de la mère montrent une surestimation des premières naissances dans l'état civil. Les écarts sont plus importants quand les femmes sont plus âgées. Les auteurs remarquent que le « biais de l'état civil quant au rang de naissance est particulièrement important pour les mères qui ont leurs enfants tardivement » (Davie et Niel, 2012, p. 10).

Les résultats appuient la théorie selon laquelle une proportion des rangs dans l'état civil sont initiés par défaut comme 1 (sans tenir en compte des vraies caractéristiques des femmes). Ainsi, le taux d'erreur est plus faible pour les femmes plus jeunes, qui n'ont probablement qu'un seul enfant, que pour le reste des femmes plus âgées. Également, l'augmentation des écarts entre l'ISF calculé par rang de famille en utilisant l'état civil et le recensement au fil du temps selon le lieu de naissance de la mère valide l'idée qu'une partie des rangs dans l'état civil est par défaut reportée comme de rang 1. Ainsi, il y a erreur de déclaration et, par conséquent, une surestimation à la première naissance plus fréquente pour les femmes nées à l'étranger (qui ont déjà eu des enfants avant d'arriver en France). (Davie et Niel, 2012).

## **II.2 LES SOURCES**

Pour cette recherche nous travaillons sur quatre sources provenant de deux différents pays : la France et le Canada. Pour le cas de la France nous avons accès aux microdonnées du recensement 2012 et de l'enquête Famille et logements directement du site de l'INSEE. Il faut souligner que l'accès aux microdonnées d'études en France développées par l'INSEE sont publiques et gratuit et que les microdonnées sont rigoureusement anonymes. Le traitement de ces données a été développé avec les ressources économiques et technologiques de l'IDUS à Strasbourg.

Pour l'accès aux microdonnées du Canada, l'accès au centre de données de recherche (CDR) du CIQSS est indispensable, tous les traitements de microdonnées a été développé dans le laboratoire technologique que le CIQSS a facilité. Également, pour la publication de résultats nous avons dû suivre la réglementation pour le traitement et l'anonymisation de données de STATCAN et obtenir l'approbation des analystes du CIQSS.

A continuation nous décrivons chaque une des quatre bases de données utilisées comme sources pour cette recherche.

### **Recensement de la population 2012 (France)**

Le recensement de la population de 2012 en France est divisé en deux parties. Les 15 questions de la première partie concernent les caractéristiques de logement et la composition du ménage. La deuxième partie est composée de 25 questions portant sur les caractéristiques individuelles de chaque membre de la famille : âge, lieu de naissance, nationalité, niveau d'études (diplôme le plus élevé obtenu), lieu de résidence un an plus tôt et activité professionnelle (la semaine précédente).

Le recensement français repose désormais sur une collecte d'information annuelle, qui examine une partie de la population française et il concerne tout le territoire français au cours d'une période de cinq ans (INED, 2017). Ainsi, tous les cinq ans, l'ensemble des habitants des communes de moins de 10 000 habitants et 40 % environ de la population des communes de 10 000 habitants ou plus, sont recensés. (INED, 2017). Alors, pour les résultats du recensement 2012, on a pris données des enquêtes annuelles de recensement (EAR) des années 2010, 2011, 2012, 2013 et 2014 qui suivent la méthodologie et le taille d'échantillon décrit ci-dessus.

Le plus grand avantage de travailler avec les microdonnées d'un recensement est l'effectif élevé de la population d'intérêt, qui offre la possibilité de faire des analyses plus désagrégées. En particulier, dans notre recherche, l'analyse a porté sur les rangs de naissances selon le niveau d'études de la mère et le lieu de naissance de la mère. Ainsi, pour ce niveau de segmentation les microdonnées du recensement nous garantissent un nombre suffisant d'individus dans chaque groupe d'intérêt.

### **Enquête famille et logements 2011**

L'enquête famille et logements 2011 collecte information sur la fécondité selon les générations et les caractéristiques sociodémographiques. L'édition 2011 de l'enquête inclut des thématiques nouvelles qui visent une meilleure connaissance des familles recomposées. L'Enquête de Logement et Famille 2011 est associée à l'enquête annuelle du recensement, nous avons vérifié les mêmes variables mentionnées pour le recensement 2012. En plus deux questions pour déterminer les enfants qui habitent ou non dans le ménage.

Grâce à son échantillon de grande taille, l'Enquête famille et logements permet plus généralement de disposer d'informations sur les thèmes liés à la démographie de la famille et de calculer des probabilités d'agrandissement d'une manière classique et directe à partir de données rétrospectives selon plusieurs variables sociodémographiques.

### **Enquête nationale auprès des ménages 2011 (ENM)**

L'Enquête nationale auprès des ménages développée en mai 2011 couvre plusieurs thématiques comme : immigration, citoyenneté, lieu de naissance, origine ethnique, minorités visibles, religion, peuples autochtones, travail, scolarité, lieu de travail, déplacement entre le domicile et le travail, mobilité et migration, langue de travail, revenu, gains, logement et coûts d'habitation. (STATCAN, 2016). Nous devons préciser que l'ENM risque potentiellement d'être affectée de biais à cause du phénomène de non-réponse différentielle. En effet, elle n'est pas obligatoire, contrairement aux questionnaires longs des recensements précédents et suivants. Cependant, à notre échelle d'observation (provinciale), les biais devraient être limités.

### **Enquête sociale générale - ESG**

STATCAN a entamé l'Enquête Sociale Générale (ESG) annuellement à partir de 1985 avec le but de collecter information transversale sur différents sujets (santé, famille, éducation entre autres) qui sont repris chaque cinq ans (Poirier et le Bourdais, 2006). L'ESG 2011 correspond au cycle Famille. « Elle recueille des renseignements concernant: l'histoire conjugale et parentale (chronologie des mariages, des unions libres et des enfants), les antécédents familiaux, le départ du foyer parental, les intentions de fécondité, l'histoire professionnelle et quelques caractéristiques socioéconomiques.» (STATCAN, 2016).

Le principal avantage de l'Enquête sociale générale de 2011, cycle Famille, est qu'elle « permet de suivre les changements qui surviennent au sein des structures familiales, à l'égard des mariages, des unions libres, des enfants et des intentions de fécondité » (STATCAN, Enquête sociale générale - Famille, 2012). Toutefois, puisqu'il s'agit d'une enquête téléphonique, les ménages et les personnes sans téléphone ne font pas partie de la population cible ; il y a donc une sous-estimation de la population de femmes qui peut affecter les résultats de notre recherche.

Comme conséquence dans l'échantillon de l'ESG, la distribution de certaines variables d'intérêt présente des catégories avec des effectifs inférieurs à cinq. En accord avec les règles du CIQSS sur la

confidentialité de l'information qui restreignent la publication de résultats avec des effectifs de cinq cas ou moins, nous ne pouvons pas faire le même niveau d'analyse et désagrégation que nous avons fait sur l'ENM, en conséquence nous avons dû regrouper certaines catégories.

## II.3 INDICATEURS ET PRÉCISIONS DE MESURE

Les indicateurs utilisés dans cette recherche se basent principalement sur les définitions utilisées par les Nations Unies (UN), Statistique Canada, l'INSEE et l'INED.

### Ménage

Nous entendons par *ménage* toutes les personnes qui habitent ensemble dans un même logement, indépendamment qu'elles aient ou non des liens familiaux. Les ménages constitués d'une seule personne sont également importants dans notre recherche pour estimer les effectifs de femmes de notre population d'intérêt, qui sera le dénominateur dans les calculs des taux de fécondité. Toutes les sources utilisées dans cette étude ont clairement identifié les ménages. Pour l'application de la méthode DEF sur les microdonnées du recensement pour établir le lien mère-enfant, nous avons fait l'hypothèse que toute personne rapportée comme enfant du chef de famille est également enfant de l'épouse ou de la conjointe du chef de famille. Cette hypothèse peut générer un biais, par exemple dans le cas de beaux-enfants et de belles-mères. Les autres enquêtes utilisées n'ont pas cette particularité puisque les femmes indiquent directement le nombre d'enfants qu'elles ont eus.

### Famille

Nous considérons qu'il y a une *famille* quand un ménage est composé d'au moins deux personnes. La plupart des recherches distinguent principalement trois types de famille : couple sans enfant, couple avec enfants et famille monoparentale. Pour nous assurer que chaque famille est correctement identifiée dans toutes les recherches, nous avons construit notre identificateur de famille en utilisant d'autres variables, disponibles selon les sources. Par exemple, pour le recensement en France, notre id famille sera le résultat de l'union de *ID région*, *ID département*, *ID ménage* et *ID famille*.

## Taux de fécondité

En démographie, le *taux de fécondité* pour une tranche d'âge est le nombre d'enfants nés vivants des femmes de cet âge au cours d'une période du temps, rapporté sur l'effectif de femmes de cette même tranche d'âge.

Dans toutes les sources de notre étude, nous avons trouvé un nombre minime d'enfants qui n'ont pas pu être reliés à la femme principale de la famille et qui ne sont donc pas inclus dans notre analyse. En conséquence, les taux de fécondité sont un peu sous-estimés en raison d'un petit nombre d'enfants exclus.

## Descendance finale

La *descendance finale* est le nombre moyen d'enfants mis au monde par une génération donnée de femmes tout au long de leur vie féconde. Dans notre recherche, pour estimer la descendance finale, en premier nous avons comme prémisse que l'augmentation du nombre d'enfants de la cohorte analysée sera minime. Ensuite, nous estimons la descendance finale de la population d'intérêt comme étant la somme des probabilités d'agrandissement des familles.

## Politiques familiales

Nous considérons comme des *politiques familiales* l'ensemble des mesures prises par les gouvernements qui ont comme but d'aider les familles qui se trouvent dans certaines situations. Des politiques favorisant l'augmentation de la fécondité sont par exemple, les politiques familiales qui visent à appuyer économiquement les familles avec plus de deux enfants, à augmenter les congés de maternité, qui favorisent l'ouverture de davantage de garderies ou encore qui mettent en place des réglementations sur la conciliation travail-famille. C'est le cas des gouvernements de France et du Canada (particulièrement au Québec).

## Rang de naissance

Nous entendons par *rang de naissance* l'ordre chronologique des naissances vivantes, pour une femme ou pour un couple. Ainsi, les naissances de premier rang sont nommées comme les naissances de rang un. Ce rang, selon la revue de littérature (Davie et Niel, 2012), serait plus biaisé selon l'estimation tirée de l'état civil. De plus, dans notre recherche pour le recensement en France et l'ENM au Canada, nous pouvons seulement relier des enfants en cohabitation avec la femme principale de la famille, sans

avoir la certitude que ces enfants sont ses propres enfants ni si des enfants, pour différents raisons, ont quitté la maison avant le recensement.

### Probabilités d'agrandissement des familles selon la parité

Une *probabilité d'agrandissement* des familles selon la parité est la proportion de femmes d'une population d'intérêt qui passent d'une parité donnée à la suivante. Les probabilités peuvent être calculées pour des cohortes d'âge (Moultrie et Zaba, 2013). Dans cette recherche, nous utilisons les probabilités d'agrandissement de famille selon la parité  $x$ ,  $a_x$ , pour estimer et comprendre la distribution de la descendance finale (DF) (c'est-à-dire la proportion de femmes dans une génération qui ont atteint la fin de leur vie féconde avec exactement zéro enfant, exactement un, exactement deux...). Un avantage important des probabilités  $a_x$  est qu'elles ne sont pas affectées par les effets de calendrier. Nous avons alors la notation mathématique :

$$a_x = \frac{\text{effectifs de femmes avec une naissance de rang } (x + 1)}{\text{effectifs de femmes avec un naissance de rang } (x)}$$

$$\text{Où} \quad a_0 = DF(1) \quad \text{et} \quad DF(2) = a_0 \cdot a_1$$

## II.4 LIMITES

Une des limites à laquelle nous sommes confrontés dans notre recherche est l'impossibilité de relier les enfants à une seule mère parce qu'il manque au recensement une variable qui permettrait d'identifier qui est la mère de chaque enfant dans le ménage (*id\_mère*). Ainsi, il y a un risque de surestimer le nombre d'enfants dans un ménage associé à la femme principale (chef de ménage ou épouse du chef de ménage), qui pourrait ne pas être leur mère.

D'un autre côté, une autre limite provient des données car il n'est pas possible d'identifier les enfants non-cohabitants avec la mère ou ceux décédés. Ainsi, le rang ne représente pas le nombre d'enfants biologiques qu'une femme a eus : il indique seulement le rang dans la fratrie cohabitante. En conséquence, nous devons nous questionner à savoir si ces omissions causent ou non une sous-estimation des indices et des taux estimés (Desplanques, 2008). Nous aborderons cette question avec notre cinquième hypothèse. Finalement, une autre particularité peut limiter les résultats de la recherche : il s'agit de la qualité des données déclarées, surtout pour la méthode déclarative et autoremplie utilisée depuis 2013.

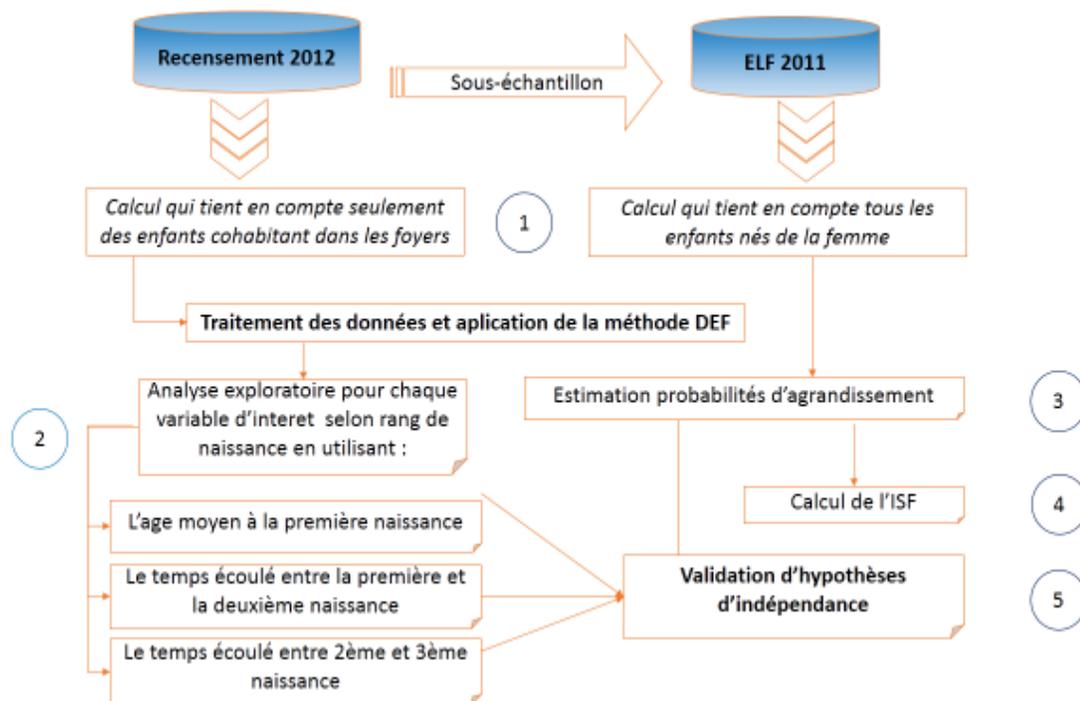
## CHAPITRE III : L'ANALYSE ET LES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous commencerons par expliquer la méthodologie appliquée pour l'analyse des microdonnées. Viendront ensuite la justification du choix de cohortes à analyser et la présentation de l'analyse et des résultats pour la France et le Québec.

### III.1 PRÉPARATION DE DONNÉES ET MESURES

La première partie de l'analyse de données correspond aux données françaises. Nos analyses ont été développées lors d'un stage réalisé à l'Institut de Démographie de l'Université de Strasbourg (IDUS) pendant la session d'hiver 2016. Nous avons pour cela exploité deux sources d'information : les microdonnées du recensement de la population 2012 et les microdonnées de l'Enquête sur la famille et les logements (EFL) de 2011. Dans le graphique 2a, nous expliquons l'application de la méthode utilisée pour les microdonnées de la France.

Graphique 2a. Visualisation de la méthode appliquée pour les données de la France



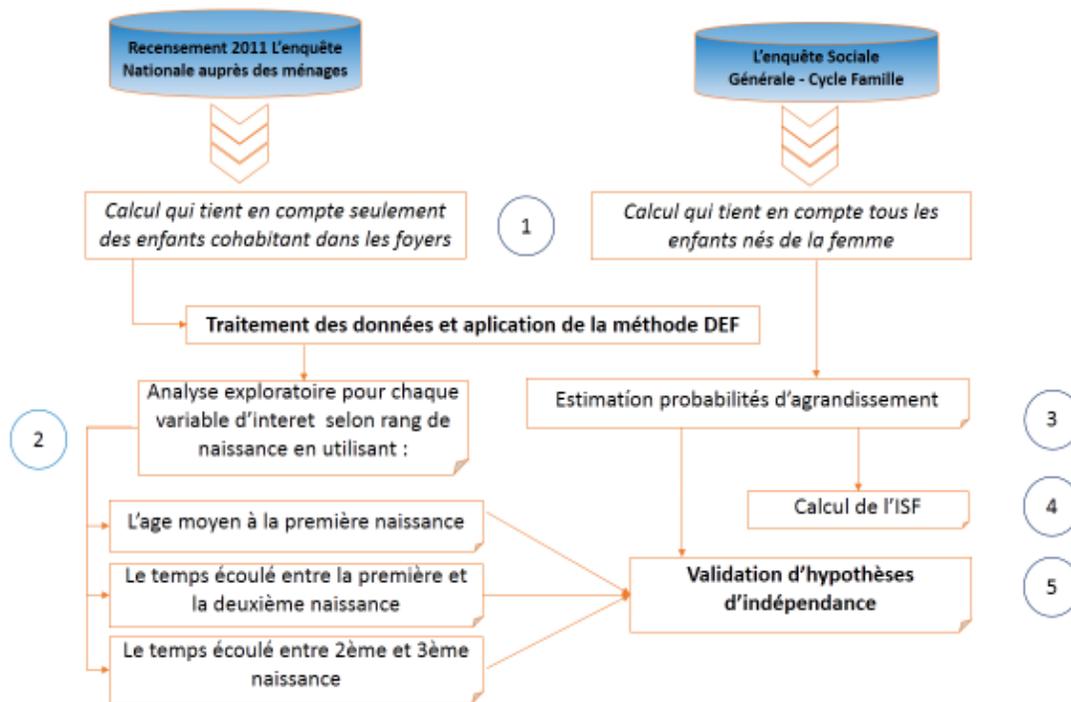
Pour établir le lien entre mère et enfant dans le recensement de 2012, la variable utilisée est le lien de parenté ou la relation de la personne recensée avec la personne de référence de la famille

(exemples : époux, épouse, conjoint en union libre, fils, fille, mère, père, sous-locataire, etc.). Nous éliminons de notre analyse les enfants (fils ou filles) qui seraient plus âgés que leur mère potentielle.

Les deux variables indépendantes utilisées pour notre analyse sont la nationalité et le niveau d'études, qui sont des variables communes dans les quatre sources consultées (Voir l'annexe n° 1 pour les détails des questions reliées à ces variables dans le formulaire du recensement 2011).

La deuxième partie de l'analyse porte sur le Québec et a été réalisée avec les microdonnées à grande diffusion, disponible au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS). Cette partie a comme objectif d'effectuer pour le Québec le même type d'analyse qui a déjà été fait pour la France. Nous avons ainsi besoin de consulter et de travailler avec les microdonnées du recensement de 2011 et l'Enquête sociale générale de 2011– Famille, qui a une section sur les Familles, ménages et logement.

**Graphique 2b. Visualisation de la méthode appliquée pour les données de la province du Québec (Canada)**



Les variables sociodémographiques disponibles liées à la fécondité sont la date de naissance, le sexe, le nombre d'enfants dans le ménage, le lien enfant-mère, le niveau d'éducation de la mère et son lieu de naissance. Ce sont les mêmes variables que nous avons utilisées dans la première partie de cette

recherche pour les données de la France. Le graphique 2b explique l'application de la méthode utilisée pour les données du Canada.

Pour établir le lien entre mère et enfant dans l'Enquête nationale auprès des ménages 2011, nous utilisons la variable lien avec la personne 1.

En plus de ces questions, pour les analyses dans l'Enquête sociale générale de 2011, nous utilisons les questions pour déterminer les enfants qui habitent ou non dans le ménage et la question sur la religion. Pour le détail des questions reliées à ces variables dans le formulaire du recensement 2011, voir annexe N° 2.

Alors, notre étude permet de comparer les résultats des calculs des rangs de naissance et des probabilités d'agrandissement, obtenus à partir des recensements et des enquêtes spécialisées sur la famille, pour la France et pour le Québec.

### **III.2 LE CHOIX DE LA COHORTE À ANALYSER**

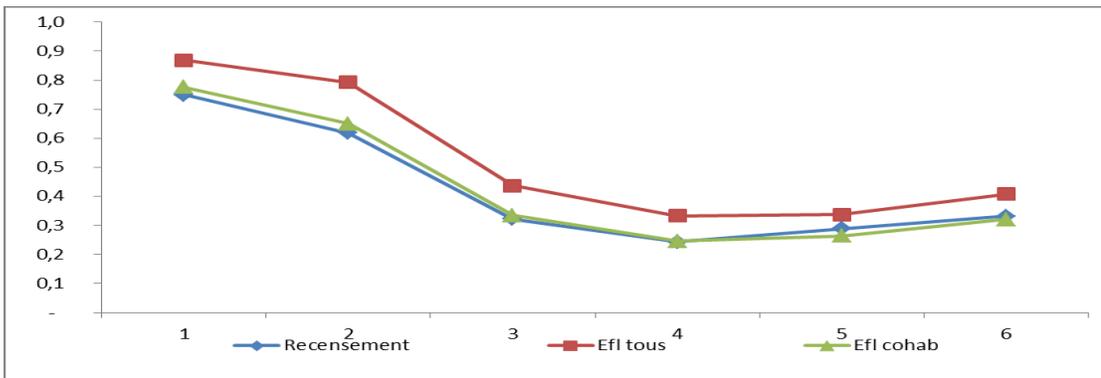
Les chercheurs sont confrontés à un problème, ils analysent les réponses des femmes questionnées sur leur fécondité. Elles font généralement des erreurs qui sont considérées de censure et de sélection. Ainsi, les femmes plus âgées oublient de mentionner les enfants qui ont déjà quitté le foyer ou qui sont décédés. Les femmes plus jeunes ont quant à elles tendance à surestimer l'âge de leurs enfants et elles n'en ont probablement pas déjà en âge d'avoir quitté la maison. C'est pourquoi, avant de choisir notre cohorte d'intérêt, nous avons réalisé la comparaison des probabilités d'agrandissement des cohortes nées en 1963-1967, 1968-1972, 1973-1977 (graphique 2), qui correspondent à la cohorte de femmes âgées entre 35 ans et 49 ans au moment du recensement de 2012.

Nous estimons les probabilités d'agrandissement par rang des diverses générations. Pour ce faire, nous comparons trois séries de résultats : ceux obtenus à partir des données du recensement, ceux obtenus de l'EFL en considérant les enfants cohabitants et ceux obtenus de l'EFL prenant en compte tous les enfants. Nous constatons que plus vieille est la génération observée, plus grandes sont les différences entre les résultats des trois sources. Ainsi, pour la génération 1973-1977, les écarts entre recensement et EFL-enfants cohabitants sont minimes, mais les écarts entre recensement et EFL-avec tous les enfants sont plus grands. Nous observons cela aussi pour la génération 1963-1967. Les écarts sont faibles entre les probabilités d'agrandissement de tous les rangs de naissance entre le recensement et l'EFL limité aux enfants cohabitants, mais les écarts entre recensement et EFL en prenant en compte tous les enfants sont

plus grands que ceux observés pour les générations plus jeunes, pour lesquelles tous les enfants vivent probablement encore chez leurs parents (*Voir le graphique 3*).

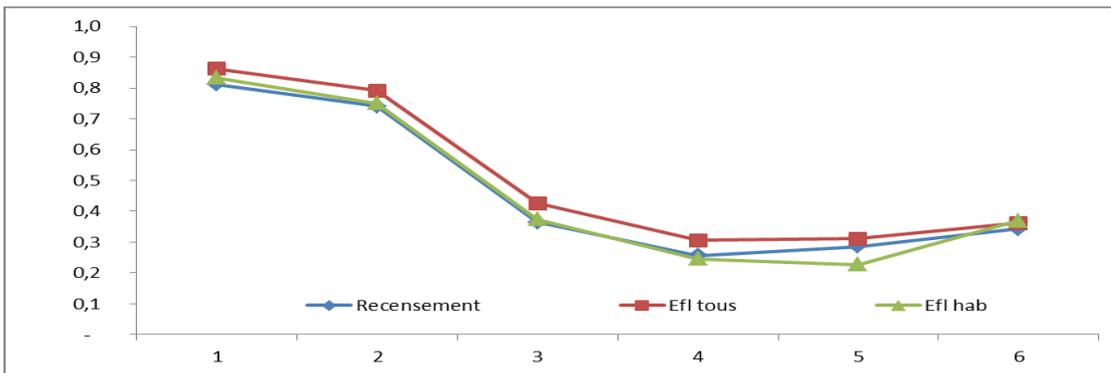
**Graphique 3. Comparaison probabilités d’agrandissement en comparant le recensement 2012 et EFL 2011 selon cohortes de générations en France**

**Génération 1963-1967**

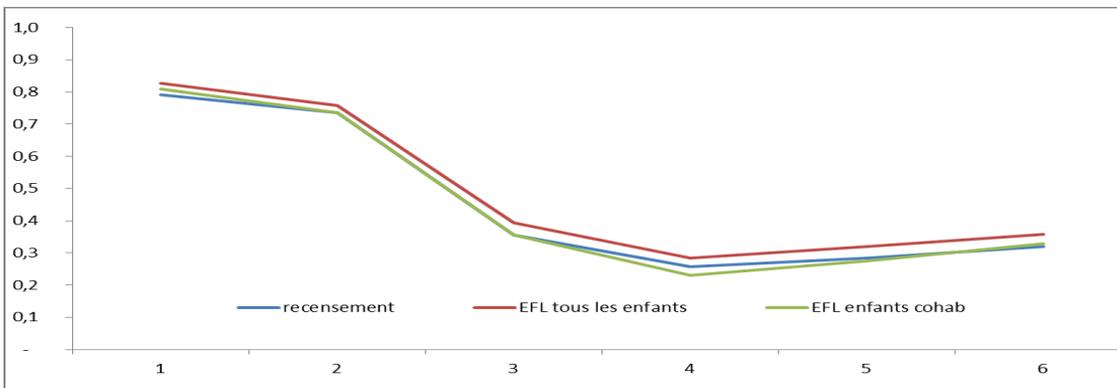


Source :Recensement 2012 et EFL 2011

**Génération 1968-1972**



**Génération 1973-1977**



Source :Recensement 2012 et EFL 2011

Le recensement ne permet pas d'identifier les enfants qui font déjà partie du ménage. Ainsi, il est possible qu'il existe une sous-estimation du nombre des enfants dans les rangs d'âge supérieurs. De plus, les femmes de 45-49 ans sont à la fin de leur vie reproductive. Par contre, les femmes plus jeunes (moins de 35 ans) ont plus de probabilités d'avoir d'autres enfants au cours de leur vie reproductive. Ainsi, le fait d'inclure des générations de femmes plus jeunes dans le calcul des taux de fécondité conduit à de possibles sous-estimations.

En observant les écarts parmi les probabilités d'agrandissement de famille basées sur les trois sources disponibles pour la France et les trois cohortes analysées (cohortes de femmes qui ont déjà dépassé la moitié de leur vie reproductive et donc suffisamment âgées pour qu'il y ait des différences possibles entre le nombre d'enfants cohabitants et d'enfants eus). Pour essayer de contourner de possibles sous-estimations, en plus des autres raisons expliquées ci-dessous, nous avons décidé de comparer les estimations par âge en utilisant le groupe d'âge de 35-39 ans, soit la cohorte 1973-1977, qui est celle qui présente le moins de risque de biais parce que les écarts entre les probabilités d'agrandissement de famille sont plus petits que pour les deux autres cohortes. Ainsi, pour cette recherche, le groupe cible de notre analyse est constitué de femmes québécoises et françaises âgées de 35 à 39 ans.

### **III.3. LA FÉCONDITÉ DES FEMMES ENTRE 35 ET 39 ANS EN FRANCE**

Avec l'aide du logiciel SAS, nous menons une analyse descriptive des deux bases de données (recensement et enquête EFL) en identifiant les mères potentielles (femmes entre 15 et 49 ans) et les enfants qui habitent dans le ménage. On obtient la distribution suivante des mères potentielles (*Tableau 3*).

Nous confirmons que le plus bas pourcentage de mères est détenu par les femmes adolescentes de 15 à 19 ans, suivi par le groupe de femmes entre 20 et 24 ans. Le groupe de mères potentielles de plus de 35 ans représente la plus grande part de la population d'intérêt dans les deux bases de données. Ainsi, en raison de notre sélection de cohorte, le dénominateur pour les estimations de taux sera le total des femmes de 35 à 39 ans, soit 2 087 947 pour le recensement et 2 060 016 pour l'EFL (*voir tableau 3*). Ces femmes ont vécu plus de la moitié de leur vie reproductive et correspondent à la cohorte de femmes nées entre 1973 et 1977 dans le recensement 2012.

**Tableau 3. Distribution des femmes françaises entre 15 et 49 ans dans le recensement 2012 et l'Enquête famille et logements 2011, selon le groupe d'âge**

Age de la mère	Recensement 2012		EFL 2011	
	Nombre de femmes	%	Nombre de femmes	%
15 - 19	1 884 942	13,1	339 469	2,7
20 - 24	1 881 685	13,1	1 846 567	14,7
25 - 29	1 961 458	13,6	1 898 789	15,2
30 - 34	2 043 643	14,2	1 967 635	15,7
35 - 39	2 087 949	14,5	2 060 016	16,4
40 - 44	2 269 855	15,8	2 204 386	17,6
45 - 49	2 281 233	15,8	2 213 934	17,7
<b>Total</b>	<b>14 410 766</b>	<b>100</b>	<b>12 530 796</b>	<b>100</b>

Source : Recensement 2012, et EFL 2011 pondérée

En observant la distribution de femmes de 35 à 39 ans selon nombre d'enfants, nous remarquons que la plupart des familles comportent au maximum trois enfants dans le recensement (96 %) et dans l'EFL (95,1 %). Ainsi, moins de 5 % des femmes françaises de cette cohorte ont une famille nombreuse (plus de deux enfants). Également, le modèle de famille le plus fréquent dans cette cohorte est la famille de deux enfants (38 %) selon les deux sources. (*Voir le tableau 4*).

**Tableau 4. Distribution des femmes de 35 à 39 ans selon le nombre d'enfants cohabitant**

Nombre d'enfants	Recensement		EFL	
	Nombre	%	Nombre	%
0	437 134	21,2	391 670	19,0
1	436 018	21,2	441 765	21,4
2	782 059	38,0	791 300	38,4
3	321 662	15,6	335 315	16,3
4	79 600	3,9	72 563	3,5
5	21 374	1,0	18 365	0,9
6	6 468	0,3	7 695	0,4
7	2 272	0,1	1 096	0,1
8	863	0,0	84	0,0
9	300	0,0	163	0,0
10	146	0,0	-	-
Plus de 10 enfants*	52	0,0	-	-
<b>Total</b>	<b>2 087 947</b>	<b>100,0</b>	<b>2 060 016</b>	<b>100,0</b>

Source : Recensement 2012, et EFL 2011 pondérée

\*Pour des raisons de confidentialité, tous les résultats avec une fréquence de 5 ou moins sont regroupés.

De plus, nous avons déjà estimé les probabilités d'agrandissement de famille pour cette cohorte en utilisant les différents sources (*Voir le tableau 5*) et nous observons que les écarts entre les probabilités d'agrandissement tirées du recensement et celles tirées de l'EFL (avec seulement les enfants cohabitants)

sont plus petits que les écarts résultants entre les probabilités d'agrandissement du recensement et les probabilités d'agrandissement de l'EFL (avec tous les enfants cohabitants).

**Tableau 5. Probabilités d'agrandissement pour la cohorte de femmes 1973-1977 en France**

Probabilité d'agrandissement	Recensement	EFL enfants cohabitants	EFL tous les enfants
$a_0$	0,79	0,81	0,83
$a_1$	0,74	0,74	0,76
$a_2$	0,36	0,35	0,39
$a_3$	0,26	0,23	0,28
$a_4$	0,28	0,27	0,32
$a_5$	0,32	0,33	0,36

Source : Recensement 2012 et EFL 2011

Ces résultats montrent qu'il y a de grands écarts entre  $a_1$  et  $a_2$  pour toutes les sources, où  $a_1$  est presque le double de  $a_2$  pour le cas de l'EFL (tous les enfants) et plus du double pour le recensement et l'EFL avec les enfants cohabitants. Un écart assez grand entre  $a_2$  et  $a_3$  indique la tendance chez les femmes françaises, qui est d'avoir au maximum trois enfants. Ensuite, nous analysons si ces tendances de fécondité sont homogènes selon les différents niveaux de scolarité des femmes françaises et leur lieu de naissance.

### **III.3.1. Analyses exploratoire et descriptive en France**

Nous commençons par une analyse exploratoire et descriptive des variables d'intérêt : le niveau de scolarité et le lieu de naissance de la mère. Pour chaque variable, nous analysons l'âge moyen à la naissance du premier enfant de la mère, l'intervalle de temps en années entre la première et la deuxième naissance, ainsi que l'intervalle de temps en années entre la deuxième et la troisième naissance.

#### **Niveau de scolarité**

La distribution des femmes françaises devenues mères selon le diplôme scolaire que nous pouvons observer dans le tableau 6 montre que plus de la moitié (57,4 %) des femmes françaises qui sont devenues mères ont obtenu au minimum un bac technologique ou professionnel ou un brevet professionnel. Seulement 12,2 % n'ont aucune scolarité ou ont un niveau éducatif du primaire ou du

secondaire. Nous constatons ainsi qu'une large part des femmes françaises possèdent un niveau éducatif assez haut (45 % ont un diplôme universitaire de 1er, 2e ou 3e cycle).

**Tableau 6. Distribution des femmes entre 35 et 39 ans qui sont devenues mères selon le diplôme scolaire obtenu**

<b>Diplôme scolaire le plus haut obtenu</b>	<b>Nombre</b>	<b>Pourcentage</b>
Pas de scolarité ou Primaire ou secondaire	202221	12,2 %
BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	55322	3,4 %
Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	112222	6,8 %
Brevet d'études professionnelles	177383	10,7 %
Baccalauréat général, brevet supérieur	159630	9,7 %
Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	194212	11,8 %
Diplôme universitaire de 1 <sup>er</sup> cycle,	375820	22,8 %
Diplôme universitaire de 2 <sup>e</sup> ou 3 <sup>e</sup> cycle	374003	22,7 %
<b>Total</b>	<b>1650815</b>	<b>100 %</b>

Source : Recensement 2012

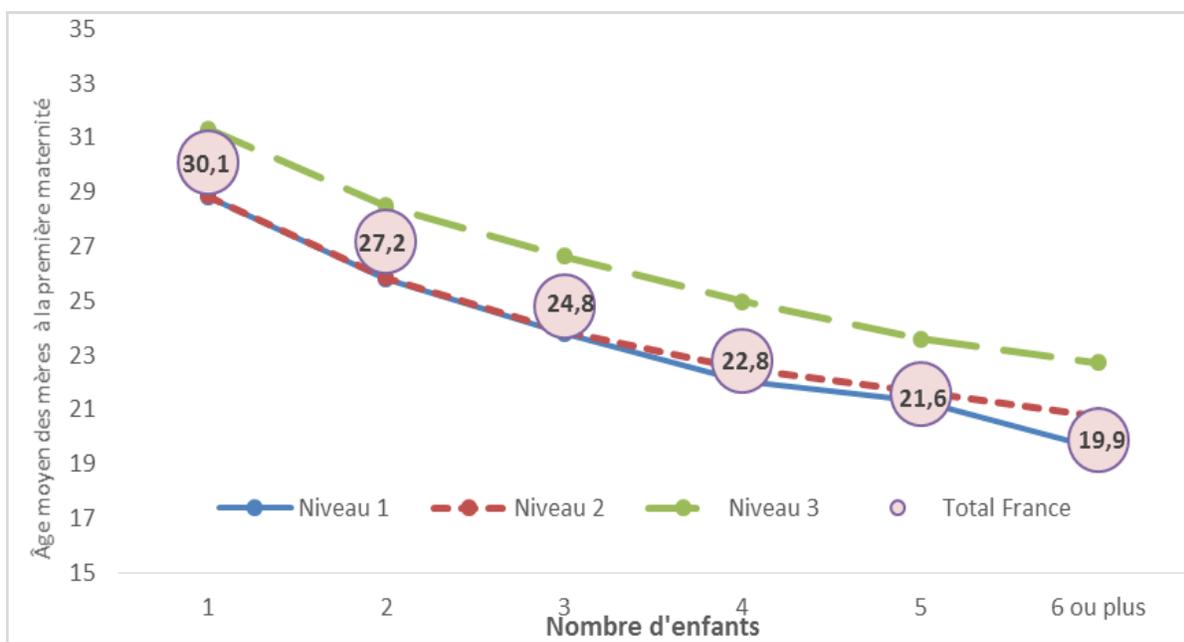
La segmentation de la base de données par niveau de scolarité permet de calculer l'âge moyen de la mère à la première naissance par parité selon son niveau de scolarité. On observe que l'âge moyen des femmes avec un seul enfant (28,8 ans pour les moins scolarisées et 32 ans pour les femmes avec un diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou 3<sup>e</sup> cycle) est plus élevé que l'âge des femmes qui ont décidé d'avoir plus d'un enfant. Ainsi, les femmes les plus diplômées ont généralement leur premier enfant plus tardivement en comparaison des moins diplômées, ou celles qui ont comme niveau d'études le plus élevé un brevet d'études professionnelles. Par exemple, l'âge moyen à la première maternité des femmes ayant un diplôme de 2<sup>e</sup> ou de 3<sup>e</sup> cycle et qui ont eu deux enfants est de 29,2 ans. Pour les femmes sans diplôme ou de niveau primaire ou secondaire, l'âge moyen s'élève à 25,8 ans. Pour les femmes avec six enfants, il est à la première maternité de 20 ans pour les femmes sans diplôme, ou de niveau scolaire primaire et secondaire, et de 22,8 pour les femmes avec un diplôme de 2<sup>e</sup> ou de 3<sup>e</sup> cycle. De plus, dans les groupes de rangs de naissance plus élevés (plus de quatre enfants), il n'y a presque pas de femmes avec un diplôme universitaire. Celles atteignant la parité ou avec un nombre d'enfants extrêmes (plus de 10 enfants) sont sans scolarisation ou ont obtenu un certificat d'aptitudes professionnelles ou un brevet de compagnon. (*Voir les annexes 3*).

Nous reconnaissons que les microdonnées du recensement et les autres enquêtes utilisées dans cette recherche ne montrent pas l'ordre de ces événements (diplômes obtenus et avoir des enfants) dans la vie des femmes, ce qui limite les constatations de causalité. Le niveau d'études et le nombre d'enfants

eus par les femmes sont des variables cumulatives qui ne diminuent pas avec le temps. Elles peuvent seulement se maintenir au même niveau ou augmenter. Ainsi, il y a de toute façon un lien entre les tendances de ces deux variables (*Voir les annexes 3*).

Pour visualiser plus facilement les tendances et les résultats de l'âge moyen à la première naissance chez les Françaises, nous avons regroupé les niveaux scolaires en trois catégories. *Niveau un* : pas de scolarité ou primaire ou secondaire, *niveau deux* : BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges, certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon, brevet d'études professionnelles, et *niveau trois* : baccalauréat général, brevet supérieur, baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel, diplôme universitaire de 1<sup>er</sup> cycle, diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou 3<sup>e</sup> cycle. Dans le graphique 5, nous observons que l'âge moyen à la première maternité des femmes françaises des niveaux un et deux sont très similaires, jusqu'au rang de famille trois. De plus, les femmes avec le niveau de scolarité trois sont celles qui ont l'âge moyen à la première naissance le plus élevé dans tous les tailles de famille.

**Graphique 4. Âge moyen de la première maternité par parité selon le niveau de scolarité de la mère, France**



Source : EFL 2011 pondérée

Le temps écoulé entre la première et la deuxième naissance est inversement proportionnel au niveau de scolarité de la mère. Autrement dit, plus haut est le diplôme obtenu pour la mère, moins elle

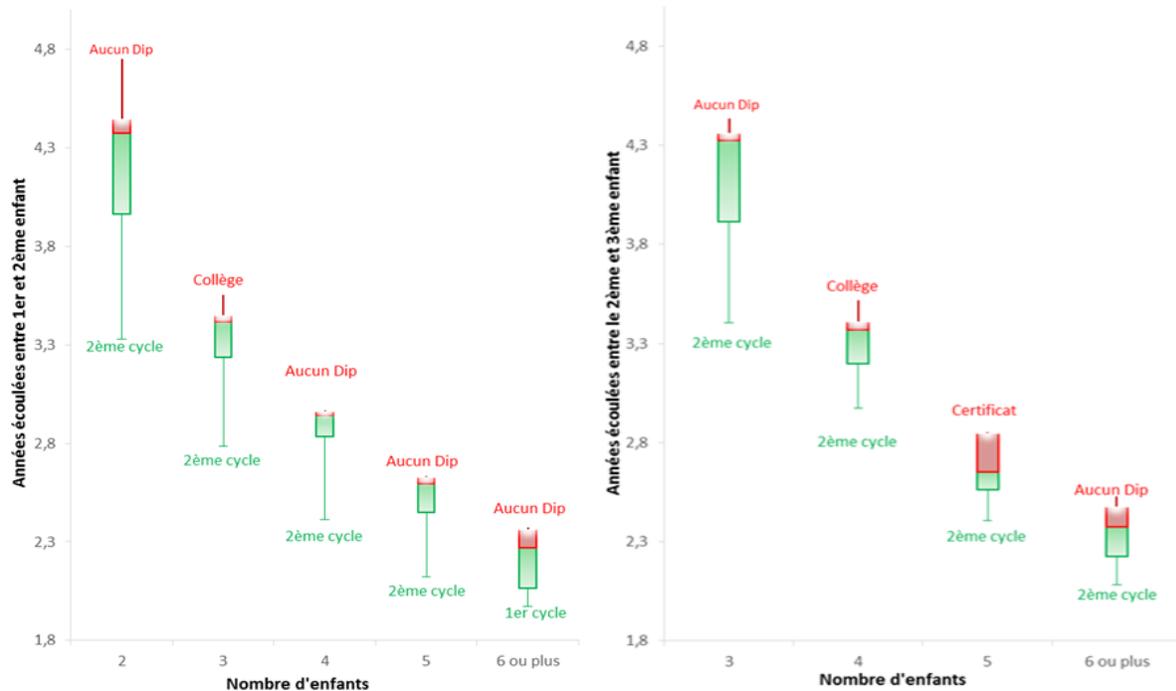
attend pour avoir un deuxième enfant. Par exemple, pour les femmes avec deux enfants et possédant un diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou de 3<sup>e</sup> cycle, l'intervalle entre la première et la deuxième naissance est en moyenne de 3,3 ans. Cet intervalle pour les femmes moins scolarisées est en moyenne de 4,7 ans. Également, plus élevé est le nombre d'enfants (taille de la fratrie), plus court est le temps entre la première et la deuxième naissance. Par exemple, pour les femmes avec un diplôme universitaire de 1<sup>er</sup> cycle, le temps écoulé entre la première et la deuxième naissance passe de 3,7 ans pour les femmes avec deux enfants à 2 ans pour les femmes avec 7 enfants (*Graphique 5*).

Le graphique 5 illustre le temps moyen écoulé, en années, entre les naissances de rang 1 et 2 (à gauche) et entre les naissances de rang 2 et 3 (à droite) selon le nombre d'enfants total dans le ménage et le niveau de scolarité de la mère. Ainsi, plus longue est la ligne verticale, plus grand est l'écart parmi la catégorie avec la moyenne plus basse et la catégorie avec la moyenne la plus haute. La couleur rouge indique les niveaux éducatifs avec les moyennes les plus hautes ; la couleur verte indique les niveaux éducatifs avec les moyennes les plus basses.

Par exemple, pour le nombre moyen d'années écoulées entre les naissances de rang 1 et 2 (à gauche) on peut observer que les mères avec deux enfants possédant des études de 2<sup>e</sup> cycle (en bas de la ligne) attendent en moyenne 3,3 années pour avoir leur deuxième enfant. Par contre, les femmes sans aucun diplôme attendent en moyenne 4,8 années avant d'avoir leur deuxième enfant. De plus, il est possible d'observer sur le graphique que pour cette taille de famille la plupart est représentée pour la couleur verte, ce qui veut dire que la majorité des autres niveaux éducatifs ont une moyenne de moins de 4,5 années pour avoir leur deuxième enfant, et seulement une minorité de femmes attendent plus de 4,5 années pour avoir leur deuxième enfant.

En général, le temps écoulé entre la deuxième et la troisième naissance varie moins que l'intervalle entre les première et deuxième naissances. Ces intervalles varient entre 2,2 et 4,4 ans. On trouve la relation inverse entre la durée de l'intervalle entre les naissances et le niveau d'instruction de la mère. Les femmes avec un diplôme de 2<sup>e</sup> ou de 3<sup>e</sup> cycle attendent en moyenne 3,4 ans pour avoir leur troisième enfant, en comparaison avec une moyenne de 4,4 ans pour les femmes sans ayant peu de scolarité.

**Graphique 5. Nombre moyen d'années écoulées entre les naissances de rang 1 et 2, et entre les naissances de rang 2 et 3, selon le nombre d'enfants dans le ménage et le niveau de scolarité de la mère, France**



Source : EFL 2011 pondérée

Les femmes qui ont atteint une scolarité plus élevée réintègrent le marché du travail plus rapidement que celles qui ont un niveau éducatif plus bas. Une explication socioéconomique et culturelle à cet intervalle différent entre les naissances selon le niveau d'éducation des femmes pourrait reposer sur le désir des femmes plus scolarisées de reprendre et de continuer leur vie professionnelle. Les femmes moins scolarisées auraient quant à elles moins d'intérêt à continuer leur carrière professionnelle en raison du fait qu'elles occupent plus souvent des emplois offrant peu de possibilités d'avancement professionnel. Une autre explication possible pourrait être le paiement des frais de garderies privées que les femmes ayant plus de scolarité doivent payer à même leur propre budget. Donc, il vaut mieux avoir des enfants dans un court intervalle de temps et prendre soin du premier enfant pendant le congé de maternité du deuxième enfant. Également il faut réfléchir sur les effets d'un possible facteur de fécondabilité qui implique que les intervalles sont plus courts pour celles plus en mesure économiquement d'avoir et d'élever plusieurs enfants. De plus, il faut souligner l'importance d'interpréter avec précaution les analyses pour les parités plus grandes. En effet, plus haute est la parité et plus haut est le niveau d'éducation de la mère, plus bas sont les effectifs dans ces groupes à analyser.

### **Lieu de naissance de la mère**

Les différences entre l'âge moyen de la mère à la première naissance selon son lieu de naissance sont minimales. Par exemple, pour les mères avec un seul enfant, les âges moyens sont de 30,4 et 30 ans, migrantes et non migrantes, respectivement.

Les différences d'intervalle entre la naissance du premier enfant et le suivant des femmes immigrantes et non immigrantes sont également minimales. En général, selon le lieu de naissance de la mère, les différences sont au maximum de deux mois. Avec ce premier résultat descriptif, nous pouvons penser que le lieu de naissance de la mère n'est pas un facteur discriminant pour le calcul des probabilités d'agrandissement par rang en France.

### **III.3.2 Probabilités d'agrandissement en France**

#### **Niveau de scolarité**

En premier, nous calculons et analysons la distribution de mères par niveau scolaire selon le nombre d'enfants reportés dans chaque source.

Les couleurs permettent d'identifier plus distinctement les tendances et la relation entre le nombre d'enfants (deux enfants et moins, trois enfants et plus) et le niveau de scolarité. Ainsi, nous remarquons que le pourcentage des femmes augmente avec le niveau d'éducation pour les femmes avec deux enfants ou moins (en vert). Par contre, pour les groupes de femmes avec trois enfants ou plus (en rouge) le pourcentage des femmes diminue à mesure que le niveau de scolarité de la femme augmente.

Pour le recensement, nous observons que les possibilités de ne pas avoir d'enfants ou d'en avoir au maximum deux augmentent avec le diplôme obtenu par la mère. Le pourcentage de femmes sans enfant et sans scolarité ou de niveau primaire ou secondaire s'élève à 19,1 %. Par contre, le pourcentage des femmes avec un diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou 3<sup>e</sup> cycle, sans aucun enfant est de 26,8 %. La proportion des femmes sans scolarité ou de niveau primaire ou secondaire avec deux enfants est de 26,9 % ; celle pour les femmes ayant un diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou de 3<sup>e</sup> cycle s'élève à 37,4 %. Par contre, à partir de trois enfants, la proportion des mères diminue avec le niveau du diplôme atteint. Ainsi, le pourcentage des mères sans scolarité ou de niveau primaire ou secondaire qui ont trois enfants (22,2 %)

est plus élevé que le pourcentage des mères ayant un diplôme universitaire de 2<sup>e</sup> ou 3<sup>e</sup> cycle (11,7 %).  
(Voir le tableau 7)

**Tableau 7. Distribution de mères nées entre 1973 et 1977, par niveau éducatif et nombre d'enfants, données du recensement 2012, France**

Nombre d'enfants	Pas de scolarité ou primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1 <sup>er</sup> cycle	Diplôme universitaire de 2 <sup>e</sup> ou 3 <sup>e</sup> cycle	Total
0	19,12	18,11	16,87	16,4	21,06	18,71	20,18	26,84	20,94
1	15,85	19,3	20,09	20,33	22,7	21,63	21,89	21,99	20,88
2	26,91	32,63	35,95	37,54	37,07	41,28	42,49	37,34	37,46
3	22,29	20,06	19,44	19,11	14,76	14,8	12,89	11,67	15,41
4	10,09	6,83	5,57	4,89	3,34	2,79	2,03	1,74	3,81
5	3,58	2,21	1,43	1,25	0,77	0,59	0,38	0,31	1,02
6 ou plus	2,17	0,86	0,65	0,49	0,29	0,19	0,13	0,1	0,48
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Source : Recensement 2012.

Nous pouvons tirer comme première conclusion que les femmes plus instruites ont généralement deux enfants, trois au maximum ; à l'inverse, les femmes sans scolarité ont plus souvent deux enfants ou plus. Le niveau de scolarité de la mère semble être positivement associé à une taille de fratrie de deux enfants au maximum. À partir de deux enfants, la relation entre le niveau de diplôme et le nombre d'enfants s'inverse.

Nous observons les mêmes résultats à partir de l'EFL (Tableau 8). Cependant, les pourcentages de mères sans enfant y sont plus bas que ceux calculés dans le recensement. En conséquence, le recensement sous-estime le nombre d'enfants, ce qui a comme conséquence que les pourcentages calculés à partir des données de l'EFL sont plus élevés que ceux calculés en utilisant le recensement. Par exemple, le pourcentage de femmes sans enfant et sans scolarité est de 16 % dans l'EFL et de 19,1 % dans le recensement.

La cause de ces différences entre les résultats du recensement 2012 et de l'EFL 2011 peut s'expliquer par l'impossibilité du recensement d'identifier trois situations qui peuvent mener à sous-évaluer le nombre d'enfants et le nombre de mères. Ce sont l'identification des enfants décédés, l'identification des enfants avec parents séparés et cohabitant avec le père et l'identification des enfants qui ont déjà quitté le foyer de la mère. L'EFL couvre ces situations par la question demandant aux femmes le nombre total d'enfants qu'elles ont eus.

**Tableau 8. Distribution des mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif selon le nombre d'enfants en utilisant l'EFL, France**

Nombre d'enfants	Pas de scolarité, primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1 <sup>er</sup> cycle	Diplôme universitaire de 2 <sup>e</sup> ou 3 <sup>e</sup> cycle	Total
0	15,96	15,93	14,64	13,34	18,46	19,06	19,32	24,53	19,01
1	16,79	20,01	21,92	20,47	23,96	20,64	22,38	22,84	21,44
2	28,01	31,9	34,81	40,42	38,74	41,44	43,79	38,36	38,41
3	23,94	21,83	22,11	20,58	14,51	15,48	12,48	12,63	16,28
4	10,24	7,37	4,93	3,54	3,2	2,49	1,67	1,46	3,52
5	3,34	1,45	1,21	1,03	0,76	0,58	0,29	0,17	0,89
6 ou plus	1,71	1,51	0,37	0,63	0,37	0,31	0,06	0,01	0,44
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Source : EFL 2011.

En utilisant ces proportions, nous évaluons les probabilités d'agrandissement des familles en calculant la probabilité qu'une femme qui a déjà n enfants en ait n+1. Les écarts entre les probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité de la mère dans le recensement 2012 comme dans l'enquête EFL augmentent avec le rang de famille et le niveau de scolarité analysé (*Voir le tableau 9*).

En faisant, la comparaison des résultats obtenus des probabilités d'agrandissement de famille entre les deux sources, on peut déduire que les écarts plus grands se trouvent pour la probabilité d'agrandissement  $a_0$ , ça veut dire pour les femmes qui n'ont eu pas des enfants où les résultats en utilisant l'EFL est toujours plus petit que la probabilité d'agrandissement de famille estimée avec le recensement. Par exemple, la probabilité d'agrandissement de rang zéro pour les femmes avec doctorat, maîtrise ou baccalauréat sera :

$$a_0 = 1 - a_1 = 1 - 0,76 = 0,24, \text{ en utilisant le recensement}$$

et  $a_0 = 1 - a_1 = 1 - 0,82 = 0,18, \text{ en utilisant l'EFL.}$

Alors, les probabilités d'agrandissement de famille résultant des deux sources sont similaires excepté pour la probabilité d'agrandissement  $a_0$ , où  $a_0$  est plus grand pour les résultats du recensement. En plus, si on fait la comparaison en utilisant tous les enfants déclarés dans l'EFL et non seulement les enfants cohabitant, les différences sont plus grandes et constantes pour tous les probabilités d'agrandissement de famille.

**Tableau 9. Probabilités d'agrandissement de famille selon le niveau de scolarité de la mère (regroupés), femmes nées entre 1973 et 1977, Recensement 2012 et EFL 2011, France**

<b>Recensement 2012</b>				
Probabilités d'agrandissement	Études partielles au secondaire/primaire/aucune scolarité	Diplôme/certificat d'une école de métiers/de formation technique	Doctorat/maîtrise/baccalauréat	Total Cohorte
$a_0$	0,81	0,82	0,76	0,79
$a_1$	0,80	0,74	0,71	0,74
$a_2$	0,59	0,37	0,27	0,36

<b>EFL 2011</b>				
Probabilités d'agrandissement	Études partielles au secondaire/primaire/aucune scolarité	Diplôme/certificat d'une école de métiers/de formation technique	Doctorat/maîtrise/baccalauréat	Total Cohorte
$a_0$	0,84	0,84	0,82	0,82
$a_1$	0,80	0,77	0,75	0,75
$a_2$	0,58	0,48	0,42	0,40

Source : Recensement 2012 et EFL 2011

Ces résultats nous donnent une première idée de la possible sous-estimation qui affecte le résultat du recensement en raison du manque d'information sur les enfants qui ont déjà quitté la maison parentale.

Quand nous estimons la descendance du moment, noté  $Dm$ , à partir des probabilités d'agrandissement pour le total de la cohorte des deux sources, nous obtenons  $Dm(\text{recensement}) = 1,89$  et  $Dm(\text{EFL}) = 1,97$ . Ainsi, pour les femmes françaises nées entre 1973 et 1977, la descendance du moment estimée par le recensement est inférieure à celle estimée par l'EFL.

### Lieu de naissance de la mère

La segmentation selon lieu de naissance de la mère montre qu'il n'y a pas de grandes différences pour les femmes qui ont décidé de ne pas avoir d'enfants ou d'en avoir seulement un. Les femmes non immigrantes montrent une tendance plus marquée à avoir comme maximum deux enfants 38,9 % en comparaison les femmes immigrantes qui ont seulement deux enfants es 28,4 %. Par contre, à partir de trois enfants, les proportions sont plus élevées pour les immigrantes que pour les non-immigrantes. (*Voir annexe 4a*)

Les résultats obtenus de la proportion de femmes par nombre d'enfants eus selon le lieu de naissance de la mère en utilisant l'EFL montrent que la plupart des femmes non immigrantes ont plus deux enfants, 39,4 % quand on observe tous les enfants eus et 39,7 % quand on observe seulement les enfants en cohabitation. Bien que chez les femmes immigrantes, celles qui ont eu deux enfants soient le

groupe le plus représenté (29 %), cette proportion est plus petite que chez les non-immigrantes (39,4 %). Dans les deux sources analysées (recensement et EFL), la proportion de mères de plus de trois enfants est supérieure pour les femmes immigrantes que pour les femmes non immigrantes. (*Voir annexe 4b*)

Les probabilités d'agrandissement présentées dans les tableaux 9 et 10 et la graphique 6 montrent que les immigrantes françaises ont une probabilité plus élevée d'avoir des familles de grande taille (entre trois et cinq enfants) que les femmes non immigrantes. Par exemple, la probabilité d'agrandissement  $a_2$  est de 0,52 pour les femmes immigrantes dans le recensement et de 0,5 et 0,55 dans l'EFL, cohabitants et tous les enfants, respectivement, alors que pour les femmes non immigrantes cette probabilité est seulement 0,33 dans le recensement, 0,33 et 0,37, dans l'EFL, cohabitants et tous les enfants, respectivement.

**Tableau 10. Probabilités d'agrandissement des familles, pour les mères nées entre 1973 et 1977, par lieu de naissance en utilisant le recensement 2012, France**

Probabilité d'agrandissement	Non immigrantes	Immigrantes	Total
$a_0$	0,73	0,77	0,79
$a_1$	0,58	0,71	0,73
$a_2$	0,29	0,50	0,33
$a_3$	0,20	0,39	0,23
$a_4$	0,25	0,36	0,27
$a_5$	0,30	0,37	0,32
$a_6$	0,31	0,39	0,35
$a_7$	0,39	0,41	0,34
$a_8$	0,49	0,45	0,27
$a_9$	0,42	0,55	0,01

Source : Recensement 2012

Cet effet peut être lié aux allocations familiales plus généreuses accordées aux familles de grande taille (plus de trois enfants). Ces allocations peuvent s'avérer un facteur plus important dans l'économie de familles immigrantes, en comparaison avec les familles non immigrantes, en raison des difficultés liées à s'intégrer au marché du travail dans la période suivant la migration (manque d'expérience, limitations linguistiques, statut d'immigration).

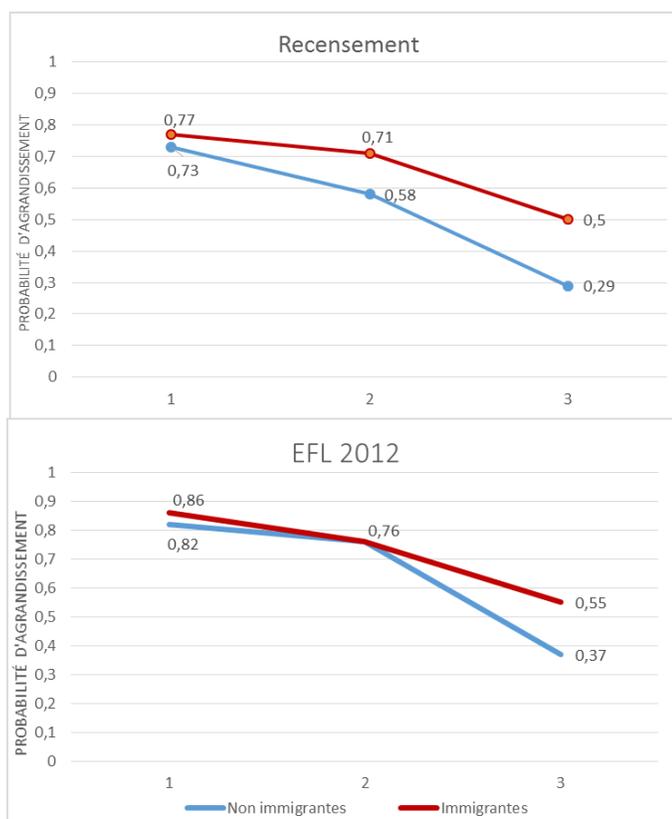
Pour faciliter l'analyse et la comparaison éventuelle avec les résultats du Québec, nous avons regroupé toutes les familles de trois enfants et plus et les avons segmentées par nationalités, soit Autres européens, Maghrébines.

**Tableau 11. Probabilités d'agrandissement des mères nées entre 1973 et 1977 par lieu de naissance en utilisant l'EFL, France**

Probabilité d'agrandissement	Tous les enfants			En cohabitation		
	Immigrantes	Non immigrantes	Total	Immigrantes	Non immigrantes	Total
$a_0$	0,86	0,82	0,83	0,83	0,81	0,81
$a_1$	0,76	0,76	0,76	0,74	0,74	0,74
$a_2$	0,55	0,37	0,39	0,50	0,33	0,35
$a_3$	0,38	0,26	0,28	0,35	0,20	0,23
$a_4$	0,34	0,31	0,32	0,29	0,27	0,27
$a_5$	0,37	0,35	0,36	0,32	0,33	0,33
$a_6$	0,25	0,36	0,33	0,14	0,15	0,15
$a_7$	0,37	0,60	0,55	0,00	0,26	0,18
$a_8$	0,19	0,69	0,62	0,00	0,66	0,66
$a_9$	0,00	0,14	0,14	0,83	0,81	0,81

Source : EFL 2011

**Graphique 6. Probabilités d'agrandissement des mères nées entre 1973 et 1977 par lieu de naissance Recensement 2012 et l'EFL 2011, France**



Source : Recensement 2012 et EFL 2011

Les résultats des probabilités d'agrandissement par nationalité dans le recensement montrent que les femmes d'autres nationalités et les femmes maghrébines ont plus de probabilités d'avoir un troisième enfant que leurs paires européennes et françaises (*Voir le tableau 12*). Par exemple,  $a_2$  est de 0,55 pour les autres nationalités et de 0,5 pour les femmes maghrébines, alors que les valeurs associées aux autres Européennes et aux Françaises sont seulement de 0,28 et de 0,34.

**Tableau 12. Probabilités d'agrandissement de mères nées entre 1973 et 1977 par nationalité, données du recensement 2012, France.**

Probabilité d'agrandissement	Autres européens	Maghrébines	Autres nationalités	Françaises	Total cohorte
$a_0$	0,67	0,71	0,72	0,80	0,79
$a_1$	0,66	0,72	0,78	0,74	0,74
$a_2$	0,28	0,50	0,55	0,34	0,36

Source : Recensement 2012

Quand on estime les probabilités d'agrandissement par groupes de nationalités en utilisant l'EFL (*Voir le tableau 13*), on remarque les différences entre le groupe composé des femmes de nationalité marocaine, algérienne et tunisienne (Maghrébines) et les autres groupes de nationalités : les probabilités d'agrandissement  $a_2$  sont beaucoup plus élevées pour ces dernières que pour les autres groupes. Ainsi, par exemple, pour  $a_1$ , les Maghrébines ont des probabilités d'agrandissement de 0,84 et de 0,81, pour tous les enfants et enfants cohabitants, respectivement, pendant que pour les autres groupes de nationalités les probabilités varient entre 0,70 et 0,76.

**Tableau 13. Probabilités d'agrandissement de mères nées entre 1973 et 1977 par nationalité, données de l'EFL, France**

Probabilité d'agrandissement	Nationalités EFL								
	Tous les enfants				Enfants cohabitants				
	Autres Européennes	Maghrébines	Autres nationalités	Françaises	Autres Européennes	Maghrébines	Autres nationalités	Françaises	Total cohorte
$a_0$	0,80	0,83	0,84	0,83	0,77	0,81	0,78	0,81	<b>0,83</b>
$a_1$	0,70	0,84	0,73	0,76	0,70	0,81	0,70	0,74	<b>0,76</b>
$a_2$	0,28	0,68	0,62	0,38	0,24	0,58	0,57	0,34	<b>0,39</b>

Source : EFL 2011

### Probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité selon lieu de naissance

Pour analyser le lien entre niveau de scolarité et lieu de naissance nous estimons les probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité selon lieu de naissance.

Quand nous faisons la comparaison des proportions de mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif selon le nombre d'enfants et le lieu de naissance, nous pouvons observer que les femmes nées en France ont plus tendance à avoir deux enfants en comparaison avec les femmes nées hors de France. Par exemple, le pourcentage de femmes nées en France, pas scolarisées ou avec primaire ou secondaire et avec deux ou moins enfants est 65.8% pendant que le pourcentage de femmes nées hors de France au même échelle de scolarité avec deux enfants ou moins est 55.2%. Par contre, par exemple, le pourcentage de femmes nées en France avec diplôme universitaire de deuxième ou troisième cycle et plus de deux enfants est 14.8% pendant que le pourcentage de femmes nées hors de France avec diplôme universitaire de deuxième ou troisième cycle et plus de deux enfants est 22,5 %. Alors, il semblait que les femmes nées hors de la France ont plus d'enfants que leurs pairs nées en France, même si-on prend en compte la scolarité. En général pour le total de la cohorte de femmes la plus grande différence est que le pourcentage de femmes nées en France avec deux enfants est 38,9 % pendant que le pourcentage de femmes nées hors de France avec deux enfants est 28,4 % (Voir le tableau 14).

**Tableau 14. Distribution des mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif selon le nombre d'enfants et le lieu de naissances, données recensement 2012, France**

**Pour les femmes nées en France**

Nombre d'enfants	Pas de scolarité ou Primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1er cycle	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	Total femmes nées en France
0	21,12	18,45	16,98	16,31	21,37	18,64	19,96	26,10	20,92
1	16,56	19,42	20,32	20,57	22,92	21,77	21,83	21,52	21,07
2	28,09	33,76	36,88	38,26	38,44	41,94	43,36	38,46	38,89
3	20,34	19,55	18,77	18,75	13,70	14,39	12,62	11,83	14,71
4	8,70	6,02	5,08	4,55	2,74	2,57	1,81	1,70	3,21
5	3,16	1,98	1,33	1,11	0,61	0,51	0,32	0,30	0,82
6 ou plus	2,03	0,83	0,64	0,45	0,23	0,17	0,11	0,09	0,39
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

**Pour les femmes nées hors de France**

Nombre d'enfants	Pas de scolarité ou Primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1er cycle	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	Total femmes nées hors de la France
0	15,73	16,54	15,93	17,49	19,59	19,65	22,89	32,17	21,07
1	14,63	18,72	18,21	17,57	21,67	19,73	22,62	25,40	19,67
2	24,88	27,44	28,25	28,94	30,49	32,39	31,95	29,29	28,37
3	25,60	22,43	25,00	23,34	19,87	20,37	16,24	10,54	19,83
4	12,45	10,60	9,61	8,90	6,23	5,81	4,74	2,03	7,63
5	4,29	3,24	2,29	2,88	1,54	1,59	1,19	0,41	2,33
6 ou plus	2,42	1,03	0,73	0,89	0,59	0,46	0,36	0,16	1,10
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Source : Recensement 2012

La comparaison des probabilités d'agrandissement de famille par niveau éducatif montre que celles des femmes nées hors de France sont en général plus grandes que celles des femmes nées en France. Nous pouvons donc observer que les écarts les plus grands entre les probabilités

d'agrandissement de ces deux groupes sont pour la probabilité d'agrandissement de famille  $a_2$ , où par exemple  $a_2 = 0,31$  pour les femmes avec un baccalauréat général ou un brevet supérieur et nées en France, en comparaison avec  $a_2 = 0,48$  pour les femmes avec un baccalauréat général ou un brevet supérieur et nées hors de France (Voir le tableau 15).

**Tableau 15. Probabilités d'agrandissement pour les mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif et le lieu de naissances, données recensement 2012, France**

Pour les Femmes nées en France

Probabilité d'agrandissement	Pas de scolarité ou Primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1er cycle	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	Total femmes nées en France
$a_0$	0,79	0,82	0,83	0,84	0,79	0,81	0,80	0,74	0,79
$a_1$	0,79	0,76	0,76	0,75	0,71	0,73	0,73	0,71	0,73
$a_2$	0,55	0,46	0,41	0,39	0,31	0,30	0,26	0,27	0,33
$a_3$	0,41	0,31	0,27	0,25	0,21	0,18	0,15	0,15	0,23
$a_4$	0,37	0,32	0,28	0,26	0,24	0,21	0,19	0,19	0,27
$a_5$	0,39	0,29	0,33	0,29	0,27	0,25	0,25	0,24	0,32

Pour les Femmes nées hors de la France

Probabilité d'agrandissement	Pas de scolarité ou Primaire ou secondaire	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	Brevet d'études professionnelles	Baccalauréat général, brevet supérieur	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	Diplôme universitaire de 1er cycle	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	Total femmes nées hors France
$a_0$	0,84	0,83	0,84	0,83	0,80	0,80	0,77	0,68	0,79
$a_1$	0,83	0,78	0,78	0,79	0,73	0,75	0,71	0,63	0,75
$a_2$	0,64	0,58	0,57	0,55	0,48	0,47	0,41	0,31	0,52
$a_3$	0,43	0,40	0,34	0,35	0,30	0,28	0,28	0,20	0,36
$a_4$	0,35	0,29	0,24	0,30	0,26	0,26	0,25	0,22	0,31
$a_5$	0,36	0,24	0,24	0,24	0,28	0,22	0,23	0,28	0,32

Source : Recensement 2012

Cette analyse comparative entre les probabilités d'agrandissement par niveau éducatif selon le nombre d'enfants et le lieu de naissances des femmes confirme que, s'il y a bien en France un effet relié au lieu de naissance des femmes, il n'est pas très fort (excepté pour les  $a_2$ ). Bien que les probabilités d'agrandissement de famille des femmes nées hors de la France soient en général plus grandes que celles des femmes nées en France, les écarts entre les probabilités de ces groupes selon la taille de la famille ne sont pas très grands. Ce résultat appuie l'analyse descriptive où les différences entre l'âge moyen de la mère à la première naissance et le temps écoulé entre les naissances suivantes selon le lieu de naissance de la mère sont minimales.

### III.4. LA FÉCONDITÉ DES FEMMES ENTRE 35 ET 39 ANS AU QUÉBEC

Dans cette section, nous développons une analyse similaire à celle faite pour la France dans la section ci-dessus. Ainsi, pour le Québec, nous travaillons avec l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) 2012 et l'Enquête sociale générale ESG-2012. Cette analyse nous permet de comparer les résultats des deux pays et de trouver des similitudes et des différences sur les tendances de leur fécondité.

L'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) 2012 nous a permis d'obtenir l'information sur les enfants qui faisaient partie des ménages et l'Enquête sociale générale ESG-2012 nous a fourni l'information portant sur les enfants qui font partie des ménages et sur le nombre total d'enfants eus par les femmes. Dans cette recherche, nous analysons l'information sur le nombre total d'enfants des femmes.

**Tableau 16. Distribution des femmes québécoises âgées entre 15 et 49 ans dans l'ENM et l'ESG**

Âge mère	ENM 2012		ESG 2012	
	Nombre	%	Nombre	%
15 – 19	236 870	13,1 %	238 284	13,0 %
20 – 24	239 100	13,2 %	248 815	13,5 %
25 – 29	245 235	13,6 %	257 380	14,0 %
30 – 34	266 895	14,8 %	275 060	15,0 %
<b>35 – 39</b>	<b>248 580</b>	<b>13,7 %</b>	<b>250 025</b>	<b>13,6 %</b>
40 – 44	260 160	14,4 %	257 489	14,0 %
45 – 50	311 625	17,2 %	309 618	16,9 %
<b>Total</b>	<b>1 808 465</b>	<b>100,0 %</b>	<b>1 836 671</b>	<b>100,0 %</b>

Source : ENM 2012 et ESG 2012

Le fait que les femmes plus jeunes aient une probabilité plus élevée d'avoir des enfants à l'avenir amène la possibilité d'une sous-estimation du nombre total d'enfants ou de la descendance finale. Ainsi, On observe dans le tableau 16 que le groupe des mères potentielles de plus de 30 ans forme la plus grande partie de la population d'intérêt dans la base de données.

Dans le tableau 17, nous pouvons observer que la plupart des femmes québécoises âgées entre 35 et 39 ans ont eu au maximum deux enfants, soit 82,7 % selon l'ENM et 73,1 % selon l'ESG, alors qu'un maximum de 26,9 % ont eu trois enfants ou plus. Le pourcentage de femmes avec cinq enfants ou plus est quant à lui de moins de 1 %. De la même façon, il faut remarquer que les écarts entre la distribution de l'ENM et de l'ESG selon le nombre d'enfants sont assez grands.

**Tableau 17. Distribution des femmes entre 35 et 39 selon le nombre d'enfants, Québec**

Nombre d'enfants	ENM 2012		ESG 2012	
	Nombre	%	Nombre	%
0	60 425	24,4 %	34 855	13,9 %
1	51 935	20,9 %	33 273	13,3 %
2	92 760	37,4 %	114 665	45,9 %
3	32 555	13,1 %	52 474	21,0 %
4 enfants ou plus*	10 445	4,2 %	14 758	5,9 %
<b>Total</b>	<b>248 120**</b>	<b>100 %</b>	<b>25 0025***</b>	<b>100 %</b>

Source : ENM 2012 et ESG 2012

\*Pour des raisons statistiques de confidentialité, tous les résultats de 4 enfant ou plus ont été regroupés.

\*\*Les différences entre le total de femmes reportées dans le tableau 15 et le tableau 16 sont causées par les ménages composés de deux femmes qui se déclarent mères du même enfant (couples de même sexe).

\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

**Tableau 18. Probabilités d'agrandissement de famille pour la cohorte de femmes 1973-1977 au Québec**

Probabilité d'agrandissement	ENM	ESG*
$a_0$	0,76	0,86
$a_1$	0,72	0,85
$a_2$	0,32	0,37
$a_3$	0,24	
$a_4$	0,23	
$a_5$	0,36	

\*Pour des raisons statistiques de confidentialité, tous les résultats de 3 enfant ou plus ont été regroupés.

Source : ENM 2012 et ESG 2012

Nous estimons les probabilités d'agrandissement de famille pour cette cohorte de femmes québécoises, et aussi comme en France nous trouvons que les écarts entre  $a_1$  et  $a_2$  sont grands dans les sources, où  $a_1$  est plus du double (*Voir le tableau 18*). De plus, nous observons que les probabilités d'agrandissement estimées à partir de l'ENM qui prendra seulement les enfants cohabitants sont plus basses que celles estimées à partir de l'ESG, qui tient compte de tous les enfants que les femmes ont eus. Nous avons ensuite analysé si ces tendances de fécondité étaient homogènes selon les différents niveaux de scolarité des femmes québécoises, leur lieu de naissance et leur religion d'appartenance.

### III.4.1. Analyses exploratoire et descriptive au Québec

Pour les analyses exploratoire et descriptive, nous utilisons les données de l'ENM.

#### Niveau de scolarité

La distribution des femmes québécoises devenues mères selon le diplôme scolaire obtenu est présentée dans le tableau 19.

Dans le tableau 19, nous observons que la population de femmes québécoises qui sont devenues mères est plus concentrée dans le niveau scolaire « Certificat /diplôme collège, cégep ou autre non universitaire » avec une valeur de 28,9 %, alors que le niveau scolaire « Aucun certificat, diplôme ou grade » est le moins nombreux chez les femmes québécoises avec 8,9 %, et seulement un 11,2% ont un « certificat supérieur au baccalauréat ou diplôme en médecine, dentaire, vétérinaire ou optométrie, maîtrise ou doctorat » .

**Tableau 19. Distribution des femmes entre 35 et 39 ans qui sont devenues mères selon le diplôme scolaire obtenu le plus élevé, Québec**

<b>Diplôme scolaire le plus haut obtenu</b>	<b>Nombre</b>	<b>Pourcentage</b>
Aucun certificat, diplôme ou grade	16 735	8,9 %
Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	23 610	12,6 %
Autre certificat, diplôme d'école de métiers ou certificat d'apprenti	30 895	16,5 %
Certificat, diplôme collégial, cégep ou autre, non universitaire	54 290	28,9 %
Baccalauréat	41 135	21,9 %
Certificat supérieur au bac ou Dipl. en médecine, dentaire, vétérinaire ou optométrie, maîtrise ou doctorat	21 025	11,2 %
<b>Total</b>	<b>187 695</b>	<b>100 %</b>

Source : ENM 2012

En faisant la comparaison avec la distribution par scolarité de les femmes françaises nous observons que les mères québécoises de cette cohorte sont distribués d'une façon plus hétérogène parmi les différents niveaux de scolarité, parmi

La segmentation de la base de données de l'ENM par niveau de scolarité nous permet de calculer l'âge moyen de la mère à la première naissance selon le nombre d'enfants eus et le niveau de scolarité de la mère. Dans le graphique 7, nous pouvons voir que l'âge moyen des femmes québécoises à la première naissance selon le nombre d'enfants total est déterminé en grande partie pour le groupe des femmes québécoises avec un certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non

universitaire. En effet, pour la plus grande partie des femmes québécoises, il s'agit du niveau de scolarité le plus haut atteint.

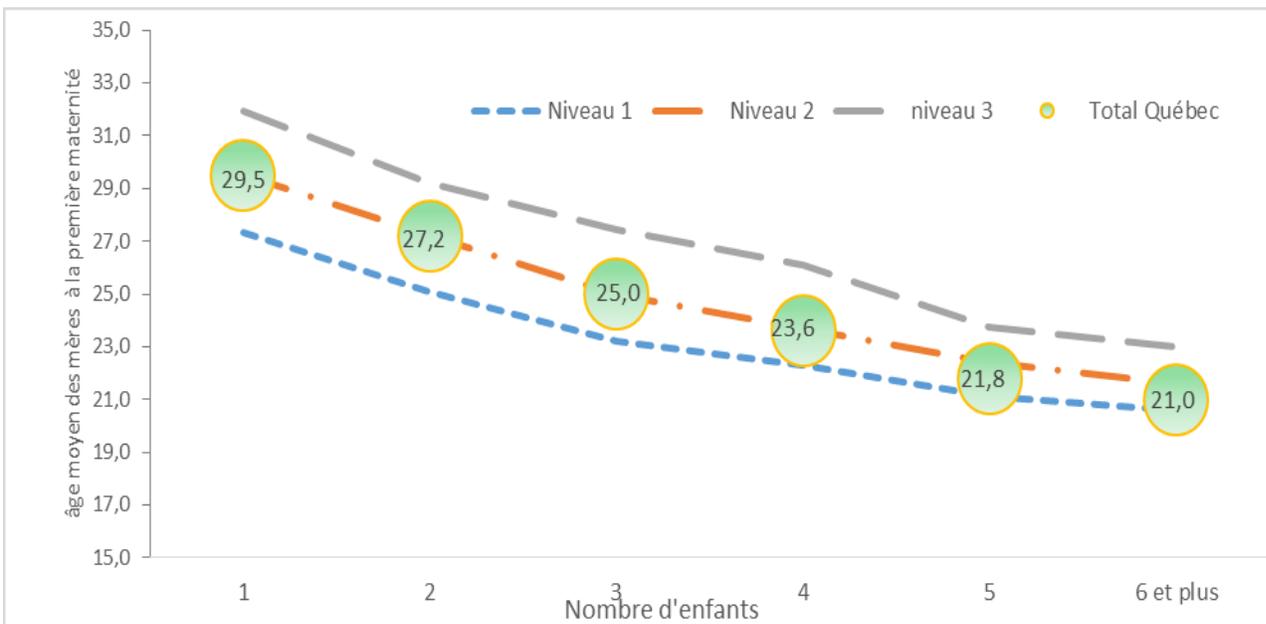
L'âge moyen à la première maternité d'une femme avec un seul enfant est toujours plus élevé que celui à la première maternité des femmes qui ont décidé d'avoir plus d'un enfant, et ce, pour tous les niveaux scolaires. Il est ainsi de 26,4 ans pour les moins scolarisées et de 32,4 ans pour les femmes avec un diplôme relié à la médecine, une maîtrise ou doctorat.

Les femmes plus scolarisées ont généralement leur premier enfant plus tard en comparaison avec celles qui ne sont pas scolarisées ou qui ont comme niveau maximal d'études un brevet d'études professionnelles. Ainsi, par exemple, l'âge moyen de la première maternité des femmes avec un diplôme relié à la médecine, une maîtrise ou un doctorat qui ont eu deux enfants est de 29,6 ans, tandis que pour les femmes qui ont comme maximum un autre certificat ou un diplôme d'une école de métiers ou un certificat d'apprenti inscrit, il est de 25,3 ans. Pour les femmes avec plus de six enfants, l'âge moyen à la première naissance est de 20,8 ans pour les femmes avec un « autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit » et de 22,9 ans, pour les femmes avec un diplôme relié à la médecine, une maîtrise ou un doctorat.

Pour visualiser plus facilement les tendances et les résultats de l'âge moyen à la première naissance chez les femmes québécoises, nous avons regroupé les niveaux scolaires en trois catégories. *Niveau un* : les femmes sans aucun certificat, diplôme au grade, les femmes avec un diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence et les femmes avec un autre certificat ou un diplôme d'une école de métiers ou un certificat d'apprenti ; *niveau deux* : les femmes avec un certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire (dans ce niveau se trouve la plupart de la population de cette cohorte) ; *niveau trois* : les femmes avec un baccalauréat ou un diplôme relié à la médecine, une maîtrise ou un doctorat (*Voir le graphique 7*).

Nous observons que l'âge moyen à la première naissance des femmes québécoises selon le nombre d'enfants suit la tendance des femmes de niveau scolaire deux jusqu'à quatre enfants à cause de la concentration des femmes de la cohorte dans cette catégorie. Pour les tailles de famille plus grands, l'âge moyen à la première maternité de la cohorte est plus proche de l'âge moyen de niveau scolaire un. En conséquence, dans les groupes de femmes de naissances plus haut (plus de 4 enfants), il n'y a presque pas d'effectifs de femmes avec un niveau éducatif deux et trois. (*Voir le graphique 7*).

**Graphique 7. Âge moyen de la première maternité de femmes par parité de famille selon le niveau de scolarité de la mère, ENM 2012, Québec**



\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

Source : ENM 2012

Ainsi, les écarts de l'âge moyen des femmes pour avoir leur premier enfant selon leur niveau éducatif varient entre 2,6 pour les femmes avec 6 enfants ou plus, et 6 ans et pour les femmes avec un seul enfant.

Mentionnons également que l'âge moyen des femmes à l'arrivée du premier enfant selon le nombre d'enfants varie entre 21 ans pour les femmes québécoises avec plus de 6 enfants et 30 ans pour les femmes québécoises avec un seul enfant. Nous pouvons alors observer que cet écart est relié au niveau d'études. Les femmes avec un faible niveau d'études ont tendance à avoir plus d'enfants et pourtant elles commencent leur maternité à un âge plus jeune que celles avec un niveau d'études plus élevé, qui ont tendance à commencer leur maternité plus tard.

Quand nous comparons les résultats obtenus de l'âge moyen à la première maternité des mères françaises (graphique 4) avec ceux obtenus pour les femmes québécoises, nous observons que les écarts sont différents pour tous les niveaux de scolarité du Québec pour toutes les tailles de famille, alors que pour la France, il n'y a presque pas d'écarts entre les niveaux de scolarité un et deux. En plus, l'âge moyen des mères françaises à la première maternité pour toutes les tailles de famille est plus bas que celui des femmes québécoises (excepté pour les femmes avec un seul enfant). Donc, pour cette cohorte,

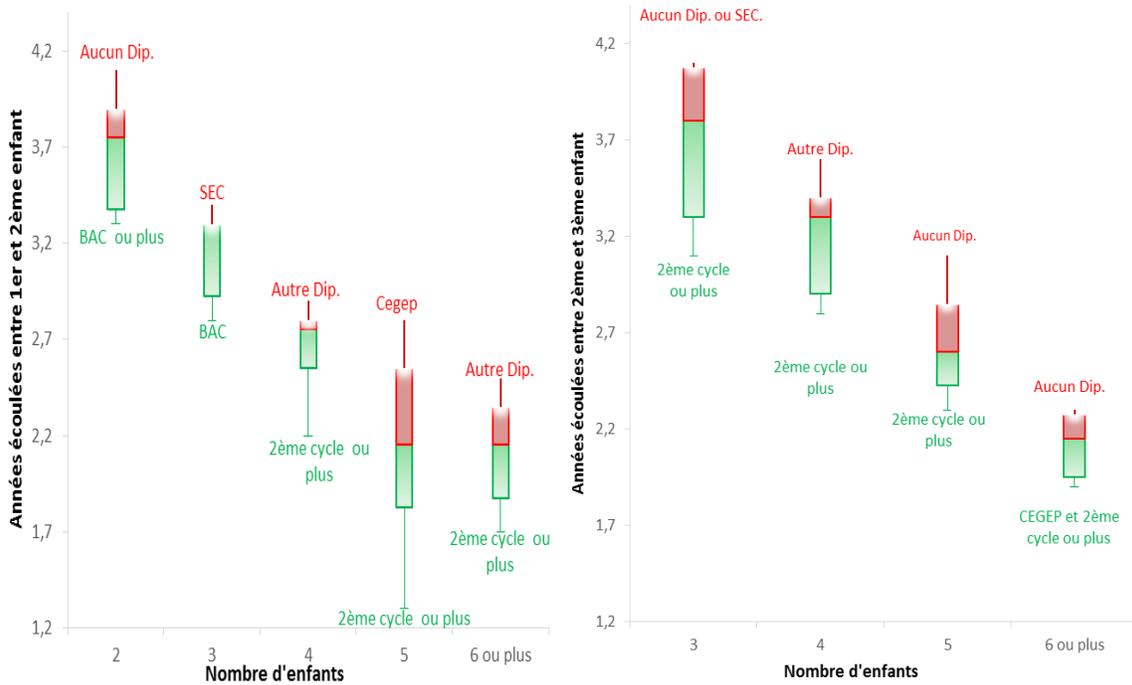
les femmes québécoises deviennent mères plus tard que leurs paires françaises (avec un maximum d'environ un an de plus pour les femmes avec six enfants ou plus).

Pour le temps écoulé entre la première et la deuxième naissance par nombre d'enfants dans le ménage selon le niveau de scolarité de la mère, malgré que les écarts ne soient pas grands (maximum 1,5 années), il est intéressant d'observer la relation inverse entre les nombres d'années que les femmes québécoises attendent avant d'avoir leur deuxième enfant et leur niveau de scolarité. Cela signifie que les femmes québécoises moins scolarisées attendent plus longtemps avant d'avoir leur deuxième enfant. Par exemple, les femmes québécoises avec «Aucun certificat, diplôme ou grade » (Aucun) et avec deux enfants ont attendu en moyenne 4,1 ans pour leur deuxième naissance, alors que les Québécoises avec un baccalauréat ou un diplôme relié à la médecine, une maîtrise ou un doctorat seulement ont attendu en moyenne 3,3 ans pour avoir leur deuxième enfant (*Voir le graphique 8*).

Les grandes variations pour les femmes québécoises avec plus de quatre enfants dans les groupes « Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat » et « Baccalauréat » sont en partie dues au nombre de cas très bas dans ces sous-groupes. Mentionnons également que pour les années écoulées entre les deuxièmes et troisièmes naissances par nombre d'enfants dans le ménage selon niveau de scolarité de la mère, nous observons des écarts d'au maximum un an. La relation est inverse entre le nombre d'années attendues pour avoir leur troisième enfant et le niveau de scolarité des femmes québécoises. Cependant, les femmes québécoises avec trois enfants et « Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence » atteintes en moyenne 4,1 ans avant de avoir leur troisième enfant, alors que leurs pairs avec « Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat » atteints seulement 3,1 ans (*Voir le graphique 8*).

En faisant la comparaison avec les résultats du temps écoulé entre les naissances de la France (graphique 5), nous observons que les tendances de temps écoulés sont similaires dans ces deux sociétés, mais que les femmes françaises attendent en général plus de temps pour avoir leur prochain enfant (minimum de 2 ans et maximum de 4,7 ans ; minimum de 1,3 an et maximum de 4,2 ans pour les femmes québécoises). Également, les écarts entre les différents niveaux d'études pour les femmes avec moins de trois enfants sont plus grands chez les femmes françaises que chez les femmes québécoises. Par contre, pour les familles nombreuses (trois enfants ou plus), les écarts sont plus évidents chez les mères québécoises que chez les mères françaises. Cette divergence peut être une piste pour penser que le phénomène des familles nombreuses est plus fréquent en France qu'au Québec.

**Graphique 8. Années écoulées entre les 1<sup>res</sup> et 2<sup>es</sup>, et 2<sup>es</sup> et 3<sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants dans le ménage selon le niveau de scolarité de la mère, Québec**



\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

**Aucun dipl. :** Aucun certificat, diplôme ou grade  
**SEC. :** Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence  
**Autre dip. :** Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou certificat d'apprenti inscrit  
**CEGEP :** Certificat ou diplôme d'un collège, CEGEP ou autre établissement non universitaire  
**BAC. :** Baccalauréat  
**2<sup>e</sup> cycle ou plus :** Diplôme relié à la médecine, maîtrise ou doctorat

Source : ENM 2012

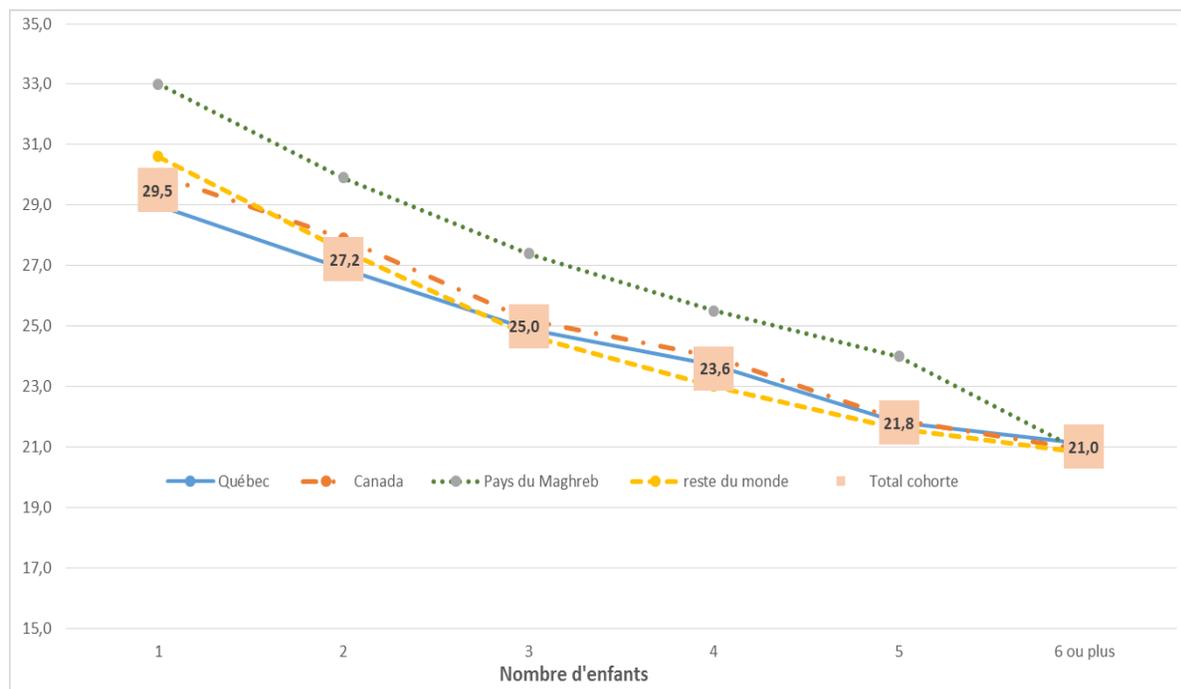
Cette analyse montre la forte relation entre le niveau scolaire et le nombre d'enfants eus par les femmes françaises et québécoises : plus le niveau scolaire des femmes françaises et québécoises est élevé, plus elles attendent avant de débiter leur vie de mère. Cependant, une fois qu'elles sont devenues mères, les femmes plus scolarisées laissent écouler moins temps avant d'avoir leurs deuxième et troisième enfants que leurs paires moins scolarisées.

## Lieu de Naissance de la mère

L'âge moyen général à la première naissance de femmes du Québec par nombre d'enfants selon leur lieu de naissance est déterminé pour le groupe de femmes « née au Québec » puis qu'elles sont la majorité de la population (77 %).

Les femmes nées hors du Québec (autres provinces ou nées hors du Canada) avec trois ou moins enfants attendent un peu plus du temps pour avoir leur premier enfant que celles qui sont nées au Québec. Par exemple, le groupe de femmes nées hors du Québec avec deux enfants ont eu leur première naissance à 27,9 ans en comparaison avec les femmes nées au Québec avec deux enfants qui ont eu leur premier enfant à 26,9 ans. Également, pour les femmes avec familles nombreuses (3 enfants ou plus) l'âge moyen à la première naissance est plus élevé pour les femmes « née à l'extérieur » que pour les femmes nées au Québec.

**Graphique 9. Âge moyen à la première maternité par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère (incluant les pays du Maghreb)**



Source : ENM 2012

\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

Pour tester l'hypothèse que les femmes provenant des pays faisant partie du Maghreb ont plus d'enfants que le reste des femmes, nous avons fait la séparation et la comparaison de ce groupe avec les femmes qui proviennent du Québec, du reste du Canada et du reste du monde (*Voir le graphique 9*).

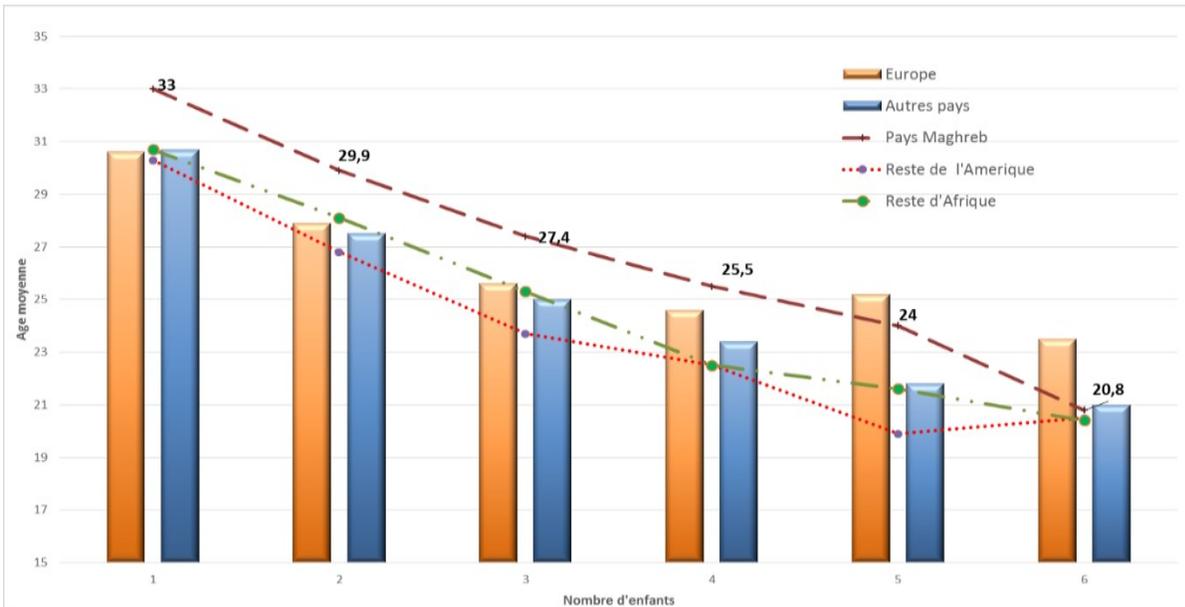
Les écarts de l'âge moyen à la première naissance par nombre total d'enfants entre les différents groupes selon lieu de naissance de femmes qui habitent au Québec est d'au maximum 4 ans (écarts entre l'âge moyen à la première naissance des femmes nées au Québec et des femmes provenant des pays maghrébins, qui ont eu un seul enfant). On remarque que l'âge moyen à la première naissance des femmes provenant des pays du Maghreb est plus élevé pour tous les groupes selon le nombre total d'enfants que pour le reste des femmes nées dans d'autres pays qui habitent au Québec. Ainsi, pour les femmes avec quatre enfants, l'âge moyen à la première naissance des femmes des pays maghrébins est 27,4 ans, tandis que pour leurs paires nées au Québec, il est 24,9 ans, 25,2 pour les femmes canadiennes et 24,7 pour les femmes provenant du reste du monde (*Voir le graphique 9*).

Egalement, pour tester l'hypothèse que les femmes provenant de pays africains ont plus d'enfants que le reste des femmes, nous avons segmenté les groupes de femmes par nombre d'enfants en : nées au Québec, nées dans d'autres provinces (différentes du Québec), pays du Maghreb, reste de l'Afrique (sans les pays du Maghreb), reste de l'Amérique (sans le Canada et les États-Unis), Europe, et autres pays (pays de l'Asie, pays de l'Océanie et les États-Unis), qui sont le groupe de pays avec un petit nombre d'effectifs.

Dans le graphique 10, nous observons que l'âge moyen de la première maternité chez les femmes africaines avec moins de quatre enfants est plus élevé que l'âge moyen de la première maternité de leurs paires d'autres origines excepté pour les femmes maghrébines, parmi les femmes des quatre enfants ou plus les africaines ont l'âge moyen de la première maternité plus bas depuis les femmes du reste de l'Amérique.

Parmi les femmes qui habitent au Québec qui ne sont pas Canadiennes, le groupe de femmes avec l'âge moyen le plus bas sont les femmes provenant du reste de l'Amérique pour chaque groupe de nombre d'enfants. De la même façon, les femmes provenant des pays du Maghreb sont les femmes avec l'âge moyen plus haut ; parmi toutes les origines des femmes analysées, elles sont seulement surpassées par les femmes européennes dans les groupes de femmes avec cinq enfants ou plus, (résultat qu'il faut analyser avec précaution vu le petit effectif de femmes européennes avec cinq enfants ou plus).

**Graphique 10. Âge moyen de la première maternité par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère (incluant les pays du Maghreb et le reste de l'Afrique), Québec**



\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

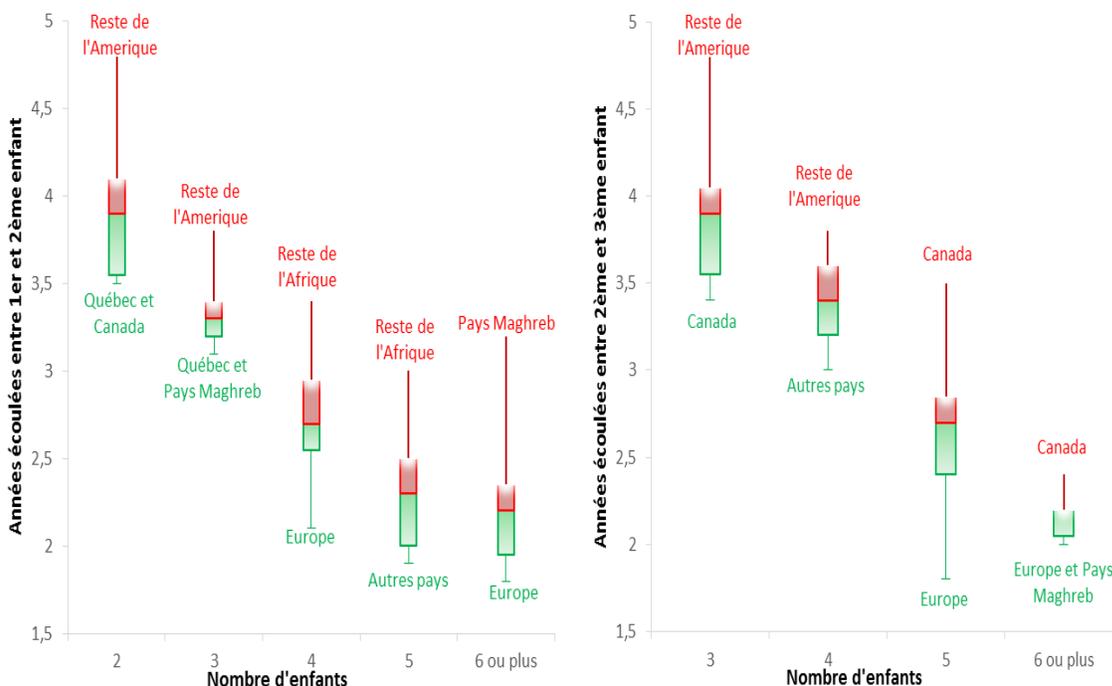
Source : ENM 2012

En analysant le temps écoulé entre les premières et les deuxièmes naissances et le temps écoulé entre les deuxièmes et les troisièmes naissances par nombre d'enfants dans le ménage selon le lieu de naissance de la mère, on observe que les groupes de femmes qui attendent pour avoir leur deuxième et troisième enfants sont les femmes qui proviennent du reste de l'Amérique. Par exemple, elles attendent en moyenne 4,8 ans pour avoir leur deuxième ou troisième enfant. Nous n'observons aucune tendance définie pour les autres groupes. (*Graphique 11*).

L'analyse des caractéristiques de la variable lieu de naissance de la mère selon le nombre d'enfants montre que les femmes provenant des provinces autres que le Québec et de pays autres que le Canada ont tendance à avoir leurs enfants plus tard que leurs paires canadiennes et québécoises, spécialement celles des pays du Maghreb. Pour le cas de femmes qui proviennent de pays autres que le Canada, le report de leur maternité pourrait être un effet de la migration, qui les ferait attendre d'être intégrées à la société québécoise avant de penser à fonder une famille. Par contre, les femmes qui

proviennent du reste de l'Amérique ont tendance à avoir leurs premiers enfants plus jeunes que les femmes québécoises. Nous remarquons également que les femmes nées dans le reste de l'Amérique et dans le reste de l'Afrique attendent généralement plus de temps avant leur prochaine maternité.

**Graphique 11. Années écoulées entre les 1<sup>res</sup> et 2<sup>es</sup>, et 2<sup>es</sup> et 3<sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants selon le lieu de naissance de la mère, Québec**



Source : ENM 2012

\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes). Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

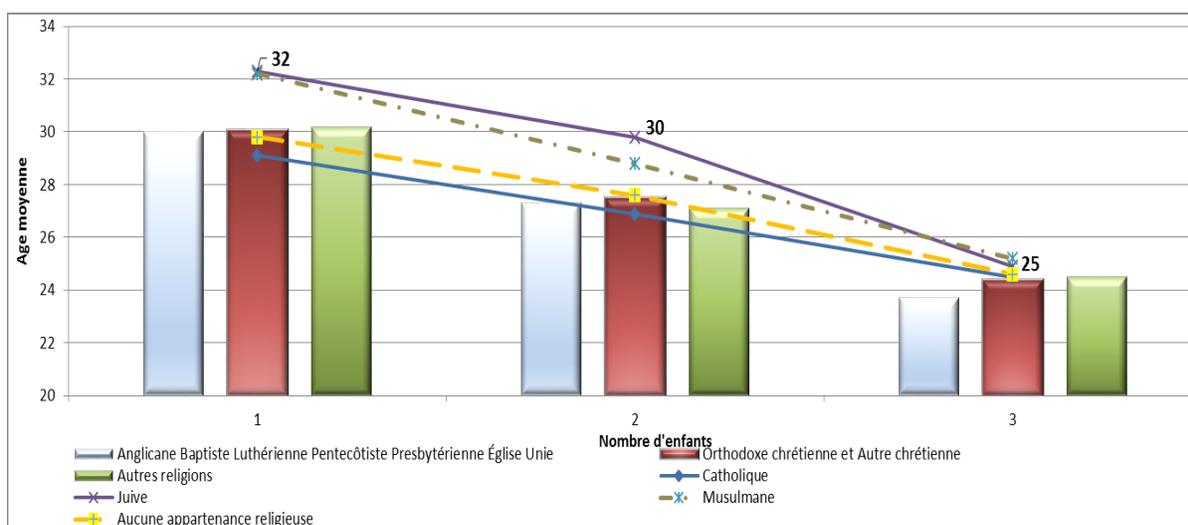
### **Religion**

Nous sommes intéressés à évaluer l'influence de la religion sur le nombre d'enfants que les femmes habitant au Québec entre 35 et 39 ans ont eu. Ainsi, pour les femmes juives, dans tous les groupes par nombre d'enfants, l'âge moyen à la première naissance est la plus élevé, suivi des femmes musulmanes, en comparaison avec les femmes d'autres religions. Par exemple, pour les femmes avec un seul enfant, l'âge moyen chez les femmes juives est de 32,3 ans et pour les femmes musulmanes de 32,2 ans, tandis que pour les femmes n'ayant aucune appartenance religieuse, l'âge moyen est de 29,8 ans.

Aussi on observe que l'âge moyen des femmes catholiques est le plus bas pour les femmes avec moins de trois enfants. Cependant, les femmes catholiques avec un seul enfant ont à leur naissance de 29,1 ans.

Il faut regarder avec précaution les variations du groupe des autres religions (à partir de trois enfants en raison des petits effectifs dans ces groupes. Par exemple, le nombre des effectifs avec quatre enfants est de seulement 15 femmes. Pour essayer de minimiser le problème de petit nombre d'effectifs de quelques groupes depuis de 3 enfants, et pour faire la comparaison directe avec les résultat de l'ESG on a regroupé les femmes avec trois et plus enfants selon la religion d'appartenance. On confirme que l'âge moyen à la première maternité des femmes juives et les femmes musulmanes est plus haute que cela des femmes d'autres religions. Autant que l'âge moyen à la première maternité pour avoir leur premier enfant des femmes catholiques est plus petit que pour le reste de la population d'intérêt (*Graphique 12*).

**Graphique 12. Âge moyen de la première maternité par nombre d'enfants (regroupé) selon la religion d'appartenance, Québec**



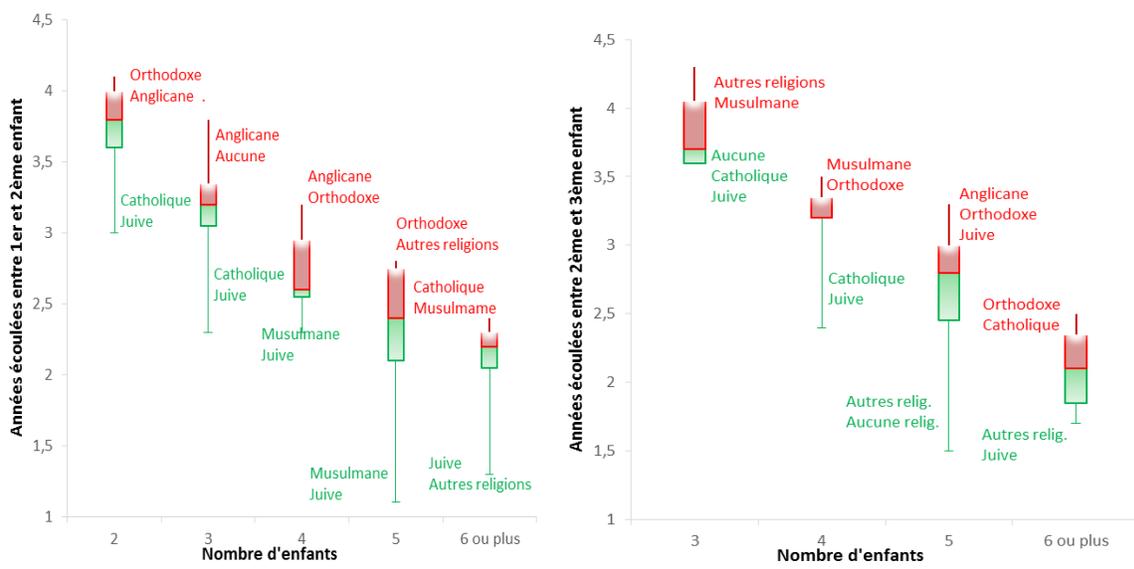
Source : ENM 2012

Le temps écoulé entre les premières et les deuxièmes naissances par nombre d'enfants selon la religion d'appartenance montre que les femmes qui habitent au Québec que attendent plus longtemps pour avoir leur deuxième enfant sont les femmes des religions anglicane, baptiste, luthérienne, pentecôtiste, presbytérienne, église unie, orthodoxe chrétienne ou autre religion chrétienne, pendant que leur pairs juives sont celles qui attendent le moins temps pour avoir leur deuxième enfant. Ainsi, une femme avec deux enfants et de religion orthodoxe chrétienne ou autre religion chrétienne a laissé écouler en moyenne

4,1 ans avant d'avoir un deuxième enfant, et une femme des religions anglicane, baptiste, luthérienne, pentecôtiste, presbytérienne, ou de l'Église unie a attendu quatre ans, tandis qu'une femme juive avec deux enfants a attendu en moyenne trois ans avant d'avoir un deuxième enfant (*Voir le graphique 13*).

Pour les années écoulées entre la deuxième et la troisième naissance par nombre d'enfants selon la religion d'appartenance, on observe dans le graphique 13, qu'également les femmes des religions anglicane, baptiste, luthérienne, pentecôtiste, presbytérienne, église unie, orthodoxe chrétienne ou autre chrétienne sont celles qui attendent le plus pour avoir leur troisième naissance. Pour les femmes des autres religions (non identifiées), les variations sont très fortes, possiblement à cause des petits effectifs (dans les groupes de femmes de plus de trois enfants, ces résultats doivent être analysés avec précaution).

**Graphique 13. Années écoulées entre les 1<sup>res</sup> et 2<sup>es</sup>, et 2<sup>es</sup> et 3<sup>es</sup> naissances par nombre d'enfants selon la religion d'appartenance, Québec**



Source : ENM 2012

**Groupe anglican :** anglicans, baptistes, luthériens, pentecôtistes, presbytériens et membres de l'Église Unie

**Groupe orthodoxe :** orthodoxes chrétiens et autre chrétiens

\*\*\* Il convient de souligner que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq et de six enfants et plus est considéré petit (moins de 200 femmes), Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

### III.4.2 Probabilités d'agrandissement au Québec

Pour réaffirmer les conclusions obtenues jusqu'ici, nous calculons les probabilités d'agrandissement d'avoir au minimum  $n$  enfants selon ces caractéristiques de la mère : niveau de scolarité, lieu de naissance et religion d'appartenance.

## Niveau de scolarité

Premièrement, quand on calcule les proportions selon chaque niveau de scolarité on peut remarquer que les proportions augmentent selon le niveau de scolarité jusqu'au les femmes qui ont deux enfants, par contre, les proportions de familles avec trois ou plus enfants ont tendance à diminuer. Ainsi, on observe dans le tableau 20, que pour les femmes sans aucun certificat, diplôme ou grade la proportion de femmes qui ont eu seulement deux enfants est 0.31, par contre, pour leurs pairs avec baccalauréat la proportion de femmes qui ont eu deux enfants augmente jusqu'à 0.38.

**Tableau 20. Proportion femmes nées entre 1973 et 1977 par niveau de scolarité de la mère selon le nombre d'enfants en utilisant l'ENM 2012, Québec**

Nombre d'enfants	Aucun certificat, diplôme ou grade	Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit	Certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire	Baccalauréat	Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat acquis	Total
0	23,9	24,1	21,0	23,6	25,3	29,3	24,4
1	21,0	21,2	22,9	20,5	19,5	21,6	20,9
2	30,7	35,0	37,7	39,8	38,8	35,9	37,4
3	15,8	14,2	13,9	12,5	12,9	11,1	13,1
4	5,9	4,0	3,2	2,8	3,1	1,8	3,2
5	1,4	0,8	0,9	0,6	0,3	0,3	0,6
6 ou plus	1,2	0,7	0,4	0,2	0,1	0,1	0,4

Source : ENM 2012

En observant les probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité de la mère dans le tableau 21, nous trouvons que :

- i) Pour les familles avec moins de deux enfants leurs probabilités d'agrandissement sont similaires entre les différents niveaux de scolarité et leurs écarts sont minimes (moins de 0,01), ça veut dire, que dans le groupe de femmes qui ont comme maximum deux enfants il n'existe pas grosse différence selon leur niveau de scolarité,
- ii) pour les familles avec trois enfants ou plus, les probabilités d'agrandissement varient entre 0,12 et 0,46 selon les niveaux de diplôme de la mère et leurs écarts entre 0,01 et 0,25. Ces résultats montrent qu'il y a des différences importantes entre les niveaux de fécondité des femmes les moins scolarisées et les plus scolarisées. Par exemple,  $a_2$  pour une mère sans aucun certificat, diplôme ou grade est de 0,44. En comparaison,  $a_2$  pour

une mère qui a obtenu un baccalauréat est de 0,30 ; ces résultats nous donnent un écart de 0,14.

Pour visualiser plus facilement les différences entre les niveaux éducatifs, nous avons regroupé dans le tableau 22 les niveaux éducatifs. Pour contourner les problèmes de volatilité causés par les petits effectifs, nous avons limité l'observation aux sous-groupes de familles (ou femmes) avec 1 à 3 enfants ou plus.

**Tableau 21. Probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité de la mère en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec**

Probabilité d'agrandissement	Aucun certificat, diplôme ou grade	Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit	Certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire	Baccalauréat	Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat acquis	Total
$a_0$	0,76	0,76	0,79	0,76	0,75	0,71	0,76
$a_1$	0,72	0,72	0,71	0,73	0,74	0,69	0,72
$a_2$	0,44	0,36	0,33	0,29	0,30	0,27	0,32
$a_3$	0,35	0,28	0,25	0,22	0,21	0,16	0,24
$a_4$	0,31	0,27	0,28	0,23	0,12	0,15	0,23
$a_5$	0,46	0,46	0,32	0,28	0,30	0,21	0,36

Source : ENM 2012

Nous pouvons observer que la probabilité d'agrandissement des familles de 2 enfants à 3 ou plus, est plus élevée pour les femmes moins scolarisées. Les femmes qui ont un baccalauréat, une maîtrise ou un doctorat ont de faibles probabilités d'agrandissement aux parités supérieures (*Voir le tableau 21*).

Grâce au regroupement, nous pouvons observer que les probabilités d'agrandissement de famille pour les groupes de femmes avec un ou deux enfants dans l'ENM ne montrent pas de grandes différences selon le niveau de scolarité. Elles ont un écart maximum de 0,04 entre les sous-groupes de niveau de scolarité. Par contre, pour les femmes de 3 ou plus enfants, les probabilités d'agrandissement de famille sont beaucoup plus élevées pour les femmes qui n'ont pas de certificat, diplôme ou grade que les probabilités d'agrandissement de leurs paires avec niveau de scolarité cégep, baccalauréat ou plus. Par exemple, pour les femmes sans aucun certificat, diplôme ou grade  $a_3 = 0,39$ , alors que chez les femmes avec cégep, baccalauréat ou plus  $a_3 = 0,30$ .

**Tableau 22. Probabilités d’agrandissement par niveau de scolarité de la mère (regroupée), femmes nées entre 1973 et 1977, Québec**

ENM 2012				
Probabilité d’agrandissement	Études partielles au secondaire/primaire/ aucune scolarité	Diplôme/certificat d’une école de métiers/de formation technique	Doctorat/maîtrise /baccalauréat	Total Cohorte
$a_0$	0,76	0,77	<b>0,73</b>	0,76
$a_1$	0,72	0,72	0,72	0,72
$a_2$	<b>0,39</b>	<b>0,30</b>	<b>0,29</b>	0,32

ESG 2012				
Probabilité d’agrandissement	Études partielles au secondaire/primaire/ aucune scolarité	Diplôme/certificat d’une école de métiers/de formation technique	Doctorat/maîtrise /baccalauréat	Total Cohorte
$a_0$	<b>0,81</b>	<b>0,91</b>	<b>0,83</b>	0,86
$a_1$	0,85	0,83	0,86	0,85
$a_2$	<b>0,39</b>	<b>0,39</b>	<b>0,34</b>	0,37

Source : ENM 2012 et ESG 2012

En observant les probabilités d’agrandissement de famille estimées à partir de l’ESG et la variable du total d’enfants eus pour la femme (*Tableau 22*), nous trouvons que le groupe de femmes avec un certificat de formation technique a une  $a_0$  de  $0,91$ , ce qui est la plus haute valeur parmi tous les groupes par niveau d’études. Cette  $a_0$  est considérée comme atypique car elle crée un écart de  $0,1$  ou plus avec les  $a_0$  des autres groupes. Les probabilités d’agrandissement de famille  $a_2$  présentent la même tendance que les résultats de l’ENM avec des écarts plus petits.

Quand nous estimons la descendance finale à partir des probabilités d’agrandissement pour le total des femmes nées entre 1973 et 1977 qui habitent à Québec en utilisant les deux sources consultés, nous obtenons  $Dm(ENM) = 1,80$  et  $Dm(ESG) = 2,08$ . Ainsi, pour les femmes québécoises nées entre 1973 et 1977, l’ISF estimé pour l’ENM est inférieur à celui estimé pour l’ESG. Une des raisons qui pourrait expliquer les écarts entre les estimations de  $Dm$  entre les résultats de l’ENM et de l’ESG est la taille de l’échantillonnage, qui affecte le nombre d’effectif à analyser pour les femmes avec famille nombreuse (plus de deux enfants), surtout dans l’ESG.

## Lieu de naissance de la mère

Pour vérifier les hypothèses reliées au lieu de naissance de la mère, cette variable a été divisée en sept catégories : Québec, reste du Canada (sans le Québec), pays du Maghreb, reste de l'Afrique (sans les pays du Maghreb), reste de l'Amérique (sans le Canada et les États-Unis) et les autres pays (inclut les pays de l'Asie, l'Océanie et les États-Unis).

Dans le tableau 22, nous pouvons observer que les femmes qui proviennent des pays du Maghreb et du reste de l'Afrique ont des probabilités d'agrandissement plus hautes que le reste des groupes pour les familles avec un seul enfant, autant que pour les familles avec six enfants ou plus. Également, les femmes du reste de l'Afrique ont des probabilités plus hautes pour les sous-groupes de trois, quatre et cinq enfants que le reste des femmes provenant d'autres groupes. Par contre, les probabilités d'agrandissement des femmes européennes avec deux, trois et quatre enfants sont plus faibles que pour le reste des femmes provenant d'autres groupes. Pareillement, les probabilités d'agrandissement des femmes québécoises et des femmes du reste de l'Amérique avec six enfants ou plus sont plus faibles que pour le reste des groupes.

Les probabilités d'agrandissement de famille  $a_2$  et  $a_3$  des femmes nées au Québec sont plus basses que celles estimées pour les femmes du reste de l'Amérique et elles sont plus hautes que celles estimées pour des femmes européennes, ce qui signifie que les femmes européennes et québécoises sont celles qui ont le moins de probabilités d'avoir des familles nombreuses. Par exemple, les femmes européennes et les femmes québécoises ont des valeurs  $a_2$ , respectivement, de 0,24 et de 0,31 (Voir le tableau 23).

**Tableau 23. Probabilités d'agrandissement par lieu de naissance de la mère (agrupée) en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec**

Probabilité d'agrandissement	Québec	Canada	Europe	Pays du Maghreb	Rest de l'Amérique	Reste de l'Afrique	Autres pays	Total
$a_0$	0,76	0,71	0,75	0,83	0,74	0,79	0,75	0,76
$a_1$	0,73	0,74	0,63	0,75	0,69	0,77	0,70	0,72
$a_2$	0,31	0,32	0,24	0,37	0,38	0,53	0,34	0,32
$a_3$	0,23	0,29	0,18	0,23	0,28	0,41	0,25	0,24
$a_4$	0,23	0,21	0,29	0,10	0,28	0,30	0,28	0,23
$a_5$	0,34	0,42	0,00	0,50	0,34	0,54	0,40	0,36

Source : ENM 2012

Quand on rassemble les femmes nées hors du Québec en deux groupes, le premier groupe comprenant les femmes nées au Canada, en Europe ou dans d'autres pays et l'autre groupe rassemblant les femmes nées dans un pays d'Afrique, incluant les pays du Maghreb, ou un pays d'Amérique, il est possible de voir que les femmes nées dans les autres provinces du Canada, l'Europe ou d'autres pays sont celles qui ont les probabilités d'agrandissement les plus basses; au contraire, les femmes nées dans un pays d'Afrique ou d'Amérique sont celles qui ont les probabilités les plus hautes d'avoir une famille nombreuse avec trois enfants ou plus (*Voir le tableau 24*).

Pour éviter les problèmes d'analyses causées pour les petits effectifs dans les probabilités d'agrandissement des familles de trois enfants et plus, et pour faire la comparaison avec les résultats obtenus avec l'ESG (où nous analysons les femmes nées au Québec en comparaison avec un groupe de femmes nées hors du Québec), nous limitons les analyses jusqu'aux probabilités de trois enfants ou plus (*Voir tableau 24*).

**Tableau 24. Probabilités d'agrandissement par lieu de naissance de la mère (grands groupes) en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec**

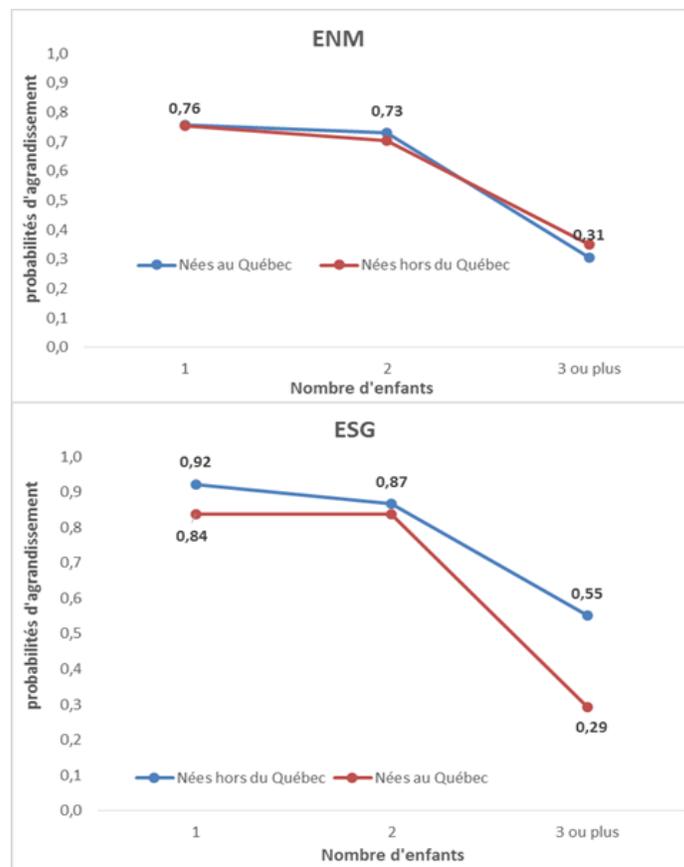
Probabilité d'agrandissement	Nées au Québec	Nées au Canada, Europe ou autres pays	Nées dans un pays de l'Afrique (inclus pays du Maghreb) ou un pays de l'Amérique
$a_0$	0,76	0,74	0,78
$a_1$	0,73	0,69	0,72
$a_2$	0,31	0,31	0,40

Source : ENM 2012

Les probabilités d'agrandissement de famille pour le nombre d'enfants qui habitent dans le ménage selon le lieu de naissance en utilisant les données de l'ENM ne montrent pas de grandes différences entre les femmes québécoises et les femmes nées hors du Québec. Cet effet peut être causé par l'incorporation dans le même groupe de femmes avec de hautes probabilités d'agrandissement de famille, comme les femmes africaines, et de femmes avec de basses probabilités d'agrandissement de famille, comme les femmes européennes. En plus, ici nous pouvons avoir l'effet de la migration qui retarde le début de la maternité. (*Voir le graphique 14*). Par contre, les résultats en utilisant l'ESG et le nombre total d'enfants eus par les femmes montrent qu'il y a une différence significative entre les probabilités d'agrandissement de ces deux groupes. Ainsi, les probabilités d'agrandissement d'une femme québécoise est de 0,29 et celles d'une femme née hors du Québec est de 0,55 (*Voir le graphique 14*).

Au contraire de ce qui se passe en France, cette analyse faite en prenant en compte les estimations en utilisant les microdonnées de l'ESG donne une piste pour assumer qu'au Québec le lieu de naissance des femmes influe sur la décision d'avoir une famille nombreuse (trois enfants ou plus). Il faut souligner que les niveaux d'immigration du Canada et du Québec sont en général plus grands qu'en France.

**Graphique 14. Probabilités d'agrandissement selon lieu de naissance de la mère (regroupée)  
ENM 2012 et ESG 2012, femmes nées entre 1973 et 1977, Québec**



Source : ENM 2012 et ESG 2012

### Religion d'appartenance de la mère

Pour analyser cette caractéristique, nous avons regroupé les 15 religions déclarées dans l'ENM en 7 groupes d'accord aux nombres d'effectifs.

On visualise dans les tableaux 25 et 26 que le groupe de femmes de la religion juive ont des probabilités d'agrandissement plus haut que celles d'autres religions, peu importe le nombre d'enfants déclarés. Par contre, les femmes sans aucune appartenance religieuse ont des probabilités

d'agrandissement plus bas, pour les sous-groupes de familles de deux enfants ou moins, pendant que les femmes du groupe des autres religions (non nommées) ont les probabilités d'agrandissement plus bas pour les sous-groupes de familles de trois et quatre enfants, et les femmes catholiques pour les sous-groupes de familles de cinq enfants ou plus.

Pour faire la comparaison entre les probabilités d'agrandissement résultantes de l'ENM et de l'ESG, nous avons regroupé toutes les femmes des autres religions pour les comparer avec les femmes de religion catholique.

**Tableau 25. Probabilités d'agrandissement selon la religion d'appartenance de la mère (agrupée), en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977**

Probabilité d'agrandissement	Anglicane Baptiste Luthérienne Pentecôtiste Presbytérienne					Autres religions inconnues	Aucune appartenance religieuse	Total
	Catholique	Église Unie	Autres cristians	Juives	Musulmans			
$a_0$	0,76	0,76	0,74	0,80	0,84	0,75	0,69	0,76
$a_1$	0,73	0,75	0,68	0,82	0,77	0,70	0,65	0,72
$a_2$	0,30	0,44	0,33	0,52	0,44	0,26	0,29	0,32
$a_3$	0,22	0,39	0,30	0,50	0,30	0,15	0,22	0,24
$a_4$	0,19	0,40	0,27	0,72	0,21	0,27	0,22	0,23
$a_5$	0,27	0,48	0,47	0,67	0,30	0,50	0,32	0,36

Source : ENM 2012

Les probabilités d'agrandissement de famille estimées à partir de l'ESG sont plus hautes que celles estimées à partir de l'ENM. Cependant, pour la religion d'appartenance de la mère les probabilités d'agrandissement ne présentent pas une grande différence pour les  $a_0$  et  $a_1$  de l'ENM et de l'ESG. Par contre, pour le  $a_2$ , en particulier avec l'ESG il est possible de constater une différence importante selon la religion d'appartenance qui nous indique que chez les femmes de la religion catholique, il est moins probable d'avoir une famille nombreuse (de trois enfants ou plus).

Il faut tenir en compte que si bien les estimations calculées à partir de l'ESG semblent illuminer mieux les différences entre les groupes d'intérêt, ces résultats peuvent être affectés pour les bas nombre d'effectifs dans l'échantillonnage pour certains groupes.

**Tableau 26. Probabilités d'agrandissement selon la religion d'appartenance de la mère (agrupée), femmes nées entre 1973 et 1977**

ENM		
Probabilité d'agrandissement	Catholique	Autres religions
$a_0$	0,76	0,74
$a_1$	0,73	0,70
$a_2$	<b>0,30</b>	0,35
ESG		
Probabilité d'agrandissement	Catholique	Autres religions
$a_0$	0,85	0,88
$a_1$	0,84	0,86
$a_2$	<b>0,27</b>	<b>0,52</b>

Source : ENM 2012 et ESG 2012

### III. 5. TEST D'HYPOTHÈSES DE DÉPENDANCE ENTRE VARIABLES

Pour prouver le lien de dépendance de la variable nombre de enfants ou taille de famille avec les variables indépendantes niveau de scolarité, lieu de naissance de la mère et religion nous utilisons le test statistique pour l'analyse de variance Anova à deux facteurs avec un échantillon par groupe. Nous avons trouvé une forte dépendance pour toutes les variables d'intérêt.

#### **Premier exemple de test**

*Variabes dépendantes : Âge moyen à la première maternité*

*Variabes de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants*

$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$                       et                       $H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$

Où  $\mu_{ij}$  est l'âge moyen à la première maternité pour chaque groupe de niveau d'éducation ( $m$ ) et taille de famille ( $k$ )

D'autre façon on peut dire :

L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) prédit qu'il n'y a pas d'effets entre le niveau d'éducation et la taille de famille sur l'âge moyen à la première maternité, tandis que l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) prédit qu'il y a d'effets ou liens entre le niveau d'éducation et la taille de famille sur l'âge moyen à la première maternité.

Comme la valeur F est plus grande que les valeurs critiques F, nous rejetons l'hypothèse nulle. Il y a un effet entre le niveau d'éducation et le nombre d'enfants/rang de famille sur l'âge moyen à la première naissance (*Voir le tableau 27*).

Les résultats détaillés des autres tests Anova pour les variables d'intérêt de la France se trouvent dans les annexes 7.1.

**Tableau 27. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/taille de famille sur l'âge moyen de la mère à la première naissance), pour la France**

<i>Variable</i>	<i>Résumé</i>	<i>Groups</i>	<i>Somme</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Variance</i>
Nombre d'enfants / Taille de famille	1	3	89,00198	29,66733	2,03873
	2	3	80,17783	26,72594	2,35054
	3	3	74,33437	24,77812	2,62764
	4	3	69,51211	23,17070	2,47106
	5	3	66,53911	22,17970	1,53501
	6 ou plus	3	63,01823	21,00608	2,54452
Niveau d'éducation	Niveau 1	6	141,32449	23,55408	11,26793
	Niveau 2	6	143,52385	23,92064	9,08428
	Niveau 3	6	157,73530	26,28922	10,41177

Analyse de variance							
<i>origine des variations</i>	<i>SCE</i>	<i>ddl</i>	<i>Carré moyen</i>	<i>F</i>	<i>Probabilité</i>	<i>Valeur critique F</i>	<i>Relation de dependance</i>
Nombre d'enfants / Taille de famille	153,13590	5	30,62718	447,74022	2,02879E-11	3,32583	Oui
Niveau d'éducation	26,45094	2	13,22547	193,34381	1,01802E-08	4,10282	Oui
SCE erreur	0,68404	10	0,06840				
SCE Total	180,27088	17					

Source : Calculs sur les estimations de l'EFL 2011

Pour exemplifier les résultats des tests que nous avons obtenu pour toutes les variables d'intérêt en France et au Québec nous montrons autres cas pour le Québec.

### **Deuxième exemple de test**

***Variabes dépendant : Temps écoulé entre la deuxième et la troisième naissance***

***Variabes de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants***

$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{mk}$  et  $H_1 : \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance pour chaque groupe de niveau d'éducation ( $m$ ) et taille de famille ( $k$ )

D'autre façon on peut dire :

L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) prédit qu'il n'y a pas d'effets entre le niveau d'éducation et la taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance, tandis que l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) prédit qu'il y a d'effets ou liens entre le niveau d'éducation et la taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance.

**Tableau 28. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance), pour le Québec**

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance		
Nombre d'enfants / Range de famille	3	6	22,1	3,68333333	0,20567		
	4	6	19,2	3,2	0,11200		
	5	6	15,9	2,65	0,09500		
	6 ou plus	6	12,9	2,15	0,05500		
Niveau d'éducation	Aucun certificat, diplôme ou grade	4	12,9	3,225	0,43583		
	Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	4	12,2	3,05	0,73667		
	Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit	4	12,6	3,15	0,69667		
	Certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire	4	11,4	2,85	0,63000		
	Baccalauréat	4	10,9	2,725	0,16917		
	Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat acquis	4	10,1	2,525	0,28250		
<b>Analyse de variance</b>							
origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique F	Relation de dépendance
Nombre d'enfants / Range de famille	7,96125	3	2,65375	44,66339	0,00000	3,28738	oui
Niveau d'éducation	1,447083333	5	0,28942	4,87097	0,00760	2,90129	oui
SCE erreur	0,89125	15	0,05942				
SCE Total	10,29958333	23					

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012

Comme la valeur F est plus grande que les valeurs critiques F, nous rejetons l'hypothèse nulle. Il y a un effet entre le niveau d'éducation et le nombre d'enfants/rang de famille sur l'âge moyen du temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance (Voir le tableau 28).

**Troisième exemple de test**

**Variables dépendant : Temps écoulé entre la deuxième et la troisième naissance**

**Variables de contrôle : Lieu de naissance de la mère et nombre d'enfants**

$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{mk}$                       *et*                       $H_1 : \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la deuxième naissance et la troisième pour chaque groupe de lieu de naissance de la mère (*m*) et nombre d'enfants/rang de famille (*k*)

**Tableau 29. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et nombre d'enfants/taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance), pour le Québec**

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance
Taille de famille	3	7	27,3	3,9	0,23333
	4	7	23,8	3,4	0,08667
	5	7	18,5	2,6	0,28962
	6 ou plus	7	15,1	2,2	0,01952
Lieu de naissance de la mère	Québec	4	11,5	2,9	0,30917
	Canada	4	12,6	3,1	0,25667
	Pays du Maghreb	4	11,5	2,9	0,84917
	Reste de l'Amérique	4	13,6	3,4	1,24667
	Europe	4	10,9	2,7	0,91583
	Reste d'Afrique	4	12,7	3,2	0,66917
	Autres pays	4	11,9	3	0,8025

Analyse de variance							
origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique F	Relation de dépendance
Taille de famille	14,63821	3	4,21274	30,21947	0	3,15991	Oui
Lieu de naissance de la mère	1,265	6	0,21083	1,51238	0,23021	2,6613	non
SCE erreur	2,50929	18	0,1394				
SCE Total	16,4125	27					

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012

D'autre façon on peut dire :

*L'hypothèse nulle (H<sub>0</sub>) prédit qu'il n'y a pas d'effets entre le lieu de naissance et la taille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance, tandis que l'hypothèse alternative (H<sub>1</sub>) prédit qu'il y a des effets ou liens entre le lieu de naissance et la taille de famille de famille sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance.*

Comme la valeur  $F$  est plus petite que les valeurs critiques  $F$ , nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle. Il n'y a pas suffisamment d'évidence statistique pour montrer un effet entre le lieu de naissance et le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance (*Voir le tableau 29*).

Les résultats de l'analyse de variance des effets des variables du niveau de scolarité, du lieu de naissance pour le Québec sur le nombre d'enfants eus pour les femmes et les caractéristiques âge moyenne à la première naissance et temps écoulées entre naissances réaffirment statistiquement la relation de dépendance des variables d'intérêt, excepte pour le lien entre lieu de naissance et le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance, où il n'y a pas suffisamment d'évidence pour rejeter la hypothèse de dépendance. Tous les tests et les résultats détaillés sont montrés dans les annexes 7.

### III. 6. MODÈLE AD-HOC

Grâce à notre analyse des variables indépendantes associées à la fécondité, notamment l'âge moyen à la première naissance, le temps écoulé entre la première et la deuxième naissance et le temps écoulé entre la deuxième et la troisième naissance et les probabilités d'agrandissement, nous proposons un premier modèle ad-hoc ou empirique pour développer les profils des femmes. Ce modèle indique le nombre possible d'enfants que les femmes auront selon les caractéristiques sociodémographiques analysées dans cette recherche :

**Mères avec trois enfants ou plus :** Niveau éducative un, femmes proviennent des pays du Maghreb et d'Afrique, de religion musulmane ou juive.

**Mère avec deux enfants :** Niveau éducation deux, femmes proviennent d'Amérique latine et de religion catholique ou chrétienne

**Mère avec maxime un seul enfant :** Niveau éducation trois, femmes proviennent du Québec, d'Europe ou d'autres pays développés, de religion catholique ou chrétienne.

## LIMITES ET POSSIBILITÉS POUR DE FUTURES RECHERCHES

Le choix de la cohorte des femmes âgées entre 35 et 39 ans s'explique par le fait que la différence entre les résultats obtenus par le recensement et l'EFL serait plus grande si nous prenions une génération plus âgée. En effet, plus une femme est âgée, plus il y a de chance qu'elle soit mère et que ses enfants aient déjà quitté le foyer parental (pour aller étudier, travailler ou vivre ailleurs dans les cas de recomposition familiale). D'autre part, les femmes des générations plus jeunes ont encore plusieurs années devant elles pour avoir leurs enfants et les estimations du nombre d'enfants qu'elles ont eus seront sous-estimées.

Plus précisément, en France, l'analyse descriptive et la distribution des femmes de la cohorte 35-39 ans selon le nombre d'enfants corésidents montre un écart de 2,2 points entre les pourcentages des femmes sans enfant obtenus dans le recensement et ceux issus de l'EFL. Nous pensons que le recensement surestime le nombre de femmes sans enfant à cause de l'impossibilité de comptabiliser les enfants qui ont déjà quitté le foyer pour les femmes qui ont eu un seul enfant, des enfants de parents séparés qui habitent seulement avec leur père, ou des enfants décédés. C'est pourquoi de possibles recherches pourraient être développées afin de trouver des méthodes qui intégreraient les femmes que nous n'avons pas pu comptabiliser.

De futures recherches pourraient aussi consister à étudier les liens entre la situation sur le marché du travail des femmes, leur niveau salarial et leur état conjugal avec les probabilités d'agrandissement. Pour le moment, grâce à d'autres études, nous savons que les femmes arrêtent de travailler après la naissance de leur premier enfant (du moins temporairement) plus souvent que les hommes (De Luca Barrusse, 2016). Bien que la recherche de Schmitt en 2012 montre que les femmes préfèrent retarder leur maternité par peur de se retrouver au chômage ou de retarder leur carrière professionnelle, les résultats de notre étude suggèrent des pistes sur les écarts de temps écoulé entre les naissances selon le niveau d'études de la mère. Ainsi, les femmes ayant un niveau éducatif plus élevé ont tendance à avoir leurs deuxième et troisième enfants à des intervalles plus courts que leurs paires avec un niveau éducatif moins élevé. Une étude sur la fécondité durant le baby-boom au Canada (Gauvreau et Laplante, 2016) a montré que le lien entre le statut conjugal et la fécondité est faible.

La principale limitation de cette étude était déterminée pour la taille de l'échantillon de la population d'intérêt dans l'ESG et l'existence d'une restriction pour les analyses des catégories avec le nombre d'effectifs plus petit à cause de la norme de confidentialité du CIQSS qui ne permet pas la publication des résultats avec moins de cinq effectifs.

## CONCLUSIONS

En conclusion, cette recherche sur la fécondité en France et au Québec, et particulièrement sur l'estimation des probabilités d'agrandissement des familles pour une cohorte de femmes âgées de 35 à 39 ans en 2011, a permis de valider nos hypothèses sur la relation entre les probabilités d'agrandissement des familles et les caractéristiques sociodémographiques de la mère que sont le « niveau de scolarité » et son « lieu de naissance ». De plus, nous avons utilisé l'information disponible sur les microdonnées du Québec pour analyser la variable « religion d'appartenance de la mère » en relation avec la probabilité d'agrandissement des familles.

Un aspect important à souligner est que le principal défi logistique de cette recherche consistait principalement à trouver la façon de standardiser les différentes variables et mesures d'intérêt des quatre ressources des deux sociétés analysées. Il a fallu tenir compte du fait que chacune des bases de données consultées avait ses propres caractéristiques, et conserver le but de comparer les tendances du niveau de fécondité entre la France et le Québec.

D'un autre côté, pour le cas de la France, 1) le recensement est annuel, 2) la qualité est médiocre en ce qui concerne l'état civil concernant le rang de naissance, et 3) la fécondité semble amorcer une baisse. Ainsi, ce travail ouvre des possibilités pour obtenir des réponses à des questions du type :

- Quelles sont les femmes ou les couples qui n'ont pas eu de troisième enfant (de deuxième et de premier enfant), alors que tous les paramètres les prédisposaient à en avoir ?
- Comment évoluent les composantes par rang de taux de fécondité aux différents âges ?

Pour valider les hypothèses de la recherche, nous faisons une analyse descriptive de l'âge moyen de la mère à la première maternité par taille de famille, selon les caractéristiques d'intérêt et du nombre moyen d'années écoulées entre les naissances de rang 1 et 2, et entre les naissances de rang 2 et 3, selon la taille de la famille et les autres caractéristiques d'intérêt. En plus, nous calculons les probabilités d'agrandissement des familles selon les différentes catégories des variables d'intérêt pour observer s'il y a des écarts entre elles (par exemple, femmes nées au Québec et nées hors du Québec).

Finalement, le test d'analyse de la variance nous a aidés à vérifier le lien entre la taille de famille et la variable du « niveau de scolarité de la mère ». Pour le cas de la cohorte des femmes françaises nées entre 1973 et 1977, l'analyse de la variance montre qu'il n'y a pas une forte relation entre le lieu de naissance et le nombre d'enfants eus pour les femmes. Dans le cas du Québec, l'analyse de variance a

montré qu'il y avait une dépendance entre les variables d'intérêt, excepté pour le lien entre le lieu de naissance et le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance. De plus, nous proposons un modèle ad-hoc en utilisant les variables sociodémographiques des « niveau de scolarité de la mère », « lieu de naissance de la mère » et « religion d'appartenance de la mère » (seulement pour les femmes du Québec), pour prédire la taille de la famille finale. Ainsi, nous avons trouvé suffisamment d'éléments pour répondre à nos hypothèses et nous concluons sur les principaux résultats suivants.

**Les niveaux de descendance du moment  $D_m$  obtenus à partir des recensements sont-ils sous-estimés par rapport à ceux, plus exacts, issus de l'Enquête famille et logements en France, ou de l'Enquête sociale générale au Québec ?**

Sur le plan méthodologique, nous avons trouvé, tout d'abord, que le calcul des probabilités d'agrandissement des familles obtenues à partir des données de recensement conduit à une sous-estimation des probabilités d'agrandissement des familles en France et au Québec.

Les résultats établissent la sous-estimation dans les calculs de probabilités d'agrandissement des familles et la descendance du moment en utilisant les données de recensement ou d'enquêtes qui ne possèdent de l'information que sur les enfants qui habitent le foyer, en comparaison d'avec les enquêtes sociodémographiques qui ont l'information sur tous les enfants eus par la femme principale.

Ces sous-estimations sont plus importantes pour les probabilités d'agrandissement  $a_0$ : nous trouvons que ces probabilités sont plus petites pour le recensement que pour les enquêtes de familles. Ainsi, par exemple, pour la probabilité d'agrandissement  $a_0$  des femmes maghrébines est de 0,71 dans le recensement et de 0,83 dans l'EFL. Ainsi, par le calcul des probabilités d'agrandissement des familles, nous avons obtenu pour la France une descendance finale du moment,  $D_m$  de 1,89 enfants par femme, à partir du recensement et une valeur de  $D_m$  valant 1,97 enfants par femme dans l'EFL. Pour le Québec, *les valeurs de  $D_m$  sont de 1,8 avec l'ENM et de 2,08 avec l'ESG.*

Les résultats mettent en évidence la sous-estimation des niveaux de la fécondité quand nous analysons seulement les enfants qui habitent le foyer. Les écarts plus grands entre les ressources dans le cas du Québec en comparaison avec ceux obtenus pour la France peuvent être expliqués partiellement par la taille de l'échantillon. En effet, pour quelques groupes d'intérêt, l'effectif à analyser était minimal (moins de cinq femmes, surtout pour celles avec plus de trois enfants).

Les résultats présentés dans cette recherche appuient l'utilité de la méthode du décompte des enfants au foyer (DEF) pour calculer la descendance finale. Les données d'enquêtes sur la famille permettent de déterminer le nombre total d'enfants eus par la femme principale (femme épouse du chef du ménage ou femme chef du ménage).

### **Le niveau d'éducation et les probabilités d'agrandissement de la famille sont-ils inversement reliés ?**

Pour tester notre hypothèse n° 2 sur la relation entre le nombre d'enfants eus par les femmes françaises et québécoises et leur niveau de scolarité, nous avons commencé avec une analyse de l'âge moyen à la première maternité par taille de famille selon le niveau de scolarité de la mère. L'âge est toujours (pour toutes les tailles de famille) plus grand pour les femmes ayant obtenu un baccalauréat général, un brevet supérieur, un baccalauréat technologique ou professionnel, un brevet professionnel ou un diplôme universitaire de 1er cycle, 2e ou 3e cycle que pour les femmes avec un niveau de scolarité inférieure (Graphique 4 pour la France; Graphique 7 pour le Québec).

En observant les effets de la variable « niveau de scolarité de la mère » sur l'âge moyen à la première maternité, nous pouvons déterminer que les femmes avec un niveau d'éducation moindre commencent à avoir leurs enfants plus jeunes et ont plus souvent des familles nombreuses.

Les probabilités plus basses d'agrandissement des familles des femmes ayant eu une première naissance à un âge plus tardif, pourraient être associées au fait qu'elles auraient moins de temps pour avoir un autre enfant. Ce qui semble être le cas pour les femmes avec un niveau de scolarité plus élevé. Également, l'intervalle entre deux naissances est inversement proportionnel au niveau de scolarité de la mère. La réduction du temps écoulé entre la première naissance et la deuxième, de même que celui entre la deuxième et la troisième peuvent être expliqués par la tentative des femmes plus scolarisées d'optimiser le temps, les activités et les ressources pour les soins aux enfants en bas âge sur une période réduite. Et ainsi, tenter d'avoir des congés liés aux maternités qui nuirait le moins possible à la progression de la carrière. De plus, il se pourrait que les femmes avec un niveau plus élevé d'études, ayant des naissances rapprochées, essayent de profiter des congés de maternité des deuxième et troisième naissances pour prendre soin de leur premier enfant à la maison et de cette manière réduire les coûts de garderie privée (Graphique 5 pour la France; Graphique 8 pour le Québec).

En observant la distribution de la proportion de mères nées entre 1973 et 1977 par niveau éducatif et selon le nombre d'enfants dans les différentes sources analysées de la France et du Québec, nous pouvons affirmer que la proportion des femmes augmente avec le niveau éducatif pour les mères avec deux enfants ou moins. Au contraire, la proportion des femmes diminue avec le niveau éducatif pour les mères avec trois enfants ou plus (*Tableaux 7 et 8 pour la France ; Tableau 20 pour le Québec*).

Il y a une forte relation entre le niveau de scolarité de la mère et le nombre d'enfants déjà nés pour les femmes de la cohorte âgées entre 35 et 39 ans en 2011. Ces résultats sont observés à la fois en France et au Québec. Par rapport aux femmes plus scolarisées, les femmes moins scolarisées ont leurs enfants plus jeunes et dans un laps de temps plus court (les probabilités d'agrandissement des familles des femmes moins scolarisées sont plus élevées que celles de leurs paires plus scolarisées). Par exemple, l'estimation des probabilités d'agrandissement des familles selon le niveau de scolarité montre que la probabilité pour une femme ayant deux enfants d'en avoir un troisième est plus faible pour les femmes ayant un niveau de scolarité plus élevé. Ainsi, les femmes avec un diplôme de baccalauréat ou supérieur ont généralement au maximum trois enfants.

Finalement, en comparant les résultats obtenus pour l'âge moyen des mères à la première maternité des deux sociétés analysées, nous trouvons que pour cette cohorte les femmes québécoises deviennent mères plus tardivement que leurs paires françaises. L'écart d'âge moyen à la première maternité des femmes entre les niveaux de scolarité est plus grand chez les femmes québécoises. Également, les probabilités d'agrandissement de familles appuient l'idée que le phénomène de famille nombreuse est plus fréquent en France qu'au Québec. Par exemple, pour les femmes françaises ayant le « niveau éducatif un » (pas de scolarité ou primaire ou secondaire),  $a_2$  (EFL en France) est de 0,58, alors que  $a_2$  (ESG au Québec) n'est que de 0,39.

### **Les femmes nées à l'étranger ont-elles plus d'enfants que les natives de la France et du Québec ?**

Pour la France, les analyses exploratoires et descriptives ne montrent pas de différences de l'âge moyen à la première maternité, ni du temps écoulé entre les naissances des mères nées à l'étranger et les mères natives. Mais les probabilités d'agrandissement des familles, selon le lieu de naissance, montrent que les femmes immigrantes ont des probabilités plus élevées d'avoir des familles de grande taille (plus de deux enfants) (*Tableaux 10 et 11*).

Les résultats descriptifs appuient l'idée que les femmes nées hors du Québec ont plus d'enfants que les natives du Québec. Les analyses montrent que les femmes immigrantes commencent à avoir leurs enfants un peu plus tardivement que les natives. Par contraste, en France, les analyses montrent que les femmes immigrantes ont des probabilités plus élevées d'avoir des familles de grande taille (*Graphiques 6 et 14*).

**Les femmes provenant de l'Afrique et des pays du Maghreb (le Maroc, l'Algérie et la Tunisie) ont-elles plus d'enfants que les femmes provenant d'autres pays ?**

Pour tester l'hypothèse selon laquelle les femmes provenant de pays africains et des pays du Maghreb ont plus d'enfants que le reste des femmes qui habitent en France et au Québec, nous avons montré que les femmes maghrébines sont celles qui commencent leur maternité le plus tardivement, suivies par les femmes africaines. En d'autres mots, la structure par âge de ces groupes de femmes est différente (décalée vers la droite) de celle des natives. Les calculs des probabilités d'agrandissement des familles montrent que les femmes africaines et maghrébines qui habitent en France ou au Québec ont les probabilités les plus élevées d'avoir trois enfants ou plus (*Voir les tableaux 12 et 13 pour la France et les tableaux 23 et 24 pour le Québec*).

Pour avoir des résultats plus clairs sur les effets de la variable « lieu de naissance de la mère », il a été nécessaire de regrouper les nationalités. Ainsi, en utilisant le recensement, les probabilités d'agrandissement de famille  $a_1$  et  $a_2$  sont plus grandes pour les femmes d'autres nationalités non européennes et les algériennes, marocaines et tunisiennes (femmes maghrébines) que pour les Européennes ou les Françaises. Également, en utilisant l'EFL, les probabilités d'agrandissement  $a_1$  et  $a_2$  sont beaucoup plus grandes pour les femmes qui viennent d'un pays du Maghreb que pour celles des autres groupes (*Tableaux 11 et 12*).

En analysant seulement les femmes nées hors du Canada, nous observons que celles nées en Afrique et dans le reste de l'Amérique commencent leurs maternités plus jeunes que celles provenant d'autres régions. Mais elles attendent plus de temps pour avoir leurs deuxièmes et troisièmes enfants. Par contre, les femmes nées au Maghreb et les femmes européennes sont celles qui mettent plus de temps pour avoir leur premier enfant et le moins de temps pour avoir leur deuxième et leur troisième enfant. La matrice de probabilités d'agrandissement des familles confirme que les femmes qui proviennent de pays africains ont des probabilités d'agrandissement de famille plus grandes que les femmes qui proviennent

d'autres régions. Également, les femmes qui proviennent d'Europe ont les probabilités les plus basses d'avoir une famille nombreuse (*Tableaux 23 et 24*).

### **Les effets de la religion sur la fécondité des femmes québécoises nées entre 1973 et 1977**

Les femmes de religion juive ou musulmane ont leur première maternité plus tardivement que les femmes d'autres religions. Parallèlement, les femmes catholiques sont celles qui commencent leur maternité les plus jeunes. De plus, les femmes juives laissent écouler moins de temps avant d'avoir leur deuxième enfant.

Le calcul des probabilités d'agrandissement des familles confirme que les femmes de religion juive sont celles qui ont les plus grandes probabilités d'agrandissement en comparaison avec les femmes d'autres religions. Également, les femmes qui appartiennent à la religion catholique ont, pour les rangs de naissance plus élevées (cinq enfants ou plus), des probabilités d'agrandissement plus basses que leurs paires d'autres religions (*Tableaux 25 et 26*). Nous rappelons que l'effectif total de l'échantillon (sans pondération) des catégories de cinq enfants et plus est considéré petit. Les analyses et les conclusions doivent donc être faites avec prudence.

Finalement, pour conclure, cette recherche nous a permis de trouver des éléments permettant de mieux caractériser la fécondité par rang en France et au Québec. En premier, nous avons montré que les données du recensement ou des enquêtes qui analysent seulement les enfants habitant dans le foyer causent une sous-estimation considérable de la descendance du moment calculé en utilisant les probabilités d'agrandissement des familles. Ainsi, les écarts entre la descendance du moment  $D_m$  estimée en utilisant le recensement (pour la France) ou l'ENM (pour le Québec) sont causés principalement par la baisse de la probabilité d'agrandissement  $a_0$  estimée à partir du recensement (pour la France) ou de l'ENM (pour le Québec). De plus, nous avons confirmé que plus la cohorte de femmes observée est âgée, plus les écarts entre les estimations de la  $D_m$  (*avec tous les enfants*) et la  $D_m$  (*avec seulement les enfants cohabitant*) sont grands.

Deuxièmement, nous avons confirmé le lien inverse entre le niveau éducatif de la mère et le nombre d'enfants eus. Les femmes ayant un diplôme moins élevé commencent leur maternité à un plus jeune âge et elles ont plus d'enfants que celles possédant un diplôme plus élevé. Nous avons également observé qu'une fois que les femmes avec un niveau éducatif plus élevé deviennent mères, elles attendent moins longtemps avant d'avoir un deuxième ou un troisième enfant, en comparaison avec leurs paires moins scolarisées. Il y a plusieurs causes possibles pouvant expliquer ce phénomène : par exemple, le

besoin de rattraper le temps pour atteindre la fécondité désirée, ou encore le désir de profiter des congés de la maternité pour prendre soin de son premier enfant et diminuer les couts de garderies privées. Le phénomène est lié au fait que les femmes avec un niveau de scolarité plus élevé réintègrent le marché du travail plus rapidement que celles qui ont un niveau éducatif plus bas. Grâce aux probabilités d'agrandissement des familles, nous avons également observé que le phénomène de familles nombreuses est plus fort en France qu'au Québec.

Troisièmement, nous avons vérifié le fait que les femmes immigrantes ont probabilités d'agrandissement plus grandes ( probabilité d'avoir une famille nombreuse ) aux rangs de naissance plus élevés que leurs paires françaises ou québécoises. Les femmes qui viennent de pays africains (incluant le Maghreb) ont tendance à avoir plus d'enfants que les femmes d'autres pays. Également, soulignons que les femmes migrantes européennes (en excluant les femmes françaises) sont qui celles qui ont les probabilités d'agrandissement des familles les plus basses dans tous les rangs de naissance. Cette tendance des femmes immigrantes à avoir plus d'enfants peut être liée à l'influence des politiques familiales d'aide financière qui jouent un rôle important dans les revenus des familles immigrantes.

Nous avons également trouvé suffisamment de pistes pour penser que les politiques familiales plus généreuses implantées dans ces deux sociétés (Tableau 2) ont contribué au maintien des niveaux de fécondité et aux familles nombreuses de plus de deux enfants. Comme les mises en œuvre de ces politiques sont relativement récentes, il faudra continuer à suivre l'évolution de ces politiques à l'aide de futures recherches afin de valider leurs effets à plus long terme sur la fécondité.

En essayant de consolider nos résultats, nous avons proposé un premier modèle ad hoc pour montrer comment ces résultats mis en lien avec d'autres pourraient aider les chercheurs à mesurer et à caractériser la fécondité par rang en France et au Québec.

Finalement, nous croyons que la caractérisation de la fécondité par rang de naissance est un sujet dont plusieurs aspects pourraient être explorés dans de futures recherches. De plus, en prenant en compte les dynamiques de changement constant que ces deux sociétés (française et québécoise) vivent en raison de la globalisation, des facteurs comme l'économie et l'immigration sont hautement liées à la fécondité.

## BIBLIOGRAPHIE

- ADSERA, A. (2011). *The interplay of employment uncertainty and education in explaining second births in Europe*. Demographic research, 25(16), 513.
- ADSERA, A. (2011a). *Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe*. European Journal of Population, 27(1), 1-32.
- BEAUJOT R., RAVANERA Z., DU J., (2012) *Family policies in Quebec and the Rest of Canada: Implications for fertility, child care, women's paid work, and child development indicators. "Ideals, values, and beliefs on family formation,"* European Population Conference, Session 202, Stockholm.
- BINGOLY-LIWORO, G., (2008). *La constitution de la descendance au Canada : le rôle de l'allongement des études et des conditions d'emploi*», Université de Montréal.
- BRETON D., (2007). *Natalité, fécondité et comportements reproductifs. La population réunionnaise*. Analyse démographique, 43-72.
- BRETON D., (2015) *notes de course : Analyses démographique*.
- BRETON D., PRIOUX F. (2005). *Deux ou trois enfants ? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques*. Population, 60(4), 415–446.
- BRETON D., PRIOUX F. (2009), *"The one-child family : France in the European context"*, Demographic research, vol 20, art. 27, 9 June 2009, p. 657-692.
- BONVALET, C., OLAZABAL, I., & ORIS, M. (2015). *Les baby-boomers, une histoire de familles: une comparaison Québec-France*. PUQ.
- COLEMAN, D. (2006). *"Immigration and ethnic change in low-fertility countries: a third demographic transition?"* Population and Development Review 32(3): 401–446.
- DAVIE, E. (2010) *La fécondité des femmes selon le niveau de diplôme en France métropolitaine*.
- DAVIE E., MAZUY M., (2010), *Fécondité et niveau d'études des femmes en France à partir des enquêtes annuelles de recensement*, Population, 3/2010 (Vol. 65), p. 475-511.
- DAVIE, E., & NIEL, X. (2012). *Mesurer et étudier la fécondité selon le rang de naissance: élaborer une statistique de nombre de naissances et d'âge à l'accouchement par rang*. INSEE, Document de travail F, 1205, 57.
- DE LUCA BARRUSSE, V. (2016). IV. *Avoir ou ne pas avoir d'enfants. Dans la population de la France* (pp. 59-82). Paris: La Découverte.
- DEBEST C., MAZUY M., (2014) *Rester sans enfant : un choix de vie à contre-courant* Population et société. N 508.
- DESPLANQUES, G. 1993. *Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement*, Population, 48, 6 : 2011-2023.

- DESPLANQUES G., 2008, *Avantages et incertitudes des enquêtes annuelles de recensement*, Population-F, 63(3), p. 477-501.
- DEVOLDER, D. 2003. *Les pays du sud de l'Europe comme modèle des pays de l'est dans l'évolution récente de la fécondité*. L'élargissement de l'Union européenne. Enjeux et implications sociodémographiques: Actes de la Chaire Quetelet 2003 (2012): 183.
- DEVOLDER, D. (2005). L'évolution de la fécondité en Europe: Analyse des composantes par rang. Universitat Autònoma de Barcelona, Centre d'Estudis Demogràfics.
- DEVOLDER, D., TREVIÑO R., MERINO M., (2008), "The use of population censuses to correct the distribution of births by order of the vital registration system. Application to Spanish data in the 1975-2005 period", papier préparé pour la Conférence européenne de la population (EAPS), Barcelone.
- DUBUC S., 2009, "Application of the Own-Children Method for estimating fertility by ethnic and religious groups in the UK", Population Research, 26, p. 207-225.
- EDMONSTON, B., S.M. LEE AND Z. WU (2010), « Fertility Intentions in Canada : Change or No Change ? », Canadian Studies in Population, vol. 37 n° 3-4, Fall/Winter, p. 297-337.
- EDMONSTON, B. (2014). « Two centuries of demographic change in Canada », Canadian Studies in Population, 41, 1-2 : 1-37.
- EKERT-JAFFÉ, O., JOSHI, H., LYNCH, K., MOUGIN, R., & RENDALL, M. (2002). *Fécondité, calendrier des naissances et milieu social en France et en Grande-Bretagne*. Population, 57(3), 485-518.
- EUROSTAT. 2006. *Population statistics*. 2006 edition. Luxembourg: Office for official Publications of the European Communities.
- EUROSTAT. 2008b. *Population in Europe 2007. First results.* "Statistics in Focus, Population and Social Conditions, 81/2008, Luxembourg: European Communities.
- EUROSTAT. 2009a. *Population and Social Conditions*. Online database accessed in February and March 2009 at [<http://epp.eurostat.ec.europa.eu>].
- EUROSTAT. 2009b. The EU-27 population continues to grow. Data in Focus, 31/2009, Eurostat. [En ligne] [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-QA-09-031/EN/KS-QA-09-031-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-QA-09-031/EN/KS-QA-09-031-EN.PDF) (Consulté le 3 de janvier 2017)
- FAHLÉN, S., OLÁH, L. (2015). *The impact of economic uncertainty on childbearing intentions in Europe*.
- FREJKA, T. AND SARDON, J.-P. (2007). *Cohort birth order, parity progression ratio and parity distribution trends in developed countries*. *Demographic Research* 16(11): 315-374. doi:10.4054/DemRes.2007.16.11.
- FREJKA T., SOBOTKA T., HOEM J., TOULEMON L. (2008), *Childbearing Trends and Policies in Europe*, *Demographic research*. volume 19, article 2,. [En ligne] <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol19/2/> (Consulté le 3 de janvier 2017).

- GAUTHIER, A., PHILIPPOV D. (2008). *Can policies enhance fertility in Europe?* Vienna. Year book of Population Research.
- GAUVREAU, D., & LAPLANTE, B. (2016). *La fécondité au Canada durant le baby-boom. Divergence et convergence des comportements.* In Annales de démographie historique (No. 2, pp. 65-110). Belin.
- GOLDSTEIN, J.R., SOBOTKA, T., AND JASILIONIENE, A. (2009). *The end of "lowest-low" fertility?* *Population and Development Review* 35(4): 663-699. doi:10.1111/ j.1728-4457.2009.00304.x.
- GOLDSTEIN, J., KREYENFELD, M., JASILIONIENE, A., & ÖRSAL, D. D. K. (2013). *Fertility reactions to the "Great Recession" in Europe: Recent evidence from order-specific data.* *Demographic Research*, 29, 85-104.
- HAUG, W., P. COMPTON, AND Y. COURBAGE (EDS.). 2002. *The Demographic Characteristics of Immigrant Populations.* Population Studies, No. 38, Strasbourg: Council of Europe Publishing.
- HÉRAN, F., & PISON, G. (2007). *Deux enfants par femme dans la France de 2006: la faute aux immigrées?* *Population et sociétés*, 432, 1-4.
- HOSSEINI-CHAVOSHI, M., MCDONALD, P., & ABBASI-SHAVAZI, M. J. (2006). *La baisse de la fécondité en Iran, 1981-1999: application de la méthode des probabilités d'agrandissement transversales.* *Population*, 61(5), 821-839.
- INSEE, *Indicateur conjoncturel de fécondité* Repéré à <http://www.insee.fr/fr/themes/series-longues.asp?indicateur=icf>. (Consulté le 27 de février 2017).
- INSEE, *Présentation de l'opération, Recensement de la population.* Repéré à <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=sources/ope-rp.htm> (Consulté le 27 de février 2017).
- INSEE, *Définitions, méthodes et qualité : Descendance finale.* [Repéré à <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1466> (Consulté le 7 février 2017).
- ISQ, *Taux de fécondité selon le groupe d'âge de la mère, indice synthétique de fécondité et âge moyen à la maternité, Québec, 1951-2015.*
- JOSEPH, R. (2013). *La fécondité des immigrantes africaines au Québec de 1986 à 2010.* Université de Montréal.
- KERZUSAN, C. (2010). *La méthode du décompte des enfants au foyer: évaluation des estimations de fécondité générale et de fécondité par rang dérivées des données censitaires.*
- KOHLER, H. P., BILLARI, F. C., & ORTEGA, J. A. (2006). *Low fertility in Europe: Causes, implications and policy options.* *The baby bust: Who will do the work*, 48-109.
- KOPPEN K., MAZUY M., TOULEMON L., (2016), «*Chillessness in France*», in Konietza D. Kreyenfeld M. (eds.) , *Childlessness in Europe: Patterns, Cause and Consequences.*
- LAPIERRE-ADAMCYK E., (2010), *L'évolution de la fécondité et la politique familiale québécoise.* Sante, Société et Solidarité n2. Politique Familiales et fécondité.

- LAPLANTE B., MORENCY J., STREET M., (2015). *A study of childbearing behaviour in Canada. Policy and fertility.*
- LUCI, A., et THÉVENON, O. (2011). *La fécondité remonte dans les pays de l'OCDE : est-ce dû au progrès économique ?* Population et sociétés, 481.
- MAZUY M. BARBIERI M, BRETON D., et coll., (2015), « *L'évolution démographique récente de la France et ses tendances depuis 70 ans* ». Collection : Conjoncture démographique.
- MAZUY, M., BARBIERI, M., BRETON, D., & D'ALBIS, H. (2016). *L'évolution démographique récente de la France: baisse de la fécondité, augmentation de la mortalité.* Population, 71(3), 423-485.
- MORENCY J., LAPLANTE B., (2010). *L'action publique et la première naissance au Canada.* Cahiers québécois de démographie 39 (2).
- MOULTRIE T., ET ZABA B., (2013). *Probabilités d'agrandissement des familles.* Dans Moultrie T, Dorrington R, Hill G, Hill K, Timæus I et Zaba B (eds). Tools for Demographic Estimation. Paris: International Union for the Scientific Study of Population. [En ligne] : <http://demographicestimation.iussp.org/fr/content/probabilit%C3%A9s-d%E2%80%99agrandissement-des-familles> (Consulté le 28 février 2017)
- MOULTRIE T., (2013). *Introduction à l'analyse de la fécondité* Dans Moultrie T, Dorrington R, Hill G, Hill K, Timæus I et Zaba B (eds). Tools for Demographic. Paris: International Union for the Scientific Study of Population. [En ligne] : <http://demographicestimation.iussp.org/fr/content/introduction-%C3%A0-lanalyse-de-la-%C3%A9condit%C3%A9> (Consulté le 28 février 2017).
- PAILHÉ A. (2010) *Effet attendu de la crise économique actuelle sur les naissances : quelques hypothèses.* In: Politiques sociales et familiales, n°100. Fécondité et politiques publiques. pp. 97-103.
- PIKETTY, T. (2005). *L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982–2002.* In C. Lefèvre (Ed.), *Histoires de familles, histoires familiales : Les Cahiers de l'Ined*, 156 (pp. 79–109).
- PISON G., (2009) *France 2008 : Pourquoi le nombre de naissances continue-t-il d'augmenter ?*, Population & Sociétés, n° 454, 4 p.
- PISON, G. (2011). *Deux enfants par femme dans la France de 2010 : la fécondité serait-elle insensible à la crise économique ?.* Population & Sociétés, (476).
- PLA, A. (2009). *Bilan démographique 2008: plus d'enfants, de plus en plus tard.* Insee première, 1220, 1-4.
- POIRIER, J. ET LE BOURDAIS C. (2006 ) *L'accès aux données de recherche au Canada: acquis et défis* , dans Actes de la Chaire Quételet, Louvain-la-Neuve et Paris, Academia et l'Harmattan, 15 p.
- PRIOUX, F., ET GIRARD, C. (2010). *La fécondité en France et au Québec: des histoires contrastées.* Santé, société et solidarité, 9(2), 43-50.

- ROSE R., (2010). *La politique familiale au Québec : la recherche d'un équilibre entre différents objectifs*. In: Santé, Société et Solidarité, n° 2,. Politiques familiales et fécondité.
- ROY L. ET BERNIER J. (2006). *La politique familiale, les tendances sociales et la fécondité au Québec : une expérimentation du modèle nordique?*, Direction des relations publiques et des communications, Ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine, 113 p.
- SARDON, J. P. (2006). *La fécondité dans les pays anglophones développés hors d'Europe: Canada, États-Unis, Australie et Nouvelle-Zélande*. Population, 61(3), 301-328.
- SCHMITT, C. (2012). *A cross-national perspective on unemployment and first births*. *European Journal of Population* 28(3): 303-335. doi:10.1007/s10680-012-9262-5
- SOBOTKA, T. (2008). "The rising importance of migrants for childbearing in Europe." Overview Chapter 7 in: T. Frejka et coll. (eds.) *Childbearing trends and policies in Europe*. Demographic Research 19(9): 225-248.
- SOBOTKA, T (2010). *Les migrants exercent-ils une influence croissante sur la fécondité en Europe ?*. In: *Politiques sociales et familiales*, n°100, 2010. Fécondité et politiques publiques. pp. 41-59; doi : 10.3406/caf.2010.2525 [http://www.persee.fr/doc/caf\\_2101-8081\\_2010\\_num\\_100\\_1\\_2525](http://www.persee.fr/doc/caf_2101-8081_2010_num_100_1_2525)
- STATCAN, Enquête sociale générale - Famille (ESG), 2012. Repéré à [http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4501](http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4501).
- STREET, C. (2009). *La fécondité des femmes immigrantes (1980-2006) : Une comparaison entre le Québec et le Canada*. Montréal: Centre UCS de l'Institut national de la recherche scientifique.
- STREET, C., B. LAPLANTE. (2014). *Pas plus élevée, mais après la migration! Fécondité, immigration et calendrier de constitution de la famille*. Cahiers québécois de démographie 43(1):35-68.
- STREET, C. (2015). *La relation entre la migration et la fécondité chez des immigrantes de première génération au Québec* Thèse. Québec, Université du Québec, Institut national de la recherche scientifique, Doctorat en démographie, 204 p.
- THEVENON O., (2010) « Évaluer l'impact des politiques familiales sur la fécondité », Informations sociales 2014/3 (n° 183), p. 50-62.
- THEVENON, O., ADEMA, W., & ALI, N. (2014). *Les politiques familiales en France et en Europe: évolutions récentes et effets de la crise* (No. 512). Institut National d'Études Démographiques (INED).
- THÉVENON, O. (2016). "The Influence of Family Policies on Fertility in France: Lessons from the Past and Prospects for the Future". In *Low Fertility, Institutions, and their Policies* (pp. 49-76). Springer International Publishing.
- TOSSOU, A., (2002). *Fécondité différentielle des immigrants et des natifs: Québec, 1976-1996*. Cahiers québécois de démographie, 31(1), 95-122.
- TOULEMON L. ET MAZUY M. (2001) *Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable*. Population, Vol. 56, No. 4 (Jul. - Aug., 2001), pp. 611-644. Institut National d'Études Démographiques, [En ligne] <http://www.jstor.org/stable/1535003>

TOULEMON L., PAILHÉ A., ROSSIER C., (2008) «*France :High and stable fertility*» Demographic Research,19(16), Special Collection 7: Childbearing Trend and Policies in Europe.

TRIBALAT, M. (2015). *Apport démographique de l'immigration étrangère en France depuis 1960*. Cahiers québécois de démographie, 44(2), 181-201.

TROPF, F. C., & Mandemakers, J. J. (2017). *Is the Association Between Education and Fertility Postponement Causal? The Role of Family Background Factors*. Demography, 54(1), 71-91.

TROVATO, F. (2016). *Analyse sociodémographique de la fécondité d'après-guerre au Canada, 1947-2011*. Cahiers québécois de démographie, 45(1), 27-49.

VALLIÈRES A., (2016). *Impacts sociaux du régime québécois d'assurance parentale et d'autres régimes comparables*. Conseil de gestion de l'assurance parental du Québec. Université de Montréal.

WOOD, J., NEELS, K., DE WACHTER, D., & KIL, T. (2016). *Family Formation and Labour Force Participation Maternal Employment and Educational Differentials in Europe*. Population, 71(1), 53-81.

## ANNEXES

### Annexe 1. Description des questions d'intérêt pour la France

Pour établir le lien entre mère et enfant, nous utilisons la variable **lien de parenté ou relation avec la personne inscrite sur la première ligne (exemples : époux, épouse, union libre, fils, fille, mère, père, sous-locataire, etc.)**

Pour analyser les variables d'intérêt, nous utilisons le bulletin individuel :

#### Question 4

Quelle est votre nationalité ?

- Française
- Vous êtes né(e) français(e) \_\_\_
- Vous êtes devenu(e) français(e) (par exemple : par naturalisation, par déclaration, à votre majorité) \_

Indiquez votre nationalité à la naissance : \_\_\_\_\_

- Étrangère

Indiquez votre nationalité \_\_\_\_\_

#### Question 10

Quel(s) diplôme(s) avez-vous ?

- Vous n'avez jamais été à l'école ou vous l'avez quittée avant la fin du primaire. \_\_\_\_\_
- Aucun diplôme et scolarité interrompue à la fin du primaire ou avant la fin du collège \_\_\_\_\_
- Aucun diplôme et scolarité jusqu'à la fin du collège ou au-delà. \_\_\_\_\_
- CEP (certificat d'études primaires) \_\_\_\_\_
- BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges \_\_\_\_\_
- CAP, BEP ou diplôme de niveau équivalent \_\_\_\_\_
- Baccalauréat général ou technologique, brevet supérieur, capacité en droit, \_\_\_\_\_
- Baccalauréat professionnel, brevet professionnel, de technicien ou d'enseignement, diplôme équivalent \_\_\_\_\_
- Licence, licence pro, maîtrise, diplôme équivalent de niveau bac+3 ou bac+4 \_\_\_\_\_
- Master, DEA, DESS, diplôme grande école niveau bac+5, doctorat de santé \_\_\_\_\_
- Doctorat de recherche (hors santé) \_\_\_\_\_

Comme l'Enquête de Logement et Famille 2011 est associée à l'enquête annuelle du recensement, nous avons vérifié les mêmes variables mentionnées pour le recensement 2012, de même que les questions suivantes pour déterminer les enfants qui habitent ou non dans le ménage :

**Question 13**

Décrivez chacun de vos enfants et ceux de votre conjoint(e)/ami(e) qui vivent dans ce logement, même une partie du temps seulement.

**Question 14**

Décrivez chacun de vos enfants qui ne vivent pas dans ce logement.

**Annexe 2. Description des questions d'intérêt pour le Québec**

Les questions utilisées pour les analyses dans l'Enquête nationale auprès des ménages 2011 sont :

**Question 6**

LIEN AVEC LA PERSONNE 1

- 1 : PERSONNE 1
- 2 : Époux ou épouse de sexe opposé de la Personne 1
- 3 : Partenaire en union libre de sexe opposé de la Personne 1
- 4 : Époux ou épouse de même sexe de la Personne 1
- 5 : Partenaire en union libre de même sexe de la Personne 1
- 6 : Fils ou fille de la Personne 1 seulement
- 7 : Gendre ou bru de la Personne 1
- 8 : Petit-fils ou petite-fille de la Personne 1
- 9 : Père ou mère de la Personne 1
- 10 : Beau-père ou belle-mère de la Personne 1
- 11 : Frère ou sœur de la Personne 1
- 12 : Fils ou fille des Personnes 1 et 2
- 13 : Fils ou fille de la Personne 2 seulement
- 14 : Enfant en famille d'accueil
- 15 : Colocataire, chambreur ou chambreuse
- 16 : Autre - Précisez

**Question 9**

Où cette personne est-elle née ?

- 1 : T.-N.-L.
- 2 : Î.-P.-É.
- 3 : N.-É.
- 4 : N.-B.
- 5 : Québec
- 6 : Ontario
- 7 : Manitoba

- 8 : Sask.
- 9 : Alberta
- 10 : C.-B.
- 11 : Yukon
- 12 : T.N.-O.
- 13 : Nunavut
- 14 : Née à l'extérieur du Canada - Précisez le pays

**Question 27**

Cette personne a-t-elle obtenu un diplôme d'études secondaires ou l'équivalent ?

- 1 : Oui, un diplôme d'études secondaires
- 2 : Oui, une attestation d'équivalence d'un diplôme d'études secondaires
- 3 : Non

**Question 28**

Cette personne a-t-elle obtenu un certificat ou un diplôme d'apprenti inscrit, d'une école de métiers ou d'un centre de formation professionnelle ?

- 1 : Oui, un certificat d'apprenti inscrit (y compris un certificat de qualification professionnelle, un titre de compagnon)
- 2 : Oui, un autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou d'un centre de formation professionnelle
- 3 : Non

**Question 29**

Cette personne a-t-elle obtenu un certificat ou un diplôme d'études collégiales, d'un cégep ou d'un autre établissement non universitaire? (Autres que les certificats ou diplômes déclarés à la question 28.)

- 1 : Oui, un certificat ou diplôme d'un programme de moins de 3 mois
- 2 : Oui, un certificat ou diplôme d'un programme de 3 mois à moins de 1 an
- 3 : Oui, un certificat ou diplôme d'un programme de 1 an à 2 ans
- 4 : Oui, un certificat ou diplôme d'un programme de plus de 2 ans
- 5 : Non

**Question 30**

Cette personne a-t-elle obtenu un certificat, un diplôme ou un grade universitaire ?

- 1 : Oui, un certificat ou un diplôme universitaire inférieur au baccalauréat
- 2 : Oui, un baccalauréat (y compris LL.B.)
- 3 : Oui, un certificat ou un diplôme universitaire supérieur au baccalauréat
- 4 : Oui, une maîtrise
- 5 : Oui, un diplôme en médecine, en médecine dentaire, en médecine vétérinaire ou en optométrie
- 6 : Oui, un doctorat acquis
- 7 : Non

Les questions utilisées pour les analyses dans l'Enquête sociale générale de 2011 sont :

**Question 32**

Combien d'enfants avez-vous engendrés, en comptant ceux de vos unions précédentes ?  
Minimum : 1 Maximum : 20

**Question 10**

Dans quel pays êtes-vous né(e) ?

**Question 20**

Dans quelle province ou dans quel territoire ?

10. Terre-Neuve-et-Labrador
11. Île-du-Prince-Édouard
12. Nouvelle-Écosse
13. Nouveau-Brunswick
24. Québec
35. Ontario
46. Manitoba
47. Saskatchewan
48. Alberta
59. Colombie-Britannique
60. Yukon
61. Territoires du Nord-Ouest
62. Nunavut

**Question 200**

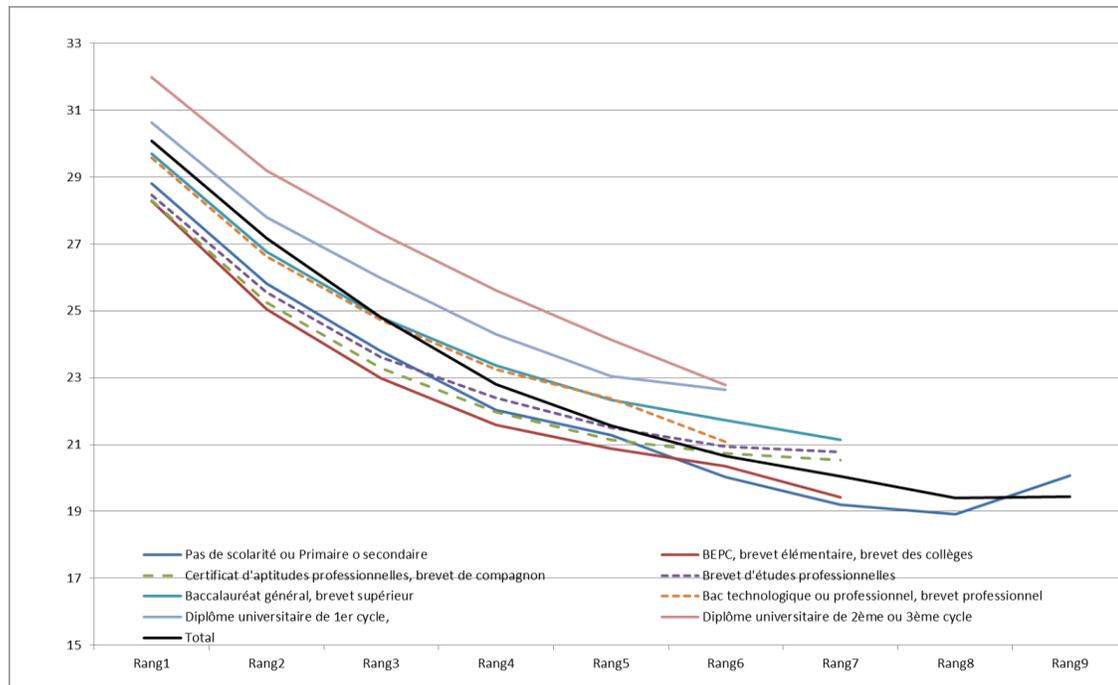
Quel est le niveau de scolarité le plus élevé que vous avez atteint ?

1. Doctorat acquis (Ph.D., D.Sc., D.Ed.)
2. Maîtrise (M.A., M.Sc., M.Ed.)
3. Diplôme en médecine, en médecine dentaire, en médecine vétérinaire ou en optométrie (M.D., D.D.S., D.M.D., D.M.V., O. D.)
4. Baccalauréat, diplôme de 1er cycle ou certificat d'école normale (B.A., B.Sc., LL.B., B.Ed.)
5. Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire, d'un cégep ou d'une école de sciences infirmières
6. Diplôme ou certificat d'études d'une école de métiers, de formation technique, de formation professionnelle ou de commerce
7. Études partielles à l'université
8. Études partielles dans un collège communautaire, un cégep ou une école de sciences infirmières
9. Études partielles dans une école de métiers, de formation technique, de formation professionnelle ou de commerce
10. Autre - Précisez

**Question 100**

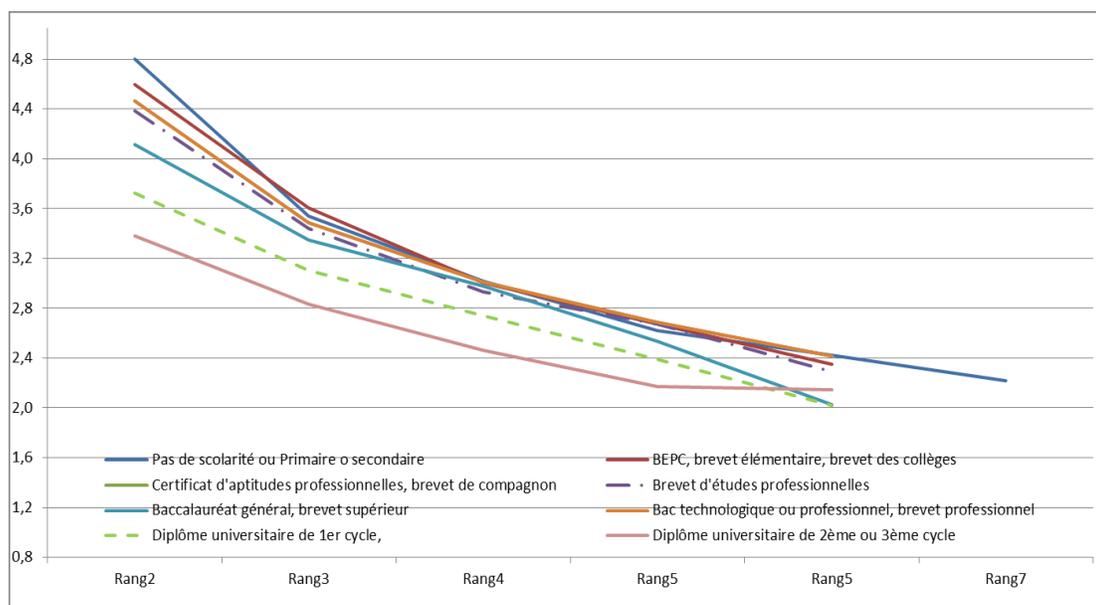
Quelle est votre religion, si vous en avez une ?

**Annexe 3a. Age moyenne de la première maternité par rang de famille selon niveau de scolarité de la mère**



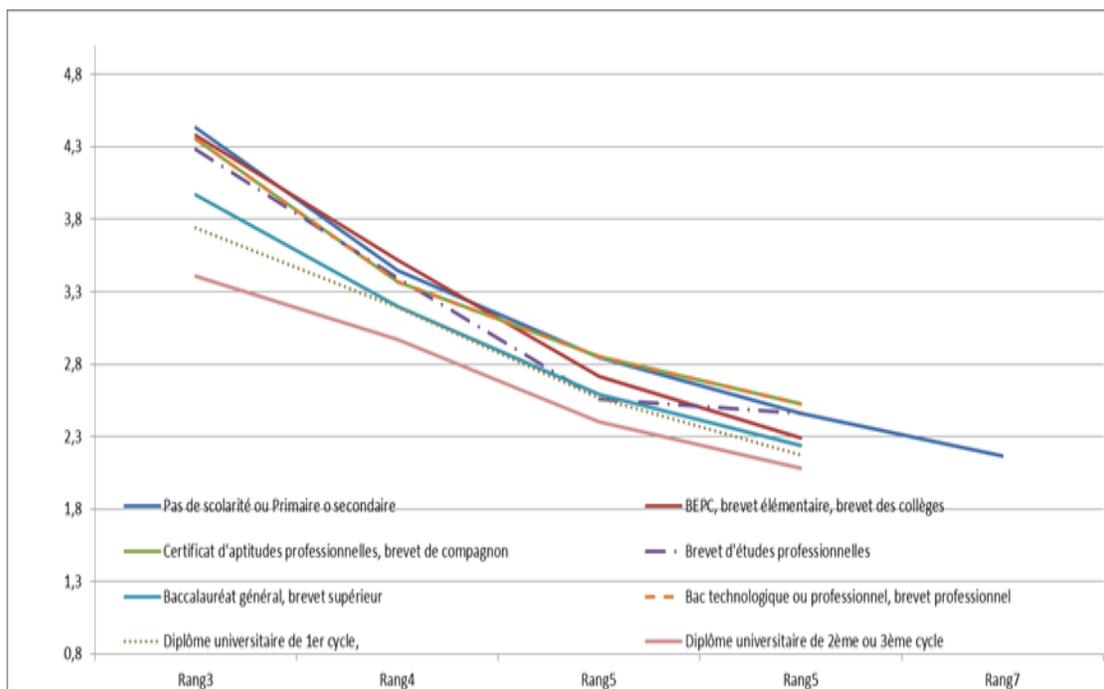
Source : EFL 2011 pondérée

**Annexe 3b. Années atteint entre les premières et deuxièmes naissances par rang de famille selon niveau de scolarité de la mère**



Source : EFL 2011 pondérée

**Annexe 3c. Années atteint entre les deuxièmes et troisièmes naissances par range de famille selon niveau de scolarité de la mère, France**



Source : EFL 2011 pondérée

**Annexe 4a. Proportion mères génération 1973-1977 par lieu de naissance de la mère selon nombre d'enfants en utilisant recensement, France**

Nombre d'enfants	Nombre		
	Immigrantes	Non immigrantes	Total
0	21,07	20,92	20,94
1	19,67	21,07	20,88
2	28,37	38,89	37,46
3	19,83	14,71	15,41
4	7,63	3,21	3,81
5	2,33	0,82	1,02
6	0,70	0,25	0,31
7	0,24	0,09	0,11
8	0,10	0,03	0,04
9	0,03	0,01	0,01
10 ou plus	0,00	0,00	0,00
<b>Total</b>	284803	1803146	2087948

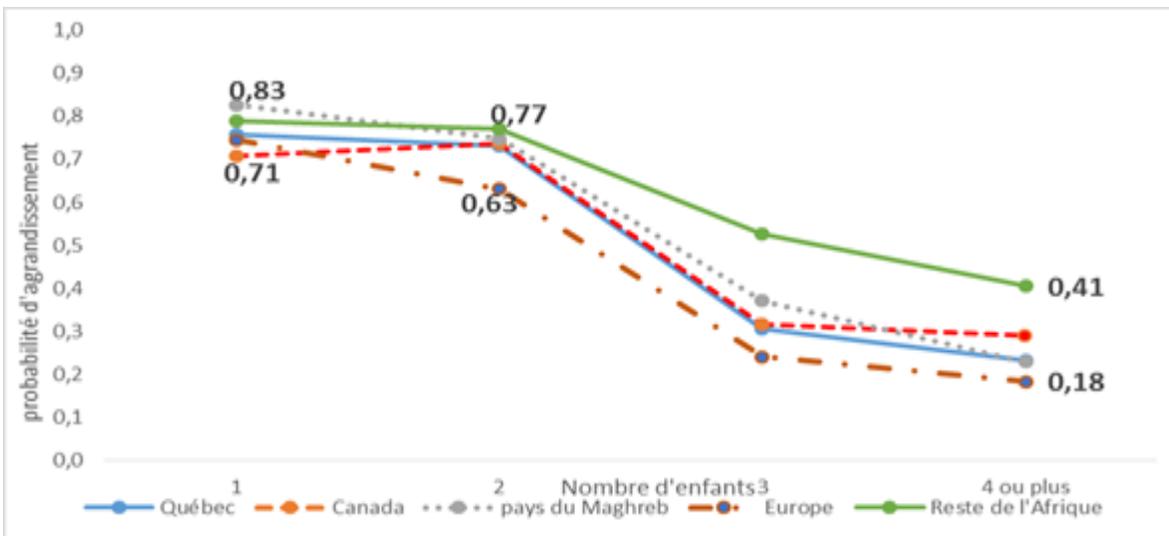
Source : Recensement 2012

**Annexe 4b. Proportion mères génération 1973-1977 par lieu de naissance de la mère selon nombre d'enfants en utilisant recensement, France**

Nombre d'enfants	Tous les enfants			En cohabitation		
	Immigrantes	Non immigrantes	Total	Immigrantes	Non immigrantes	Total
0	14,43	17,80	17,33	17,45	19,26	19,01
1	20,54	20,00	20,08	21,86	21,38	21,44
2	29,08	39,35	37,94	30,34	39,70	38,41
3	22,37	16,91	17,66	19,80	15,71	16,28
4	9,02	4,07	4,75	7,44	2,90	3,52
5	2,88	1,21	1,44	2,10	0,70	0,89
6	1,27	0,42	0,54	0,86	0,30	0,37
7	0,26	0,10	0,12	0,14	0,04	0,05
8	0,13	0,04	0,05	0,00	0,00	0,00
9	0,03	0,08	0,08	0,00	0,01	0,01
10 ou plus	0,00	0,01	0,01			
<b>Total</b>	<b>283786</b>	<b>1776230</b>	<b>2060016</b>	<b>283786</b>	<b>1776230</b>	<b>2060016</b>

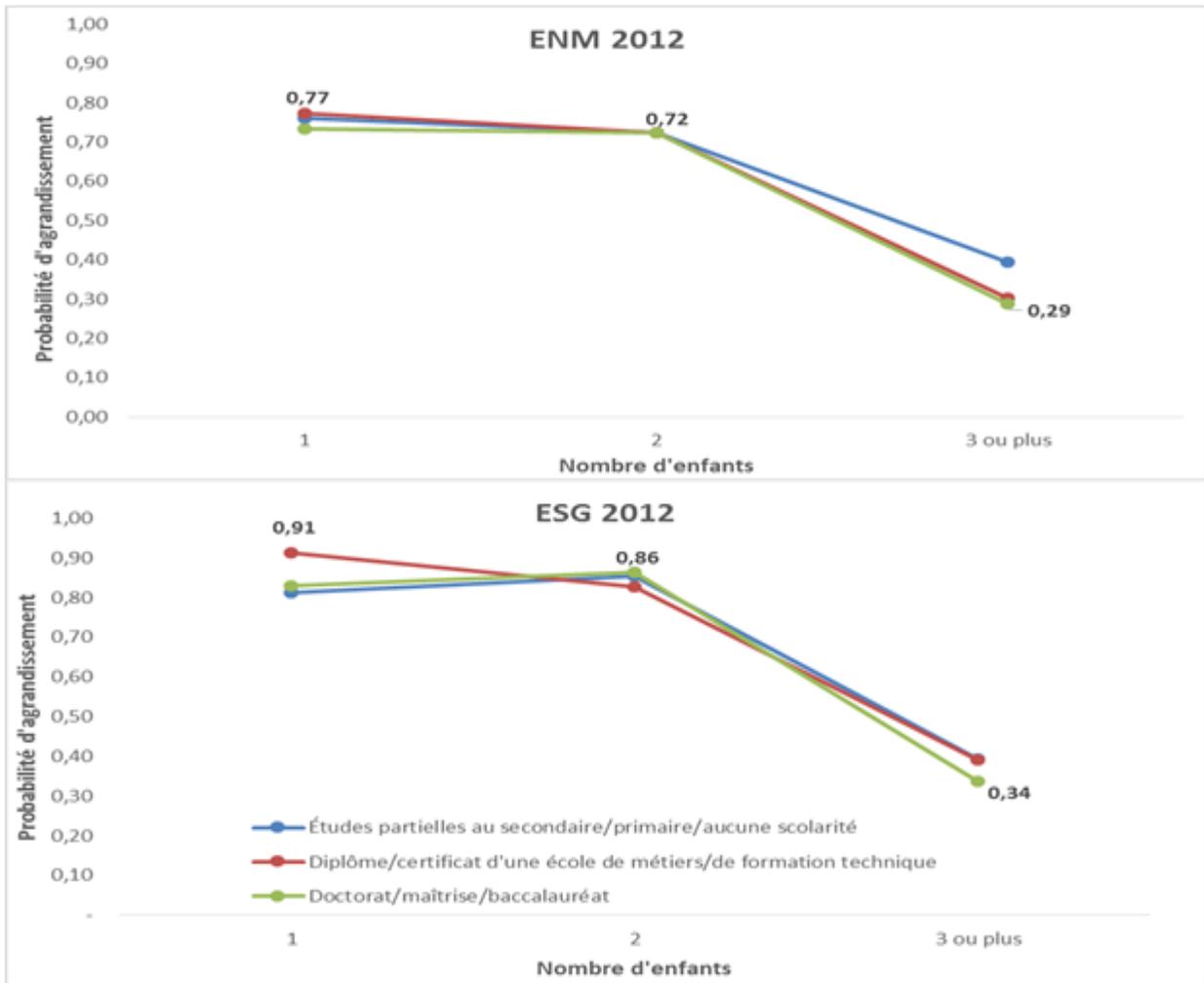
Source : Recensement 2012

**Annexe 5. Probabilités d'agrandissement selon le lieu de naissance de la mère (regroupée) en utilisant l'ENM 2012, femmes nées entre 1973 et 1977**



Source : ENM 2012

**Annexe 6. Probabilités d'agrandissement par niveau de scolarité de la mère (regroupée) en utilisant l'ENM 2012 et l'ESG 2012, femmes nées entre 1973 et 1977**



Source : ENM 2012 et ESG 2012

**Annexe 7.1.a. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de naissance sur le temps entre la première et la deuxième naissance), pour la France**

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance
Nombre d'enfants / Range de famille	Rang2	8	33,52337	4,19042	0,22652
	Rang3	8	26,44381	3,30548	0,06769
	Rang4	8	22,75676	2,84460	0,03924
	Rang5	8	20,03131	2,50391	0,03428
	Rang 6 ou plus	8	17,68341	2,21043	0,02956
Niveau d'éducation	Pas de scolarité ou Primaire o secondaire	5	16,14753	3,22951	0,90483
	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	5	15,98581	3,19716	0,78530
	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	5	15,80903	3,16181	0,64867
	Brevet d'études professionnelles	5	15,46553	3,09311	0,65840
	Baccalauréat général, brevet supérieur	5	14,75617	2,95123	0,62908
	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	5	15,80903	3,16181	0,64867
	Diplôme universitaire de 1er cycle,	5	13,72273	2,74455	0,42997
	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	5	12,74283	2,54857	0,26852

Analyse de variance

origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique F	Relation de dependance
Nombre d'enfants / Range de famille	19,22797	4	4,80699	202,15981	3,21356E-20	2,714075804	oui
Niveau d'éducation	2,11521	7	0,30217	12,70797	3,19379E-07	2,359259854	oui
SCE erreur	0,66579	28	0,02378				
SCE Total	22,00897	39					

Source : Calculs sur les estimations de l'EFL 2011

**Variables d'intérêt : Temps écoulé entre la première et la deuxième naissance**

**Variables de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants**

$$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance pour chaque groupe de niveau d'éducation et nombre d'enfants/taille de famille

**Annexe 7.1.b. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de naissance sur le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance), pour la France**

<i>Variable</i>	<i>Résumé</i>	<i>Groups</i>	<i>Somme</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Variance</i>
Nombre d'enfants / Range de famille	Rang3	8	32,93225	4,11653	0,14040
	Rang4	8	26,46075	3,30759	0,03095
	Rang5	8	21,38358	2,67295	0,02863
	Rang5	8	18,76242	2,34530	0,02914
Niveau d'éducation	Pas de scolarité ou Primaire o secondaire BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	4	13,19062	3,29765	0,74002
	Certificat d'aptitudes professionnelles, brevet de compagnon	4	12,90166	3,22542	0,85176
	Brevet d'études professionnelles	4	13,10440	3,27610	0,63932
	Baccalauréat général, brevet supérieur	4	12,70051	3,17513	0,72513
	Bac technologique ou professionnel, brevet professionnel	4	12,00093	3,00023	0,57515
	Diplôme universitaire de 1er cycle,	4	13,10440	3,27610	0,63932
	Diplôme universitaire de 2ème ou 3ème cycle	4	11,66734	2,91683	0,47691
		4	10,86913	2,71728	0,34608
		4			

Analyse de variance

<i>origine des variations</i>	<i>SCE</i>	<i>ddl</i>	<i>Carré moyen</i>	<i>F</i>	<i>Probabilité</i>	<i>Valeur critique F</i>	<i>Relation de dependance</i>
Nombre d'enfants	14,62339	3	4,87446	286,20128	0,00000	3,07247	oui
Niveau d'éduc	1,24617	7	0,17802	10,45260	0,00001	2,48758	oui
SCE erreur	0,35766	21	0,01703				
SCE Total	16,22722	31					

Source : Calculs sur les estimations de l'EFL 2011

***Variables dépendantes : Temps écoulé entre la deuxième et la troisième naissance***

***Variables de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants***

$$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la deuxième et la troisième naissance pour chaque groupe de niveau d'éducation et nombre d'enfants/ taille de famille

**Annexe 7.2.a. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de naissance sur l'âge moyen de la première maternité)**

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance
Nombre d'enfants / Range de famille	range1	6	175,4	29,233	5,539
	range2	6	160,8	26,800	4,340
	range3	6	149,6	24,933	4,435
	range4	6	142,8	23,800	3,692
	range5	6	133,2	22,200	2,140
	range6	6	129,4	21,567	1,415
Niveau d'éducation	Aucun certificat, diplôme ou grade	6	135,7	22,617	5,910
	Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	6	142,8	23,800	7,168
	Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit	6	140,4	23,400	6,628
	Certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire	6	149,4	24,900	9,008
	Baccalauréat	6	159,3	26,550	10,627
	Certificat ou diplôme universitaire supérieur au baccalauréat ou Diplôme en médecine, médecine dentaire, médecine vétérinaire ou optométrie	6	163,6	27,267	12,223

**Analyse de variance (Niveau d'éducation /Nombre d'enfants/ Âge moyen de la mère à la première naissance)**

Origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique		Relation de dépendance
						F		
Nombre d'enfants / Range de famille	251,24889	5	50,24978	191,27390	4,40993E-19	2,60299		<i>oui</i>
Niveau d'éducation	101,23222	5	20,24644	77,06733	2,26888E-14	2,60299		<i>oui</i>
SCE erreur	6,56778	25	0,26271					
SCE Total	359,04889	35						

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012

**Variables dépendantes : Âge moyen à la première maternité**

**Variables de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants**

$$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est l'âge moyen à la première maternité pour chaque groupe de niveau d'éducation et nombre d'enfants/ taille de famille

**Annexe 7.2.b. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du niveau d'éducation et nombre d'enfants/rang de naissance sur le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance), pour le Québec**

**Variables dépendantes : Temps écoulé entre la première et la deuxième naissance**

**Variables de contrôle : Niveau d'éducation et nombre d'enfants**

$$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance pour chaque groupe de niveau d'éducation et nombre d'enfants/ taille de famille

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance
Nombre d'enfants / Range de famille	2	7	25,7	3,6714	0,0957
	3	7	22,2	3,1714	0,0657
	4	7	18,6	2,6571	0,0562
	5	7	15,1	2,1571	0,2695
	6 ou plus	7	14,9	2,1286	0,0857
Niveau d'éducation	Aucun certificat, diplôme ou grade	5	14,6	2,92	0,632
	Diplôme d'études secondaires ou attestation d'équivalence	5	15,1	3,02	0,382
	Autre certificat ou diplôme d'une école de métiers ou Certificat d'apprenti inscrit	5	14,4	2,88	0,632
	Certificat ou diplôme d'un collège, cégep ou autre établissement non universitaire	5	14,7	2,94	0,288
	Baccalauréat	5	12,3	2,46	0,393
	Diplôme relié à la médecine, Maîtrise ou Doctorat acquis	5	11,3	2,26	0,653
	total	5	14,1	2,82	0,377

Analyse de variance

origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique F	Relation de dependance
Nombre d'enfants / Range de famille	12,409	4	3,10214	73,033	0,0000000	2,776	<i>oui</i>
Niveau d'éducation	2,418	6	0,40295	9,487	0,0000223	2,508	<i>oui</i>
SCE erreur	1,019	24	0,04248				
SCE Total	15,846	34					

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012

**Annexe 7.2.c. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et du nombre d'enfants/rang de naissance sur l'âge moyen de la mère à la première naissance), pour le Québec**

**Variabes dépendantes : Âge moyen à la première maternité**

**Variabes de contrôle : Lieu de naissance de la mère et nombre d'enfants**

$$H_0: \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1: \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est l'âge moyen à la première maternité pour chaque groupe de lieu de naissance de la mère et nombre d'enfants .

Variable	Résumé	Groups	Somme	Moyenne	Variance
Nombre d'enfants / Range de famille	1	7	214,3	30,61	1,46476
	2	7	195	27,86	1,06619
	3	7	177,1	25,30	1,22000
	4	7	166,2	23,74	1,18286
	5	7	156,2	22,31	3,03476
	6 ou plus	7	148,2	21,17	1,11905
Lieu de naissance de la mère	Québec	6	147,4	24,57	9,12667
	Canada	6	149,9	24,98	12,17367
	Pays Maghreb	6	160,6	26,77	18,78667
	Reste de l'Amérique	6	143,7	23,95	15,78300
	Europe	6	157,4	26,23	6,69067
	Reste d'Afrique	6	148,6	24,77	16,16667
	Autres pays	6	149,4	24,90	13,49600

#### Analyse de variance

origine des variations	SCE	ddl	Carré moyen	F	Probabilité	Valeur critique F	Relation de dépendance
Nombre d'enfants / Range de famille	441,40762	5	88,28152	134,37715	0,00000	2,53355	oui
Lieu de naissance de la mère	34,81667	6	5,80278	8,83266	0,00001	2,42052	oui
SCE erreur	19,70905	30	0,65697				
SCE Total	495,93333	41					

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012

### Annexe 7.2.d. Analyse de variance à deux facteurs avec un échantillon par groupe (Effets du lieu de naissance et nombre d'enfants/rang de naissance sur le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance), pour le Québec

*Variables dépendantes : Temps écoulé entre la première et la deuxième naissance*

*Variables de contrôle : Lieu de naissance de la mère et nombre d'enfants*

$$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{mk}$$

$$H_1 : \mu_{ij} \neq \mu_{mk}$$

Où  $\mu_{ij}$  est le temps moyen écoulé entre la première et la deuxième naissance pour chaque groupe de lieu de naissance de la mère et nombre d'enfants/rang de famille

<i>Variable</i>	<i>Résumé</i>	<i>Groups</i>	<i>Somme</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Variance</i>
Nombre d'enfants / Range de famille	2	7	27,5	3,929	0,2157
	3	7	23,4	3,343	0,0562
	4	7	19,2	2,743	0,1895
	5	7	16,2	2,314	0,1648
	6 ou plus	7	15,8	2,257	0,2195
Lieu de naissance de la mère	Québec	5	13,8	2,76	0,278
	Canada	5	13,6	2,72	0,527
	Pays Maghreb	5	14,9	2,98	0,247
	Reste de l'Ameri	5	16,9	3,38	0,912
	Europe	5	13,3	2,66	0,993
	Reste d'Afrique	5	16,1	3,22	0,482
	Autres pays	5	13,5	2,7	0,78

Analyse de variance

<i>origine des variations</i>	<i>SCE</i>	<i>ddl</i>	<i>Carré moyen</i>	<i>F</i>	<i>Probabilité</i>	<i>Valeur critique F</i>	<i>Relation de dependance</i>
Nombre d'enfants / Range de famille	14,23543	4	3,55886	32,34625	0,00000	2,77629	oui
Lieu de naissance de la mère	2,43371	6	0,40562	3,68665	0,00974	2,50819	oui
SCE erreur	2,64057	24	0,11002				
SCE Total	19,30971	34					

Source : Calculs sur les estimations de l'ENM 2012