

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

TROIS ESSAIS EMPIRIQUES SUR LE BIEN-ÊTRE ÉCONOMIQUE ET LE
TRAVAIL DES FEMMES AU CANADA

THÈSE
PRÉSENTÉE
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DU DOCTORAT EN ÉCONOMIQUE

PAR
MARIE MÉLANIE FONTAINE

MARS 2020

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de cette thèse se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.10-2015). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je ne pourrais commencer les remerciements de cette thèse sans commencer par mes directrices, Marie Connolly et Catherine Haeck : vous m'avez offert l'opportunité de mener à bien ce projet, vous avez cru en mes capacités et je vous en remercie.

J'adresse également mes remerciements à tout le corps professoral du département d'économique, au personnel administratif ainsi qu'à mes collègues et ami.es de bureau.

Je tiens également à remercier le Groupe de recherche sur le capital humain (GRCH), le Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE), le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) ainsi que le Partenariat de recherche Séparation parentale, recombinaison familiale de l'Université Laval pour leur soutien financier.

Je remercie également mes proches, famille et ami.es, qui m'ont encouragée tout au long de l'élaboration de cette thèse et particulièrement ceux et celles que j'ai dû délaissier pour cet accomplissement. Je voudrais adresser un remerciement spécial à mon frère, David, qui sans le savoir a su me donner le goût des études puis de la recherche, et qui m'a surtout appris qu'avec du travail tout est possible. Merci à Maxime, mon futur époux : grâce à toi, j'ai pu terminer dans de meilleures conditions.

Enfin, rien de tout cela n'aurait été possible sans le sourire et les grands yeux émerveillés de mon fils Mathys, durant ces cinq longues années : tu as été patient, compréhensif et toujours là lorsque j'avais besoin de tes petits bras remplis d'affection, tu as été ma raison et ma source de motivation principale jusqu'au bout.

DÉDICACE

À mon père, mon fils, mes proches, et toutes
les personnes qui ont contribué de près ou de
loin à la réalisation de cette thèse.

AVANT-PROPOS

Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des Centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec — Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.

TABLE DES MATIÈRES

AVANT-PROPOS.....	iv
LISTE DES FIGURES	viii
LISTE DES TABLEAUX.....	xiii
RÉSUMÉ	xvii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I ÉTAT DES LIEUX SUR LES ÉCARTS DE REVENUS ENTRE LES PARENTS ET LES FEMMES ET HOMMES SANS ENFANT AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA	11
1.1 Introduction.....	12
1.2 Revue de la littérature.....	17
1.2.1 Les principaux facteurs explicatifs des pénalités liées à la maternité.....	18
1.2.2 Un aperçu des écarts liés à la maternité à travers le monde	24
1.3 Méthodologie	30
1.3.1 Écart lié à la maternité.....	30
1.3.2 Trajectoires de revenus.....	33
1.4 Données et échantillons	34
1.4.1 Enquête sociale générale (ESG).....	34
1.4.2 Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA).....	39
1.5 Résultats : écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité de l'ESG	42
1.5.1 ESG : statistiques descriptives	42
1.5.2 Écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité : estimations	47
1.6 Résultats : trajectoires de revenus et données de l'ELIA	60
1.6.1 ELIA : statistiques descriptives.....	61
1.6.2 Trajectoires de revenus : estimations pour les mères	73

1.6.3	Trajectoires de revenus : estimations pour les pères	77
1.7	Conclusion	79
1.8	Tableaux et Figures	85
CHAPITRE II LES POLITIQUES FAMILIALES DU QUÉBEC ÉVALUÉES À PARTIR DES TRAJECTOIRES DE REVENUS DES PARENTS ET DES PERSONNES SANS ENFANT		113
2.1	Introduction.....	114
2.2	Revue de la littérature.....	119
2.2.1	Les services de garde.....	122
2.2.2	Les congés parentaux	127
2.2.3	Le congé de paternité.....	130
2.3	Contexte institutionnel.....	134
2.3.1	Réforme du programme fédéral de congés parentaux.....	135
2.3.2	Régime québécois d'assurance parentale	136
2.3.3	Services de garde à contribution réduite.....	138
2.4	Données	140
2.4.1	Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA)	140
2.4.2	Couplage des données administratives.....	141
2.4.3	Statistiques descriptives.....	142
2.5	Méthodologie	152
2.5.1	Échantillonnage.....	153
2.5.2	Modèle pour l'estimation des trajectoires de revenus	155
2.5.3	Modèle pour l'analyse de politiques familiales	159
2.5.3.1.	Modèle de simple différence — Réforme du congé parental fédéral	159
2.5.3.2.	Modèle de différence-en-différences — Les politiques du Québec..	164
2.6	Résultats.....	172
2.6.1	Trajectoires de revenus des femmes et des hommes : modèle de base .	173
2.6.2	Trajectoires de revenus des femmes : analyses par sous-groupe	176
2.6.3	Analyses de politique	182
2.6.3.1.	La réforme fédérale du congé parental.....	182
2.6.3.2.	Les politiques familiales du Québec.....	184
2.6.4	Analyses de robustesse	189
2.6.4.1.	Panel balancé.....	189
2.6.4.2.	Méthode d'appariement par balancement entropique	190
2.6.4.3.	Test « placebo ».....	191

2.6.4.4. Groupe contrôle différent.....	192
2.7 Conclusion	192
2.8 Tableaux et Figures	196
CHAPITRE III LES CONSÉQUENCES ÉCONOMIQUES DES DIVORCES ET DES SÉPARATIONS AU CANADA : ÉTUDE EMPIRIQUE ISSUE DE DONNÉES D'ENQUÊTE ET ADMINISTRATIVES.....	
3.1 Introduction.....	209
3.2 Revue de la littérature.....	213
3.3 Contexte canadien et québécois	223
3.3.1 Évolution en matière de divorce	223
3.3.2 Évolution en matière d'union libre.....	224
3.4 Données	225
3.4.1 Sources de données	225
3.4.2 Échantillonnage.....	230
3.4.3 Statistiques descriptives.....	231
3.5 Méthodologie	245
3.5.1 Estimation des trajectoires de revenus : modèle de base.....	247
3.5.2 Estimation des trajectoires de revenus : autres spécifications	249
3.5.3 Conversion des coefficients en pourcentage.....	251
3.6 Résultats.....	252
3.6.1 Modèles de base	252
3.6.2 Hétérogénéité	257
3.7 Conclusion	262
3.8 Figure.....	268
CONCLUSION	269
RÉFÉRENCES.....	272
ANNEXE A DESCRIPTION DES VARIABLES UTILISÉES.....	297

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge.....	67
1.2 Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants.....	68
1.3 Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial.....	69
1.4 Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation.....	70
1.5 Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant...	71
1.6 Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant	72
1.7 Trajectoires de revenus d'emploi, femmes	75
1.8 Trajectoires de revenus d'emploi, hommes.....	78
A1 Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge (Canada).....	105
A2 Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants (Canada).....	106
A3 Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial (Canada).....	107
A4 Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation (Canada).....	108
A5 Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant (Canada)	109

A6 Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant (Canada)	110
A7 Trajectoires de revenus d'emploi, femmes (Canada)	111
A8 Trajectoires de revenus d'emploi, hommes (Canada).....	112
2.1 Chronologie des différentes politiques familiales ayant été mise en place au Québec et au Canada entre 1997 et 2006.....	134
2.2 Évolution des statuts matrimoniaux des femmes à la naissance du premier enfant au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013).....	146
2.3 Évolution du nombre d'employées dans le secteur public au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013).....	150
2.4 Évolution des revenus des mères et des pères (1982-2013).....	169
2.5 Trajectoires de revenus des mères relativement à la naissance du premier enfant avant et après 2001 pour le Québec et le reste du Canada	170
2.6 Trajectoires de revenus des pères relativement à la naissance du premier enfant avant et après 2001 pour le Québec et le reste du Canada	171
2.7 Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères	175
2.8 Trajectoires de revenus d'emploi des mères au Québec et dans le reste du Canada	176
2.9 Trajectoires de revenus d'emploi des femmes mariées et en union libre	178
2.10 Trajectoires de revenus d'emploi des mères selon le nombre d'enfants.....	180
2.11 Trajectoires de revenus d'emploi des mères ayant eu un seul enfant.....	182
2.12 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères	184

2.13 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères	187
2.14 Coefficients de différence-en-différences, revenus d'emploi	189
B1 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, mères monoparentales excluent.....	198
B2 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, province du Manitoba exclue	199
B3 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères	200
B4 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus totaux des mères	201
B5 Coefficients de différence-en-différences, revenus totaux des mères.....	202
B6 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères	203
B7 Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères, panel balancé.....	204
B8 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les poids entropiques.....	205
B9 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant l'année 1995 comme année de réforme	206
B10 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les pères comme groupe contrôle	207
3.1 Évolution des revenus individuels des hommes et des femmes relativement au premier divorce ou à la première séparation	239
3.2 Évolution du revenu familial brut et ajusté des hommes et des femmes relativement au premier divorce	240

3.3 Évolution du revenu familial brut et ajusté des hommes et des femmes relativement à la première séparation	241
3.4 Évolution de la composition de la famille à la suite du premier divorce ou de la première séparation.....	242
3.5 Évolution du taux de pauvreté des hommes et des femmes à la suite d'une séparation.....	243
3.6 Part de la contribution du revenu des femmes au revenu familial relativement au premier divorce.....	244
3.7 Évolution de la participation au marché du travail des femmes et des hommes relativement au premier divorce ou à la première séparation	245
3.8 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu d'emploi des femmes et des hommes	253
3.9 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu total individuel des femmes et des hommes	255
3.10 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu familial total des femmes et des hommes	256
3.11 Estimation de l'évolution du taux de pauvreté des femmes et des hommes relativement au 1 ^{er} divorce ou à la 1 ^{ère} séparation	257
3.12 Estimation des trajectoires de revenus, remariage ou nouvelle union, revenu familial des femmes	258
3.13 Estimation des trajectoires de revenus, remariage ou nouvelle union, revenu familial des hommes	259
3.14 Estimation des trajectoires de revenus selon la durée de l'union, revenu familial des femmes et des hommes	260
3.15 Estimation des trajectoires de revenus selon la cohorte de divorce ou de séparation, revenu familial des femmes.....	261

3.16 Estimation des trajectoires de revenus selon la province, revenu familial des femmes et des hommes	262
C1 Taux bruts de divortialité et de nuptialité au Canada, 1926 à 2008.....	268

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Principales études internationales sur l'écart lié à la maternité.....	26
1.2 Nombre d'observations par enquête dans l'échantillon.....	36
1.3 Répartition du travail à temps plein et à temps partiel.....	37
1.4 Répartitions catégoriques des mères et des femmes sans enfant.....	41
1.5 Statistiques descriptives de l'échantillon de femmes de l'ESG	44
1.6 Statistiques descriptives sur les revenus d'emploi annuels des femmes.....	46
1.7 Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation	47
1.8 Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Québec.....	50
1.9 Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du reste du Canada.....	51
1.10 Coefficients des variables d'intérêt, écarts liés à la maternité	52
1.11 Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par niveau d'éducation....	55
1.12 Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par statut matrimonial	56
1.13 Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG.....	57

1.14	Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes	58
1.15	Moyennes de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation	59
1.16	Coefficients des variables d'intérêt, écarts de revenus liés à la paternité	60
1.17	Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013.....	61
1.18	Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant	63
1.19	Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant	64
1.20	Moyennes des revenus d'emploi des mères relativement à la naissance de leur premier enfant.....	66
1.21	Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes	74
1.22	Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes	79
A1	Principaux résultats de Phipps et al. (2001)	85
A2	Principaux résultats de Zhang (2010), modèles à effets fixes	86
A3	Statistiques descriptives de l'échantillon des femmes de l'ESG (Canada).....	88
A4	Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes (Canada)	90
A5	Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)	90
A6	Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Canada	91
A7	Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG (Canada).....	92
A8	Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes (Canada)	94

A9 Moyenne de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)	94
A10 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Québec	95
A11 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du reste du Canada	96
A12 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Canada	97
A13 Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013 (Canada)	98
A14 Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada)	99
A15 Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada)	100
A16 Moyennes des revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant (Canada).....	100
A17 Résultats de la régression de la première étape, femmes	101
A18 Résultats de la régression de la première étape, femmes (Canada).....	102
A19 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes (Canada)	103
A20 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes (Canada)	104
2.1 Résumé des programmes de congé parental en 2019	138
2.2 Répartition géographique des femmes en fonction du lieu de naissance de leur premier enfant.....	143
2.3 Caractéristiques sociodémographiques des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada.....	145

2.4	Caractéristiques professionnelles des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada.....	148
2.5	Revenus réels moyens des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada.....	152
B1	Nombre de premières naissances par année, au Québec et dans le reste du Canada (femmes).....	196
B2	Nombre d'individus par année relative à la première naissance	197
3.1	Caractéristiques sociodémographiques des femmes et des hommes divorcés et toujours mariés	233
3.2	Caractéristiques sociodémographiques des femmes et des hommes séparés et toujours en union libre	234
3.3	Caractéristiques liées au marché du travail des femmes et des hommes divorcés et mariés	237
3.4	Caractéristiques liées au marché du travail des femmes et des hommes séparés et toujours en union libre	237

RÉSUMÉ

Cette thèse propose trois essais empiriques portant sur l'analyse du bien-être économique des femmes et des hommes à la suite d'événements marquants de la vie, tels que la naissance d'un enfant ou une rupture conjugale. La littérature à ce sujet établit que les femmes et les hommes font face à une réalité économique opposée en réponse à ces événements. En effet, les revenus des femmes sont généralement associés négativement à ces deux événements tandis que les revenus des hommes ne sont généralement pas affectés, voire s'accroissent après de tels événements.

Le premier chapitre analyse de façon descriptive les différences de revenus existant entre les mères et les pères, et les femmes et hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada. Nous trouvons que la pénalité salariale liée à la maternité est généralement moins élevée au Québec que dans le reste du Canada. Cependant, les mères ayant plus de deux enfants ainsi que celles étant moins éduquées ou monoparentales subissent une plus forte pénalité, et ce même au Québec. Nous confirmons également que la situation est inversée pour les hommes : les pères ont en moyenne des revenus plus élevés que les hommes sans enfant, un phénomène appelé le bonus lié à la paternité dans la littérature. Enfin, nous estimons les trajectoires de revenus d'emploi des parents suivant la naissance de leur premier enfant en comparaison avec les individus sans enfant. Nous trouvons que les mères québécoises semblent également favorisées par rapport au reste du Canada. En revanche, les trajectoires de revenus des hommes sont peu affectées par la naissance d'un enfant.

Dans le deuxième chapitre, nous adoptons une approche causale nous permettant d'évaluer l'impact des politiques familiales mises en place au Canada et au Québec à partir de 2001 sur les trajectoires de revenu des mères. Nous trouvons que les politiques familiales du Québec ont eu un impact positif et significatif sur les écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant, particulièrement à long terme. Les mères québécoises qui ont donné naissance à leur premier enfant en 2001 ou après voient leurs revenus augmenter plus rapidement dans les années suivantes, comparées aux mères du reste du Canada et aux mères au Québec dont le premier enfant est né avant 2001. Nous estimons à 32 points de pourcentage l'impact de long terme des politiques familiales québécoises sur l'écart lié à la maternité.

Enfin, le troisième chapitre examine les changements économiques subis par les femmes et les hommes à la suite d'un divorce ou d'une séparation. Nous trouvons tout d'abord que les femmes font face à des pertes financières élevées comparativement aux hommes, qui ne voient pas leur situation économique se détériorer à la suite de ces

transitions. Alors même que les femmes participent plus activement au marché du travail et que leur revenu hors travail augmente (tels que les transferts gouvernementaux et pensions alimentaires), généralement, leur niveau de vie se détériore et le taux de pauvreté augmente rapidement dans les années suivant la rupture. De plus, elles sont également moins susceptibles que les hommes de former une nouvelle union ou de se remarier, ce qui réduit leur chance de retrouver le niveau de vie qu'elles avaient avant la séparation. D'autre part, après une rupture, les femmes qui ont divorcé ont une situation économique moins avantageuse en moyenne que les femmes qui se sont séparées. Par contre, au fil du temps, les femmes séparées ont vu leur situation économique post-séparation se détériorer, en partie parce que le pourcentage de couples en union libre ayant des enfants a augmenté au fil de temps, augmentant la précarité d'emploi de ces femmes devenues mères. En parallèle à ces bouleversements démographiques, peu de changements ont été observés au niveau de la législation des couples en union libre, ce qui offre peu de support à ces mères après une séparation.

Afin de répondre à l'ensemble de ces problématiques, nous exploitons deux sources de données de Statistique Canada : l'Enquête sociale générale et l'Enquête longitudinale et internationale des adultes, cette dernière est une récente enquête longitudinale riche en informations socioéconomiques couplée à des fichiers administratifs historiques de revenus remontant jusqu'à 1982.

MOTS CLÉS : conséquences économiques, naissance des enfants, ruptures conjugales, trajectoires de revenus, politiques familiales.

INTRODUCTION

Depuis les années 60, les femmes ont rejoint massivement le marché du travail, marquant un changement important dans le portrait du marché du travail canadien. Selon les données de l'Enquête sur la population active, le taux d'activité des femmes sur le marché du travail a plus que quadruplé entre 1950 et 2015, passant de 21,6 % à 82 %, se rapprochant considérablement de celui des hommes situé à 90,1 % en 2015 (Moyser, 2017). Cependant, la route vers l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes est encore longue. Au chapitre de la rémunération, alors que d'importantes mesures ont été instaurées au cours des dernières décennies afin de lutter contre les inégalités salariales de genre, les écarts de salaire entre femmes et hommes persistent toujours (Blau et Kahn, 2017 ; Fortin, 2019). Il s'avère que les femmes sont également désavantagées du côté de l'employabilité (Correll et al., 2007) et du cheminement de carrière. À cet égard, des études ont montré que les responsabilités familiales (impliquant les soins des enfants et des aînés) incombant de manière disproportionnée aux femmes pèsent lourdement sur leur trajectoire professionnelle (Zhang, 2010 ; Angelov et al., 2016 ; Kleven et al., 2019b). Mentionnons qu'en 2019, les femmes canadiennes avec enfants d'âge préscolaire se sont absentes du travail presque deux fois plus souvent que leurs homologues masculins¹, soit 15,1 jours contre 7,8 jours pour les pères (Statistique Canada, 2019a). Par ailleurs, selon certaines études, les absences prolongées du marché du travail sont responsables de la majeure partie de *la pénalité liée à la maternité*, terme employé dans la littérature faisant référence aux écarts de

¹ Parmi les employées et les employés à temps plein.

revenus entre les mères et les femmes sans enfant (Waldfogel, 1998 ; Phipps et al., 2001). Les responsabilités familiales échéant aux femmes affectent grandement leur capital humain et limitent leur possibilité d'avancement professionnel. Après l'arrivée de leurs enfants, les femmes se tournent plus souvent vers des emplois à temps partiel ou vers des emplois qui offrent des heures de travail flexibles, ou des conditions de travail plus favorables à la vie familiale, mais qui sont aussi plus précaires et moins bien rémunérés (Joshi et al., 1999). Afin de favoriser les femmes avec enfants sur le marché du travail et de les aider dans cette difficile conciliation famille-travail, des mesures telles que des services de garde abordables ont eu un impact positif de long terme sur leur participation au travail (Haeck et al., 2015), réduisant potentiellement la pénalité liée à la maternité. Mais, face au risque croissant de rupture conjugale, les femmes sont aussi plus susceptibles que les hommes de subir une baisse de leur niveau de vie suite à une rupture (Finnie, 1993 ; Galarneau et Sturrock, 1997 ; Galarneau, 1998 ; Gadalla, 2008 ; Gadalla, 2009), s'exposant, avec leurs enfants, à un risque accru de se retrouver en situation de pauvreté. Afin de compenser les pertes de revenus importantes de l'autre conjoint, les femmes ont plus d'incitation à augmenter leur offre de travail (Mueller, 2005). Toutefois, les capacités restreintes dans les services de garde peuvent être un obstacle majeur à la participation des femmes au marché du travail (Morgan et al., 1992). Les particularités du parcours des femmes sur le marché du travail influencent également grandement leur capacité à cotiser et à épargner pour la retraite, les femmes touchant des rentes bien inférieures à celles des hommes (Even et al., 2004).

L'objectif de cette thèse est de comprendre, dans une perspective longitudinale, comment les événements marquants de la vie des femmes, tels que la naissance des enfants ou une rupture conjugale, affectent leur situation sur le marché du travail. La littérature à ce sujet établit que les revenus des femmes sont associés négativement à ces deux événements. Face à un tel constat, il convient de se questionner quant aux mesures pouvant être mises en place afin de réduire les inégalités en matière d'accès à

l'emploi ainsi que celles afférant aux responsabilités parentales. La première étape dans ce processus est d'établir un état des lieux détaillé de la situation rencontrée par les femmes à la suite de tels événements. Ceci est l'objectif des chapitres 1 et 3.

Au Québec, il existe des programmes phares en matière de conciliation famille-travail. Tout d'abord, il y a eu la mise en place en 1997 des services de garde subventionnés, puis la création en 2006 du Régime québécois d'assurance parentale (RQAP) incluant un congé de trois à cinq semaines destiné aux pères, une disposition unique au Canada. Ces mesures ont pour vocation d'encourager les couples à un meilleur partage des responsabilités économiques et familiales et par là même, un meilleur équilibre entre vie familiale et vie professionnelle favorable au travail des femmes. Ces politiques orientées vers l'égalité des genres sur le marché du travail ont un effet positif sur la société : stimulation de la croissance économique, amélioration de la qualité de vie individuelle et familiale. Pourtant, à notre connaissance, peu d'études se sont intéressées à l'effet de ces politiques sur les trajectoires de revenus des femmes dans le contexte canadien ou québécois. Ceci est l'objet du chapitre 2.

La base de données principale sur laquelle s'appuient les trois présents essais est l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) de Statistique Canada. L'ELIA est une enquête longitudinale collectant tous les deux ans des données socioéconomiques auprès des ménages canadiens. La population cible est représentative de la population canadienne habitant les dix provinces. L'échantillon permanent est composé de 32 133 individus sélectionnés lors de la vague 1 (2012), auquel s'ajoutent les nouveaux membres des ménages au cours des vagues subséquentes. La vague 1 (2012) a été accessible aux chercheurs en 2014, suivi des vagues 2 (2014) et 3 (2016) diffusées respectivement en 2016 et 2018, ce qui en fait une base de données relativement nouvelle et peu exploitée. L'originalité de l'ELIA se trouve sous deux aspects, rendant son concept unique. Premièrement, l'enquête

longitudinale contient de riches informations contemporaines et rétrospectives sur divers aspects de la vie des individus. Deuxièmement, l'ELIA est couplée à plusieurs sources de données administratives. De l'information détaillée sur les revenus familiaux et individuels ainsi que les transferts est disponible dans les fichiers annuels sur la famille T1 (fichiers T1) qui remontent à 1982. Les données historiques et contemporaines relatives aux salaires et aux employeurs sont obtenues grâce aux feuillets T4 que les employeurs remettent à tous les employés rémunérés aux fins de l'impôt sur le revenu. Ces données sont disponibles à partir de 2000. Il est également possible d'obtenir de l'information sur les régimes de retraite provenant de la base de données sur les régimes de pensions au Canada à partir de 2000. L'avantage de cette base de données réside donc dans la richesse des données d'enquête disponibles couplées à l'étendue temporelle et à la fiabilité des données administratives longitudinales de revenus. De plus, nous utilisons dans le premier chapitre trois cycles de l'Enquête sociale générale (ESG) portant sur la famille afin de mesurer les écarts liés à la maternité. L'utilisation de ces enquêtes nous permettra d'exploiter les informations sur les interruptions de carrière et plus particulièrement celles relatives aux congés parentaux.

Dans le premier chapitre, nous dressons un état des lieux des différences de revenus entre les mères et les femmes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada, en comparaison à la situation des pères et des hommes sans enfant. Nous exploitons les deux sources de données de Statistique Canada, soit l'ESG et l'ELIA. Dans un premier temps, avec les données de l'ESG de 2001, de 2006 et de 2011, nous avons estimé par moindres carrés ordinaires des modèles expliquant les revenus d'emploi grâce à un certain nombre de variables explicatives, dont la présence et le nombre d'enfants. Les modèles sont estimés séparément pour le Québec et le reste du Canada afin de mettre en lumière les différences entre les deux régions. Les résultats confirment l'existence d'une pénalité liée à la maternité, mais uniquement pour les mères du reste du Canada.

Celles-ci ont en moyenne gagné 6,3 % de moins que les femmes sans enfant, à expérience, heures de travail hebdomadaires et âge égaux. Nous avons aussi trouvé que les écarts de revenus se creusent avec le nombre d'enfants, les pénalités étant de plus en plus élevées. Ainsi, bien qu'à un enfant, les mères québécoises n'ont pas en moyenne des revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, une petite différence apparaît à deux enfants et se confirme avec trois enfants et plus. Pour ces dernières, les pénalités sont de l'ordre de 10 à 23 %. Dans le reste du Canada, tous ces écarts sont de magnitude plus élevée, ce qui suggère que le phénomène de pénalité liée à la maternité est plus problématique hors Québec. Il faut ici rappeler que notre analyse n'est pas causale. Par contre, nous pouvons mentionner que nos résultats font état d'une corrélation entre la province de résidence et la magnitude de la pénalité liée à la maternité et qu'il est possible, bien que non confirmé, que les politiques familiales du Québec telles que les subventions aux services de garde et les congés parentaux aident les mères à garder un attachement au marché du travail et un niveau de revenus plus en ligne avec ceux des femmes sans enfant.

Faits importants à noter : une analyse par sous-groupe a par contre démontré que les mères québécoises moins éduquées, soit ayant un diplôme d'études secondaires ou moins, sont particulièrement touchées par la pénalité liée à la maternité (pénalité de 8,8 %), ainsi que les mères monoparentales (pénalité de 10,9 %). Dans le reste du Canada, nous avons trouvé des chiffres similaires pour les femmes moins éduquées, mais par contre là ce sont les mères mariées qui connaissent des pénalités plus élevées, de l'ordre de 12,1 % par rapport aux femmes mariées sans enfant, toutes choses étant égales par ailleurs. Nous y voyons potentiellement la conséquence de normes culturelles et de valeurs différentes, les mères mariées du reste du Canada prenant plus souvent le rôle de femme au foyer, au détriment de leur position sur le marché du travail. Cette hypothèse n'est toutefois pas formellement testée dans ce chapitre.

Deuxièmement, toujours en nous appuyant sur les données de l'ESG, nous avons repris les mêmes analyses, mais cette fois-ci pour les hommes. Les hommes ayant des enfants, tout comme les hommes mariés, ont en moyenne des revenus d'emploi plus élevés que les hommes sans enfant ou célibataires. Il semble ainsi y avoir un bonus lié à la paternité. Cependant, il est important de noter que ceci est compatible avec un phénomène de sélection ; les hommes avec de plus grandes habiletés et compétences ont de meilleurs emplois et salaires, mais sont également ceux qui sont plus désirables du point de vue de leurs partenaires potentielles, et qui donc se retrouvent mariés et avec des enfants. Ainsi, le terme « bonus lié à la paternité » peut induire en erreur et suggérer une augmentation du revenu à la suite de la paternité, mais, en pratique, il reflète aussi les différences observables et non observables entre les hommes ayant des enfants et ceux qui n'en ont pas. Au Québec, le bonus lié à la paternité est de 15,6 % en moyenne, alors que dans le reste du Canada nous avons trouvé un bonus de 13,9 % — mais les deux ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre.

Enfin, nous avons exploité l'ELIA afin d'estimer les trajectoires de revenus des mères et des pères suivant la naissance de leur premier enfant. L'ELIA regroupe des données administratives de l'impôt sur une très longue période, de 1982 à 2013, ce qui permet de suivre les individus sur de nombreuses années autour de la naissance de leur enfant. Nous avons estimé des modèles à effets fixes permettant de comparer les mères aux femmes sans enfant à caractéristiques similaires et de tracer leurs trajectoires de revenus. Plusieurs constats ressortent de cette analyse. Tout d'abord, les revenus des mères avant la naissance de leur premier enfant sont en moyenne plus élevés que ceux des femmes sans enfant. Ceci suggère que le fait de devenir mère n'est pas exogène ou, dit d'une autre façon, qu'il semble y avoir une sélection par rapport à la maternité. Néanmoins, nous notons que l'utilisation de modèles à effets fixes permet de neutraliser l'effet non seulement des variables observables, mais également des variables non observables qui demeurent constantes dans le temps pour un même

individu. Nous avons trouvé que la baisse de revenus l'année de la naissance est substantielle : 34,4 % pour les mères québécoises et 32,9 % pour celles du reste du Canada (nous ne pouvons toutefois pas rejeter que ces deux chiffres, bien que fortement statistiquement différents de zéro, soient différents l'un de l'autre). Cette baisse de revenus d'emploi est tempérée par les prestations d'assurance-emploi, ce qui veut dire que le revenu total des mères diminue toujours, mais dans une moindre mesure. Au Québec, la baisse de revenu se résorbe relativement rapidement : après quatre ans, les mères n'ont pas des revenus statistiquement différents de ceux des femmes sans enfant et, éventuellement, après 17 ans, elles ont même des revenus plus élevés. Chez les femmes du reste du Canada, la baisse se fait sentir plus longtemps : jusqu'à 11 ans après la naissance du premier enfant. En ce qui concerne les pères, nos résultats démontrent que leurs trajectoires de revenus ne sont pas affectées de manière significative par l'arrivée des enfants. Ceci laisse supposer que le bonus lié à la paternité identifié dans les données en coupe transversale est le résultat d'un biais de sélection plutôt que d'une conséquence de l'arrivée d'un enfant en tant que tel.

Dans le deuxième chapitre, nous exploitons l'ELIA afin d'estimer l'effet de l'arrivée des enfants sur les trajectoires de revenus des mères et des pères, en adoptant une approche causale nous permettant d'évaluer les effets des politiques familiales mises en place au Canada et au Québec à partir de 2001. Cependant, nous adoptons cette fois une méthodologie permettant de capter les entrées et les sorties du marché du travail. Plus particulièrement, nous adoptons une procédure d'estimation en deux étapes. Nous estimons dans une première étape l'effet de l'arrivée du premier enfant sur les revenus d'emploi (exprimés en niveau plutôt qu'en logarithme) des femmes et des hommes séparément, puis dans une deuxième étape nous convertissons les coefficients obtenus en pourcentage, c'est-à-dire de façon à exprimer la situation des mères et des pères par rapport à celle des femmes et des hommes sans enfant. L'avantage de ce modèle, par rapport à un modèle où les variables dépendantes sont exprimées en logarithme, c'est

que nous sommes en mesure de prendre en compte les entrées et les sorties du marché du travail, en considérant notamment les revenus nuls dans l'analyse. Nous trouvons que les revenus des mères diminuent drastiquement après la naissance du premier enfant, une perte estimée à 40 % en moyenne. En revanche, les revenus des pères ne sont pas affectés par l'arrivée de leur premier enfant.

À long terme, c'est-à-dire 10 ans après la naissance du premier enfant, les femmes au Canada continuent de percevoir des revenus moindres par rapport à ceux gagnés avant leur premier enfant et par rapport aux pères, une pénalité estimée à 48 %. L'arrivée des enfants entraîne donc des pertes de revenus importantes qui ne sont pas également réparties au sein des couples. En effet, les pères ne sont aucunement affectés sur le marché du travail, tandis que les femmes subissent des pénalités salariales qui persistent à long terme. Cet appauvrissement engendré à la suite de la première naissance va avoir des impacts économiques importants lors d'une éventuelle séparation, et même sur les revenus perçus à la retraite.

Nous estimons dans un second temps l'impact des politiques familiales sur les revenus des mères et des pères à l'aide de modèles de différence-en-différences. Nous trouvons que celles-ci ont eu un impact positif et significatif sur les écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant, particulièrement à long terme. En effet, les mères québécoises qui ont donné naissance à leur premier enfant en 2001 ou après voient leurs revenus augmenter plus rapidement dans les années suivantes, comparées aux mères du reste du Canada et aux mères au Québec dont le premier enfant est né avant 2001. Nous estimons à 32 points de pourcentage l'impact de long terme des politiques familiales québécoises sur l'écart lié à la maternité, indiquant que les mères qui ont bénéficié des réformes ont des pénalités inférieures de 32 points de pourcentage par rapport à celles n'en ayant pas bénéficié. Cet effet des politiques familiales québécoises est considérable. L'écart salarial au Québec entre les femmes avec enfants et sans

enfant à long terme, soit 10 ans après la naissance du premier enfant, est réduit de 39 points de pourcentage, passant de -49 % à -10 %. En comparaison, les écarts pour les femmes du reste du Canada sont passés de -48 % à -41 % ; certes une amélioration, mais pas du même ordre de grandeur que le changement que le Québec a connu.

Dans le troisième chapitre, nous examinons à travers différentes sources de revenus et d'indicateurs les variations de bien-être économique des femmes et des hommes à la suite d'un premier divorce ou d'une première séparation. Le questionnaire des vagues 2 et 3 de l'ELIA contient un volet particulier dédié aux transitions familiales, retraçant l'historique complet des trois derniers mariages et des trois dernières unions libres des répondants, en plus de fournir des informations sur la situation matrimoniale contemporaine, un atout dans le cadre de cette analyse. Nous adoptons la même méthodologie que celle utilisée dans le chapitre précédent, à savoir une estimation en deux étapes. Nous estimons dans une première étape l'effet de la séparation ou du divorce sur différentes sources de revenus (exprimés en niveau plutôt qu'en logarithme) des femmes et des hommes séparément, puis dans une deuxième étape nous convertissons les coefficients obtenus en pourcentage, de façon à exprimer la situation des femmes et des hommes divorcés ou séparés par rapport à celle des individus continuellement mariés ou en union de fait.

Les résultats montrent que les femmes subissent une détérioration importante de leur situation économique à la suite d'une rupture conjugale en comparaison à celle des hommes. Le revenu familial ajusté (prenant en compte la composition de la famille et les économies d'échelle qui en découlent) diminue de l'ordre de 20 % pour les femmes divorcées alors que celui des hommes divorcés augmente de 10 %. En effet, les femmes contribuant relativement moins au revenu familial se voient amputées d'une part importante du revenu disponible à la famille à la suite du départ du conjoint. De plus, elles sont également moins susceptibles que les hommes de former une nouvelle union

ou de se remarier, ce qui réduit leur chance de retrouver le niveau de vie qu'elles avaient avant la séparation. D'autre part, après une séparation ou un divorce, les femmes qui étaient mariées ont une situation économique moins avantageuse en moyenne que les femmes qui étaient en union libre. Par contre, au fil du temps, les femmes en union libre ont vu leur situation économique post-séparation se détériorer, en partie parce que le pourcentage de couples en union libre ayant des enfants a augmenté au fil de temps, augmentant la précarité d'emploi de ces femmes devenues mères. En parallèle à ces bouleversements démographiques, peu de changements ont été observés au niveau de la législation des couples en union libre, ce qui offre peu de support à ces mères après une séparation.

CHAPITRE I

ÉTAT DES LIEUX SUR LES ÉCARTS DE REVENUS ENTRE LES PARENTS ET LES FEMMES ET HOMMES SANS ENFANT AU QUÉBEC ET DANS LE RESTE DU CANADA²

Résumé

Les disparités salariales entre hommes et femmes sont bien documentées. Les différences de revenus entre les parents et les individus sans enfant sont moins connues, mais n'en demeurent pas moins préoccupantes. Dans ce chapitre, nous dressons un état des lieux de la situation au Québec et dans le reste du Canada, en nous basant sur deux sources de données de Statistique Canada. La pénalité liée à la maternité, ou l'écart de revenus d'emploi entre mères et femmes sans enfant, est généralement moins élevée au Québec que dans le reste du Canada. Il existe cependant des groupes plus fortement touchés : les mères avec un niveau d'éducation moins élevé et les mères monoparentales, deux groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté et d'exclusion sociale. Nous confirmons également que la situation est inversée pour les hommes : les pères ont en moyenne des revenus plus élevés que les

² Une version de cette étude, coécrite avec Marie Connolly et Catherine Haeck, est publiée dans les cahiers de recherche du CIRANO et disponible à l'adresse suivante : <https://cirano.qc.ca/files/publications/2018RP-07.pdf>.

hommes sans enfant, un phénomène appelé le bonus lié à la paternité. Finalement, nous nous attardons aux trajectoires de revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant, en comparaison avec les femmes sans enfant. Encore une fois, les mères québécoises semblent favorisées par rapport au reste du Canada, car elles retrouvent des revenus semblables à ceux des femmes sans enfant après quatre ans, comparativement à douze dans le reste du Canada. Mais les écarts de revenus durant l'année de la naissance et l'année suivante demeurent grands, bien que les prestations d'assurance emploi en comblent une partie. En revanche, les trajectoires de revenus des pères sont généralement peu affectées par la naissance d'un enfant, laissant supposer que le bonus lié à la paternité identifié dans les données en coupe transversale est le résultat d'un biais de sélection plutôt que d'une conséquence de l'arrivée d'un enfant en tant que tel.

1.1 Introduction

La question des différences salariales entre hommes et femmes est bien connue. Plusieurs programmes et politiques ont émergé à travers le monde afin de réduire ces écarts. Le Québec fait d'ailleurs figure de chef de file en ce domaine, avec sa *Loi sur l'équité salariale* qui vise la reconnaissance de la valeur du travail des femmes. Cependant, même si les inégalités salariales de genre ont diminué au cours du temps, elles persistent encore aujourd'hui. Le *Rapport mondial sur les salaires* publié par l'Organisation internationale du Travail (2015) révèle que, sur un échantillon de 38 pays, le revenu moyen des femmes est de 4 à 36 % inférieur à celui des hommes.

Ces écarts de salaires persistent malgré des transformations démographiques et économiques importantes au cours des dernières décennies. En effet, les femmes n'occupent plus le rôle traditionnel de mères au foyer et participent beaucoup plus activement au marché du travail. Par ailleurs, elles ont également fait des progrès en

matière d'éducation puisqu'actuellement les femmes sont, en moyenne, plus éduquées que les hommes, et ce, dans la majorité des pays développés. La baisse du taux de fécondité a également contribué à transformer l'unité familiale. De même, les progrès faits en matière de politiques publiques tels que les subventions aux garderies, les congés parentaux avec protection de l'emploi et la mise en place de mesures visant à appliquer la parité permettent plus facilement aux femmes de concilier travail et famille.

Moins connus sont les écarts de revenus entre parents et individus sans enfant, un phénomène appelé « *family gap* » ou « *motherhood pay gap* » dans la littérature anglophone, que l'on traduit par « pénalité liée à la maternité ». Le terme « *family gap* » a aussi été traduit par « pénalité de bébé »³. Dans une étude récente pour le compte de l'Organisation internationale du travail, Grimshaw et Rubery (2015) font état de l'évidence internationale sur la question. Les auteurs rapportent que les mères gagnent 13 % et 21 % de moins que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant au Royaume-Uni et en Allemagne, respectivement, alors qu'en France et aux États-Unis la différence est quasiment nulle, du moins pour les femmes mariées. Peu d'études se sont penchées sur le cas du Canada. Un écart de 13 % était répertorié pour l'année 1995 par Phipps et al. (2001). Zhang (2010) pour sa part note que les Canadiennes subissent une baisse de revenus de l'ordre de 30 % lors de la première année de retour au travail suite à une naissance, mais que leurs revenus rejoignent éventuellement ceux des femmes n'ayant jamais eu d'enfants après sept ans. À l'inverse des femmes, les pères connaissent généralement des revenus plus élevés que les hommes sans enfant, un phénomène

³ Le terme « pénalité de bébé » est utilisé par Vincent (2013). Il fait uniquement référence à la perte de revenus suite à la naissance d'un enfant, et non à d'autres dimensions du bien-être.

connu comme le bonus lié à la paternité⁴. Bien que l'on puisse modéliser le bien-être d'un ménage en couple comme étant fonction, en partie, des revenus des deux conjoints, et que donc des transferts monétaires ou non monétaires du père vers la mère pourraient réduire les effets négatifs d'une baisse de revenus de la femme, il est important de souligner que le couple en soi n'est pas une unité permanente. Au Québec, environ une union sur deux finit par se dissoudre, et les femmes connaissent en moyenne des diminutions de revenus importantes suite à une séparation, alors que ce n'est pas le cas pour les hommes (Le Bourdais et al., 2016). La question des revenus d'emploi des mères est donc d'une grande importance, tant d'un point de vue d'égalité entre les genres que d'indépendance financière.

Quelle est la situation sur les écarts liés à la maternité et à la paternité au Québec ? À notre connaissance, aucune étude ne s'est attardée à cette question. Pourtant le Québec s'est doté d'une politique familiale parmi les plus généreuses au monde, avec ses congés parentaux bonifiés et ses services de garde subventionnés, tous deux permettant de mieux concilier l'équilibre travail-famille. La politique familiale vise en effet, entre autres, à encourager la participation des mères au marché du travail et à soutenir leurs revenus et leur indépendance financière. Un autre but est celui du développement des enfants et du soutien de la petite enfance, lequel ne sera pas abordé dans ce chapitre. Alors que la disponibilité des services de garde subventionnés a eu un impact positif de long terme sur le travail des mères (Haeck et al., 2015), elle a aussi pu potentiellement réduire la pénalité liée à la maternité. Quant à l'impact de la

⁴ Le terme bonus lié à la paternité, connu comme « *fatherhood bonus* » en anglais, mesure la différence de revenu entre les pères et les hommes sans enfant en prenant en considération les différences qui peuvent exister entre les hommes avec enfants et ceux sans enfant (Budig, 2014).

bonification du congé parental sur l'écart lié à la maternité, celui-ci pourrait tout aussi bien être positif que négatif.

L'objectif de la présente étude est de dresser un état des lieux des différences en termes de revenus entre parents et individus sans enfant au Québec, particulièrement entre mères et femmes sans enfant. Plusieurs questions seront abordées afin de brosser un portrait complet. Ce portrait nous permettra 1) de mieux comprendre la situation actuelle du Québec, 2) d'évaluer l'effet potentiel des diverses facettes de la politique familiale québécoise sur l'attachement au marché du travail des femmes et leur capacité à gagner leur vie et 3) de cerner les questions de recherche qui mériteraient d'être abordées plus en détail.

Les questions principales auxquelles la présente étude répond sont les suivantes : quel est l'écart salarial entre les mères et les femmes sans enfant au Québec ? Est-il comparable à celui du reste du Canada et à celui d'autres pays développés ? Peut-il être expliqué par certaines variables observables par exemple l'âge, le statut matrimonial et l'éducation ?

De plus, certaines questions périphériques au thème principal sont abordées. Elles se répartissent en trois groupes. Premièrement, fait-on face à un problème d'hétérogénéité ? Est-ce que l'écart lié à la maternité est comparable pour différents groupes de mères ou affecte-t-il démesurément certains groupes (par exemple selon le niveau d'éducation ou le statut matrimonial) ? Deuxièmement, existe-t-il un écart salarial entre les pères et les hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada ? Et, en troisième lieu, quelle est la trajectoire de revenus d'emploi d'une femme après la naissance d'un enfant, au Québec ainsi que dans le reste du Canada ? S'il existe une pénalité liée à la maternité, se résorbe-t-elle après un certain nombre d'années ? Ces trajectoires sont-elles semblables pour différents groupes de femmes ?

L'étude se base sur des données de Statistique Canada, soit l'Enquête sociale générale (ESG) et l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA), et utilise des modèles économétriques pour parvenir aux estimations nous permettant de répondre à ces questions. Dans un premier temps, nous estimons à l'aide de modèles de régressions linéaires les écarts de revenus encourus par les mères québécoises et canadiennes après la naissance de leur premier enfant, en contrôlant pour les facteurs qui pourraient expliquer une partie de la variation observée (niveau d'éducation, expérience, durée des interruptions de travail, etc.). Parallèlement, nous effectuons une analyse similaire auprès des pères afin d'estimer les écarts liés à la paternité. Ensuite, un modèle à effets fixes nous permet de tracer le sentier de croissance des revenus des mères suivant la naissance de leur premier enfant et d'évaluer le temps requis pour que la pénalité se résorbe.

En résumé, ce chapitre vise d'abord à dresser un état des lieux permettant d'observer les différences entre le Québec et le reste du Canada. Elle ne cherche pas à identifier l'impact causal, individuel et spécifique des différentes politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus des parents. Elle ne cherche pas non plus à évaluer l'effet causal de la naissance d'un enfant sur les revenus des parents. Les décisions d'un couple en termes de fertilité et d'offre de travail sont endogènes ; une source de variation exogène dans la fertilité serait requise pour identifier un tel effet causal (Angrist et Evans, 1998). Notre étude se veut descriptive et exploratrice dans la mesure où nous utilisons deux sources de données distinctes, dont une entièrement nouvelle, pour évaluer une même problématique.

Nous trouvons qu'en moyenne, les mères québécoises n'ont pas de revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, contrairement à celles du reste du Canada. Cependant, les mères québécoises de trois enfants et plus connaissent une pénalité liée à la maternité, ainsi que celles ayant moins d'éducation et les mères monoparentales, deux groupes déjà connus comme étant plus à risque de se retrouver en situation de

pauvreté ou d'exclusion sociale (Burton et al., 2017). Les hommes, quant à eux, jouissent d'un bonus lié à la paternité, tant au Québec que dans le reste du Canada. Finalement, les estimations des trajectoires de revenus nous informent qu'encore une fois, les mères québécoises semblent favorisées par rapport à celles du reste du Canada ; elles font toutefois toujours face à des baisses de revenus d'emploi importantes au moment de la naissance de leur premier enfant et dans les quelques années qui suivent. Ces baisses sont tempérées, dans une certaine mesure, par les prestations d'assurance emploi, tant au Québec via le Régime québécois d'assurance parentale, qu'au Canada via l'assurance-emploi.

Enfin, nos analyses nous permettent aussi de conclure qu'il serait pertinent de poursuivre la recherche afin d'évaluer l'impact causal de l'ensemble des politiques familiales du Québec à partir des données de l'ELIA, car celles-ci nous permettent d'utiliser un modèle à effets fixes et de capturer de manière plus adéquate l'hétérogénéité entre les individus. Cette analyse est l'objet du deuxième chapitre.

La suite du présent chapitre est présentée comme suit. Dans la prochaine section, nous effectuons un rapide survol de la littérature théorique et empirique au sujet de l'écart lié à la maternité. Dans la section suivante, nous exposons la méthodologie utilisée pour l'analyse de la problématique au Québec et au Canada. À la section 1.4, nous présentons les données sur lesquelles nous nous basons. Les résultats sont rapportés dans les deux sections suivantes : la section 1.5 traite de la question des écarts de revenus liés à la maternité ou la paternité et la section 1.6 de celle des trajectoires de revenus. La section 1.7 conclut.

1.2 Revue de la littérature

L'étude des écarts de salaire liés au genre a fait l'objet d'importantes recherches ces dernières années (Goldin, 2014 ; Blau et Kahn, 2017 ; Fortin, 2019). Bien que les

femmes aient investi massivement le marché du travail et que les différences entre le taux de diplomation des hommes et celui des femmes aient également disparu (DiPrete et al., 2013), les écarts de revenu homme-femme persistent encore aujourd'hui. Pour les expliquer, de nombreuses recherches se sont tournées vers l'étude du rôle des responsabilités familiales (et en particulier celles reliées aux soins et à la garde des enfants). À ce sujet, Kleven et al. (2019b) mettent en évidence que les écarts de revenus entre les femmes et les hommes sont faibles avant la naissance de leur premier enfant. Par contre, à la suite de la naissance, les femmes subissent des pertes de revenus importantes comparativement aux hommes et celles-ci ne se résorbent que faiblement au courant des années suivantes. Par conséquent, avoir des enfants influence négativement les trajectoires professionnelles des femmes, mais pas celles des hommes. D'autres études ont également soulevé l'importance du rôle des responsabilités parentales pour expliquer les écarts de revenu persistants entre les femmes et les hommes (Waldfogel, 1998 ; Angelov et al., 2016 ; Chung et al., 2017).

Nous proposons dans la suite du texte de présenter un survol des théories et des preuves empiriques pouvant expliquer les pénalités liées à la maternité.

1.2.1 Les principaux facteurs explicatifs des pénalités liées à la maternité

La division du travail

Une des théories soulevées dans la littérature pour expliquer les écarts de revenu entre les hommes et les femmes concerne la division du travail au sein des couples. Becker (1981 ; 1985) s'est intéressé aux relations familiales et a démontré que les couples se mariaient pour obtenir un avantage comparatif. L'argument avancé étant que les hommes se spécialisent dans le travail rémunéré tandis que les femmes se spécialisent dans les responsabilités familiales et les soins aux enfants. Selon cette théorie, les femmes désirant mener de front une carrière professionnelle et une vie familiale devront aussi s'occuper des tâches domestiques et des responsabilités familiales.

Ainsi, la théorie de Becker (1981) suggère que les mères pouvaient choisir des emplois moins exigeants, et offrant une rémunération moindre, afin de compenser pour une dépense supérieure en énergie pour le travail domestique et de soins aux enfants. Néanmoins, les preuves empiriques vont à l'encontre de cette hypothèse. En effet, Phipps et al. (2001) ont étudié les pénalités liées à la maternité et ont trouvé que contrôler pour les heures de travail domestique réduit, mais n'explique pas totalement ces pénalités.

Notons que la théorie économique des ménages de Becker considère les membres du couple comme une entité indissociable. Notamment, les décisions des membres d'un ménage sont basées sur la maximisation d'une unique fonction d'utilité sous contrainte budgétaire. Cette hypothèse suppose que les membres du ménage sont homogènes et agissent unitairement. Chiappori (1992 ; 1997) propose une alternative à ces modèles unitaires : les modèles « collectifs ». Cette théorie suggère que les agents à l'intérieur des ménages ont des préférences qui leur sont propres et que par conséquent, ils devraient être considérés indépendamment plutôt qu'un ensemble indivisible. Par la suite, Blundell et al. (2005) ont proposé une extension du modèle « collectif » en y introduisant les décisions familiales. Ces modèles mettent en évidence l'interdépendance entre l'offre de travail des couples, en particulier lorsqu'un enfant est présent. Ces modèles introduisent de la négociation au sein des couples au cours duquel ils conviennent au début du mariage, du nombre optimal d'enfants et de la répartition du temps entre le travail rémunéré et non rémunéré. Plus particulièrement, le processus décisionnel au sein des ménages est basé sur deux personnes indépendantes optimisant des fonctions d'utilité distinctes.

Ces facteurs résultant des décisions familiales et négociés entre les conjoints peuvent avoir des répercussions sur les revenus actuels et futurs des mères et expliquer une part importante des écarts liés à la maternité. Dans l'objectif de chercher à identifier l'effet causal de la parentalité sur les revenus, il serait donc pertinent d'inclure dans les

analyses des variables de contrôle au niveau familial afin de prendre en compte cette source d'hétérogénéité⁵ ou mieux, de comparer les trajectoires de revenu des mères à ceux de leurs conjoints (Angelov et al., 2016 ; Chung et al. 2017). En se concentrant sur les écarts de revenu au sein du couple, cela permet de contrôler pour les caractéristiques observées et non observées du conjoint et du ménage.

Le capital humain

Une autre théorie expliquant les écarts importants entre les mères et les femmes sans enfant (ou les pères) réside dans la différence des choix d'éducation et de carrière des futures mères. Comme suggéré par Becker (1981), les femmes qui planifient avoir un ou des enfants, sachant qu'elles auront à interrompre leur carrière, auraient une propension inférieure à investir dans leur formation et connaîtraient donc un avancement professionnel plus lent. Donc, les femmes désirant avoir des enfants vont avoir tendance à choisir des domaines d'étude menant à des emplois compatibles avec l'éducation de leurs enfants, mais qui sont aussi moins bien rémunérés. Là encore, les preuves empiriques ne supportent pas nécessairement cette théorie. Tout d'abord, Zhang (2010) ne trouve aucune différence entre les trajectoires de revenus des femmes sans enfant et celles des mères avant la naissance de leur enfant. Ensuite, Kleven et al. (2019b), ne trouvent pas de différences importantes entre les revenus des hommes et des femmes avant la naissance de leur premier enfant. Ces résultats sont également confirmés par Chung et al. (2017) qui ont étudié les trajectoires de revenu des mères et de leur conjoint avant et après la naissance d'un enfant.

⁵ Nous ne disposons que d'informations au niveau individuel, nous ne sommes donc pas en mesure de prendre en compte les caractéristiques familiales dans nos analyses.

Heures travaillées et interruptions de travail

Une grande partie de la pénalité liée à la maternité peut aussi être expliquée par les interruptions de travail et la diminution des heures travaillées. En s'intéressant aux hommes et aux femmes qualifiées en Suède, Albrecht et al. (2003) ont montré que les femmes travaillaient considérablement moins après la naissance de leurs enfants comparativement aux hommes. D'autre part, le temps passé en dehors du marché du travail entraînerait une diminution du capital humain. Ceci se produit soit par une détérioration du capital humain déjà acquis tel que proposé dans Mincer et Polachek (1974), ou simplement par l'absence d'accumulation de capital humain, et résulte en une baisse de productivité. Cette baisse engendre à son tour une diminution du taux horaire ainsi qu'une diminution dans la courbe de revenu des personnes qui s'absentent du marché du travail pour des périodes prolongées. Ruhm (1998) estime que des périodes d'absences prolongées par les femmes entraînent une diminution du taux horaire qu'elles obtiennent. Aisenbrey et al. (2009) observent que le temps passé hors du marché du travail a un impact sur la mobilité de carrière des femmes, et ce, même si cette absence est de courte durée. De plus, plus la durée de l'absence est importante, plus l'effet sur la courbe de revenu de long terme sera prononcé. Pettit et Hook (2005) remarquent qu'une absence de plus de trois ans décourage l'embauche des mères avec enfants en bas âge. Jacobsen et Levin (1995), Korenman et Neumark (1992) ainsi que Waldfogel (1995) constatent que contrôler pour l'expérience de travail éliminait une portion de l'écart de revenu entre les mères et les femmes qui n'ont pas d'enfant. Lundberg et Rose (2000) modélisent le profil âge-revenus de mères et découvrent que les femmes qui ne quittaient pas le marché du travail ne subissaient pas de perte de revenus d'emploi. Zhang (2010) et Phipps et al. (2001) constatent aussi que l'impact sur le revenu des mères est moins prononcé lorsque celles-ci réintégraient le marché du travail en revenant à l'emploi qu'elles possédaient avant de s'absenter (ou à un

emploi à tâches similaires), laissant croire que le capital humain spécifique à un emploi joue un rôle important dans la détermination du salaire.

La discrimination

Les mères peuvent également faire face à de la discrimination de la part des employeurs qui peuvent prendre différentes formes. Cette hypothèse, soulevée pour la première fois par Becker (1985), suggère que les employeurs traitent différemment les mères et les femmes sans enfant pour des raisons non liées à la productivité, mais plutôt de préjugés. L'idée serait que les mères sont moins productives, car elles ont moins de temps à consacrer à leur travail. En effet, ces derniers peuvent s'attendre à ce que les mères soient moins investies dans leur travail et risquent de s'absenter davantage. Il est difficile de prouver la discrimination, cependant certains travaux, en réalisant des expériences en laboratoire par exemple, ont trouvé que les mères font face à de la discrimination à l'embauche (Correll et al., 2007 ; Oesch et al., 2017). D'autres études la documentent dans le processus de promotion, mettant en lumière les plafonds de verre auxquelles les femmes font face, les empêchant d'accéder aux emplois les mieux rémunérés (Albrecht et al., 2003 ; Matsa et Miller, 2011 ; Gobillon et al., 2015).

Le contexte institutionnel et les politiques familiales

Il est particulièrement important de considérer l'environnement institutionnel lorsque l'on s'intéresse aux pénalités liées à la maternité. En effet, les politiques publiques en matière de soins aux enfants et de conciliation famille-travail peuvent avoir des impacts très différents sur les comportements des femmes. Par exemple, Hegewisch et Gronick (2011) observent que les congés de maternité payés avec protection d'emploi permettent une plus grande continuité dans le développement professionnel des femmes, comparativement aux congés sans protection d'emploi et sans rémunération. Certaines études proposent que des congés trop courts ou trop longs n'aient pas les mêmes effets bénéfiques, bien que l'on ne s'entende pas sur la durée optimale d'un

congé de maternité. Les services publics de garde d'enfants quant à eux sont souvent mis en place en réponse à une demande croissante en raison de l'intégration des femmes au marché du travail (Self, 2005). De plus, une pénurie de place peut restreindre l'accès des femmes au marché du travail. Au Québec, on retient que le programme des services de garde a eu un impact important sur la participation au travail des mères de jeunes enfants (Haeck et al., 2015). Cependant, dans les sociétés occidentales, lorsque les mères travaillent plus à temps partiel, on remarque que l'implantation de services de garde a un impact moins significatif sur la participation des femmes au marché du travail. Tout comme les congés de maternité, les heures de travail flexibles peuvent avoir des impacts positifs ou négatifs sur la participation des femmes au marché du travail ainsi que sur leurs revenus. En effet, ces politiques peuvent renforcer la division sexuelle du travail ainsi que les stéréotypes de genre. Ces dernières peuvent être bénéfiques si elles permettent d'éviter d'avoir à quitter le marché du travail pendant et suivant une grossesse, ou bien d'avoir à se trouver un emploi à temps partiel, ce qui implique souvent un recul au niveau professionnel.

Selon Jaumotte (2003), les politiques fiscales d'un pays peuvent également influencer l'activité des femmes sur le marché de l'emploi. En effet, certains pays imposent plus fortement les revenus familiaux secondaires. Ces politiques pénalisent majoritairement les femmes qui désirent être actives sur le marché du travail, tout en les considérant comme économiquement dépendantes. Aussi, les incitatifs financiers à travailler à temps partiel peuvent entraîner les femmes employées à temps plein à réduire leur temps de travail, tout en permettant d'intégrer des femmes inactives au marché du travail. La pénalité liée à la maternité varie également en fonction de la structure salariale du pays, car les femmes s'adaptent aux contraintes du marché du travail auxquelles elles font face. Par exemple, le marché de l'emploi des États-Unis pénalise fortement les interruptions d'emploi et le travail à temps partiel, les mères américaines

qui travaillent ont donc tendance à éviter ces comportements, comparativement aux mères européennes (Jaumotte, 2003).

Une autre hypothèse concerne les services de soins aux enfants (Self, 2005 ; Mandel et Shalev, 2009). La participation des femmes au marché du travail et l'investissement de l'État en services de soins aux enfants seraient interdépendants : la faible participation des femmes au marché du travail ralentit l'investissement dans les services de garde et, inversement, le manque de services freine la participation des femmes au marché du travail. Le manque de coordination entre l'offre et la demande de services de garde est perçu comme un échec de marché.

Finalement, le contexte culturel et familial peut influencer l'importance de l'écart lié à la maternité. Uunk et al. (2005) et Budig et al. (2012) trouvent que l'attitude de la population d'un pays par rapport au genre peut avoir un impact sur la participation des femmes au marché du travail. Dans les endroits où les femmes sont fortement exclues du marché du travail ou des emplois majoritairement masculins, on peut s'attendre à voir une moins grande différence entre les parcours professionnels des femmes sans enfant et ceux des mères. Grimshaw et Rubery (2007) et Lips (2013) argumentent que les stéréotypes de genre pourraient entraîner une dévaluation du travail fait par les femmes et ainsi les pousser vers des trajectoires professionnelles moins bien rémunérées.

1.2.2 Un aperçu des écarts liés à la maternité à travers le monde

De nombreuses études se sont intéressées à l'estimation empirique de l'écart lié à la maternité à travers le monde. En nous aidant des tableaux fournis par Grimshaw et Rubery (2015), nous rapportons dans le Tableau 1.1 ci-dessous les résultats des principales études qui se sont intéressées à la question. Nous présentons par la suite les études sur le sujet ayant été faites sur la population canadienne. Les pénalités estimées

varient fortement d'un pays à l'autre, et même à l'intérieur d'un même pays selon la méthodologie utilisée. Ceci rend les comparaisons difficiles.

La plupart des études mentionnées dans le Tableau 1.1 comparent les revenus des mères à celles des femmes sans enfant. C'est également l'approche que nous choisissons. Cependant, il existe d'autres approches, notamment celle exploitant les variations intrafamiliales et qui consistent à comparer les revenus des mères à ceux de leur conjoint (Chung et al., 2017). En se concentrant sur les écarts de revenu au sein du couple, cela permet de contrôler pour les caractéristiques observées et non observées du conjoint et du ménage. Toutefois la comparaison des revenus des mères et des femmes sans enfants, lorsqu'ajustée, est une mesure appropriée et largement répandue dans la littérature pour mesurer les écarts liés à la maternité (Waldfogel, 1998 ; Kleven et al. 2019b).

De forts écarts sont répertoriés dans les pays en voie de développement, comme la pénalité de 42 % observée dans 21 pays, principalement d'Afrique et d'Amérique latine, par Agüero et al. (2017) ou encore celle de 37 % en Chine (Zhang et al., 2008). Aux États-Unis, Pal et Waldfogel (2016) trouvent une situation qui s'améliore pour les mères : l'écart est passé de -10 % en 1977 à +0,4 %, en faveur des mères, en 2007. Le Royaume-Uni connaît des écarts importants, avec une pénalité liée à la maternité estimée à 21 %, alors que d'autres pays semblent connaître des écarts nuls, comme la France, ou même des différences en faveur des mères, tel le Danemark avec un écart de +4 % (Davies et Pierre, 2005). À noter que les écarts rapportés ici sont non ajustés, c'est-à-dire qu'ils ne tiennent compte d'aucun facteur explicatif et ne corrigent pour aucune différence de caractéristiques observables. Les études recensées calculent des écarts ajustés pour ces différences, mais utilisent des méthodes et des variables trop diverses pour résumer clairement la situation en un seul tableau.

Tableau 1.1 Principales études internationales sur l'écart lié à la maternité

Étude	Pays/région	Données	Définition des mères	Définition du groupe de comparaison	Modèles	Résultats (pénalité non ajustée)
Agüero et al. (2017)	21 pays en voie de développement (principalement Afrique et Amérique latine)	Demographic Health Surveys (1994-1999)	Femmes âgées de 20 à 44 ans avec enfant(s) de moins de 18 ans	Femmes âgées de 20 à 44 ans sans enfant	MCO, variable instrumentale (infertilité)	-42 %
Budig et England (2001)	États-Unis	National Longitudinal Survey of Youth (1982-1993)	Femmes âgées de 17 à 35 ans avec enfant(s)	Femmes âgées de 17 à 35 ans sans enfant	Modèle à effets fixes	Femmes mariées : -2 % Jamais mariées : -12 %
Davies et Pierre (2005)	11 États membres de l'Union européenne	European Community Household Panel (ECHP) (1994-1999)	Femmes âgées de 30 à 40 ans avec enfant(s)	Femmes âgées de 30 à 40 ans sans enfant	MCO, modèle de sélection de Heckman (1979), effets fixes et spécification en première différence	All. : -13 % Danemark : +4 % France : 0 % Royaume-Uni : -21 %
Gamboa et Zuluaga (2013)	Colombie	Living Standards Survey (2008)	Deux groupes d'âge : femmes âgées de 18 à 45 ans et de 18 à 65 ans avec enfant(s)	Mêmes groupes d'âge, sans enfant	Procédure d'appariement développée par Ñopo (2008)	-1,8 %
Gangl et Ziefle (2009)	Allemagne, Royaume-Uni et États-Unis	G-SOEP (1984-2001) BHPS (1991-2002) NLSY (1979-1996)	Femmes dans le début vingtaine à la mi/fin trentaine avec enfant(s)	Même groupe d'âge, sans enfant	Modèle à effets fixes sur données longitudinales	-16 % par enfant -13 % par enfant -16 % par enfant
Kleven et al. (2019a)	6 pays (Danemark, Suède, Allemagne, Autriche, R.-U., É.-U.)	Données administratives couvrant toute la population (Dan., Suède et Autr.), G-SOEP (All.), PSID (U.S.A.), BHPS (R.-U.)	Femmes ayant eu leur premier enfant entre 20 et 45 ans	Groupe contre-factuel de mères	MCO	Pénalité de long terme : Dan. : -21 % Suède : -26 % Autriche : -51 % All. : -61 % É.-U. : -33 % R.-U. : -44 %
Leung et al. (2016)	Danemark	Données administratives couvrant toute la population (1995-2009)	Femmes avec enfants âgées entre 25 à 60 ans, en couple et employées	Même groupe, sans enfant	MCO	Pénalités : Pour les mères plus éduquées : -37 à -65 % Pour les femmes moins éduquées : -40 à -53 %
Oesch et al. (2017)	Suisse	Swiss Household Panel 1999-2015 (SHP) et Swiss Labor Force Survey (SLFS)	Femmes âgées de 20 à 50 ans avec enfant(s) de moins de 15 ans dans le foyer	Femmes sans enfant âgées de 20 à 50 ans	Modèle à effets fixes	Pénalité de 4 à 8 % par enfant

Suite Tableau 1.1 Principales études internationales sur l'écart lié à la maternité

Pal et Waldfoegel (2016)	États-Unis	Current Population Survey (1977–2007)	Femmes âgées de 25 à 44 ans avec enfant de 0 à 17 ans à la maison	Femmes âgées de 25 à 44 ans sans enfant de 0 à 17 ans à la maison	Modèle de traitement à pondération inverse à la probabilité, Heckman	En 1977 : -10 % En 2007 : +0,4 %
Viitanen (2014)	R.-U.	National Child Development Study (cohorte de mars 1958)	Femmes avec enfant employées	Femmes sans enfant employées	Modèle Probit (en utilisant une méthode d'appariement par score de propension)	Premier enfant à : 23 ans : 8,1 % 33 ans : 22 % 42 ans : 4,8 % 51 ans : 0 %
Zhang et al. (2008)	Chine (5 grandes villes)	Urban Labour Survey, Adult literacy Survey (2001–2002)	Femmes ayant eu un ou des enfants	Femmes n'ayant jamais eu d'enfant	Régression logistique, Heckman	-37 %

Source : Adaptés Tableaux 1.1 et 2.1 de Grimshaw et Rubery (2015).

À notre connaissance, deux études se sont penchées sur la question de l'écart lié à la maternité au Canada. Phipps et al. (2001) sont les premiers à fournir une étude empirique sur la pénalité liée à la maternité, et leur analyse est basée sur les données de l'ESG de 1995. Les auteurs examinent deux hypothèses principales : 1) les mères ont passé plus de temps en dehors du marché du travail, accumulant moins de capital humain, et 2) les tâches ménagères effectuées peuvent réduire la productivité des femmes au travail en raison de la fatigue. L'analyse des auteurs se concentre sur les femmes travaillant à temps plein au moment de l'étude et s'intéresse à l'impact des interruptions de travail sur le revenu des femmes⁶. Le Tableau A1 en annexe présente les principaux résultats de l'étude. La variable dépendante est le logarithme du revenu. Lorsque les auteurs contrôlent uniquement pour l'expérience potentielle ainsi que pour le statut matrimonial, on observe une pénalité de 17 % sur le revenu des mères canadiennes. En ajoutant aux variables de contrôles la durée totale des interruptions de travail, la pénalité tombe à 12 %. En contrôlant également pour le temps de travail non

⁶ Cependant, si les mères décident de travailler à temps partiel ou de sortir du marché du travail pour s'occuper de leurs enfants et que l'on exclut ce profil de femmes d'une analyse, l'écart salarial ainsi estimé entre mères et femmes sans enfant sera vraisemblablement sous-estimé.

rémunéré à s'occuper des enfants et des tâches ménagères, les auteurs constatent une pénalité d'un peu moins de 8 %.

Bien que la pénalité diminue de moitié, celle-ci demeure statistiquement significative et en grande partie inexplicable par les données disponibles malgré tous les contrôles inclus dans l'analyse empirique. Notons également que le coefficient associé au temps passé à effectuer du travail domestique est négatif et significatif, alors que celui associé au temps passé à s'occuper des enfants ne l'est pas. Les auteurs constatent de plus un bonus lié à la paternité, mais celui-ci n'est pas statistiquement différent de zéro.

Zhang (2010) pour sa part s'est intéressé à la pénalité liée à la maternité sur le long terme. L'étude s'appuie sur le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO) de Statistique Canada, s'étendant de 1983 à 2004. Le FDLMO représente un échantillon aléatoire de 10 % de tous les travailleurs canadiens et est élaboré à partir de quatre sources de données : les fichiers de Relevés d'Emploi (RE), les fichiers T1 et T4, ainsi que le Programme d'analyse longitudinal de l'emploi. Le RE indique les raisons de l'interruption de l'emploi et parmi celles-ci figure le congé de maternité. Les fichiers administratifs contenant peu de variables sur les caractéristiques individuelles des répondants, l'auteur va utiliser la variable sur les congés de maternité pour identifier l'année de naissance d'un enfant. L'auteur y compare notamment les trajectoires de revenu des mères et des femmes sans enfant. À l'aide d'un modèle à effets fixes, il trouve une pénalité de 41 % sur le revenu des mères l'année de la naissance d'un enfant et de 32 % l'année suivante. L'auteur attribue cette pénalité au retrait temporaire des femmes du marché du travail. Selon le modèle à effets fixes (Tableau A2 en annexe), la pénalité est encore présente neuf ans après la naissance. On y constate également que les revenus des mères sont plus élevés que ceux des femmes sans enfant avant la prise du congé de maternité, ce qui suggère le rejet de l'hypothèse selon laquelle les femmes connaissant un ralentissement au niveau de l'avancement professionnel choisiraient ce moment pour avoir un enfant. Toutefois, cette étude

s'intéresse à un échantillon restreint des mères canadiennes, soit celles qui sont fortement attachées au marché du travail, du fait qu'il identifie les mères par la présence de prestations d'assurance-emploi dues à la maternité. Ainsi, les mères n'ayant pas travaillé suffisamment pour obtenir ces prestations sont exclues de l'analyse.

Zhang (2010) s'intéresse également à l'impact des congés de maternité rémunérés sur les revenus des mères. Ces dernières pouvaient recevoir des prestations d'assurance emploi pendant 25 semaines. Il constate que la prise en considération de cette source de revenus pour les mères permet de réduire la pénalité de près de la moitié. L'auteur observe également que la pénalité liée à la maternité augmente lorsque les femmes changent d'employeur lors de leur retour sur le marché du travail.

1.2.3 Définir les pénalités liées à la maternité

Dans le cadre de cette analyse, nous définissons la pénalité liée à la maternité comme étant les différences de revenus entre les mères et les femmes sans enfant (Waldfogel, 1998 ; Zhang, 2010 ; Kleven et al., 2019). Nous optons pour cette approche puisque les données dont nous disposons ne nous permettent pas d'identifier les couples. Il existe d'autres approches, notamment celle exploitant les variations intrafamiliales et qui consistent à comparer les trajectoires de revenus des mères à celles de leur conjoint (Angelov et al., 2016 ; Chung et al., 2017). En se concentrant sur les écarts de revenu au sein du couple, cela permet de contrôler pour les caractéristiques observées et non observées du conjoint et du ménage.

1.3 Méthodologie

Dans la présente section, nous présentons la méthodologie utilisée dans le cadre de cette étude. Nous décrivons en premier lieu le modèle qui sera utilisé afin de répondre à la question principale ainsi qu'aux deux premières questions périphériques. Ce modèle servira à l'estimation de la pénalité liée à la maternité. Nous présentons ensuite le modèle utilisé afin d'étudier les trajectoires de revenu des mères et des pères au Québec et dans le reste du Canada en comparaison à celles des femmes et des hommes sans enfant.

1.3.1 Écart lié à la maternité

Pour répondre aux questions principales portant sur l'estimation de l'écart lié à la maternité, nous utilisons les données des trois plus récents cycles de l'Enquête sociale générale de Statistique Canada dont le thème fut la famille, soit les cycles de 2001, de 2006 et de 2011. Nous suivons la méthodologie utilisée par Phipps et al. (2001), qui exploitent le cycle de 1995 de l'ESG, et nous concentrons sur les revenus d'emploi des Québécoises et des Canadiennes de 25 à 54 ans. Nous commençons par présenter des statistiques descriptives pour étudier les caractéristiques des femmes qui ont des enfants par rapport à celles qui n'en ont pas. À l'aide d'estimations par moindres carrés ordinaires (MCO)⁷ de modèles de régression linéaires, nous sommes en mesure d'expliquer le logarithme du revenu annuel total selon un certain nombre de variables explicatives, dont la maternité, l'expérience professionnelle, le statut matrimonial ainsi

⁷ Dans les études crédibles qui cherchent à estimer l'effet causal de la maternité sur les revenus, on trouve généralement que les effets estimés sont plus petits que ceux obtenus par MCO (Angrist et al., 1998). Il est donc fort possible que les coefficients estimés ici soient des bornes supérieures (en valeur absolue).

que des variables sur les diverses interruptions de travail liées à la maternité. Cette méthodologie est appliquée sur les sous-échantillons du Québec et du reste du Canada afin d'en comparer les résultats. La comparaison avec l'international est faite en se basant sur les estimations disponibles dans la littérature présentées dans la section 1.2.

Le modèle de régression linéaire sur lequel nous basons nos analyses se retrouve dans l'équation (1) ci-dessous, qui correspond au modèle de base de Mincer et Ofek (1982) dans lequel la variable dépendante Y_i , le logarithme naturel des revenus d'emploi annuels est expliqué par un certain nombre de variables indépendantes.

$$Y_i = \alpha + \sum_{k=1}^3 D_i^k \delta_k + X_i \beta + \epsilon_i \quad (1)$$

Dans cette équation, D_i^k représente une variable dichotomique égale à 1 si l'individu i a k enfants, 0 sinon, k pouvant prendre les valeurs de 1 à 3 (3 regroupant les individus avec plus de 3 enfants). La catégorie de référence est n'avoir aucun enfant, donc les coefficients δ_k peuvent être interprétés comme étant les changements de revenu associés au fait d'avoir k enfants par rapport à n'avoir aucun enfant. Étant donné que la variable dépendante est exprimée en logarithme, les coefficients estimés approximent relativement bien un changement en pourcentage des revenus d'emploi. Selon cette approximation, $100 \times \hat{\delta}_k$ % est approximativement égal au changement de revenu associé au fait d'avoir k enfants par rapport à aucun sur les revenus. À noter que dans une version plus simple du modèle, nous considérons le fait d'être parent, peu importe le nombre d'enfants.

Plusieurs variables indépendantes sont utilisées comme variables de contrôle ; celles-ci sont contenues dans le vecteur X_i . Comme dans Phipps et al. (2001), nous utilisons comme variable explicative l'expérience potentielle, soit l'âge du répondant auquel est soustrait l'âge au moment du premier emploi, lequel est directement rapporté par les répondants. L'ESG comporte une question à cet effet, nous permettant de ne pas

estimer l'âge au moment du premier emploi : cette question demande l'âge du répondant au début de sa première période d'emploi de plus de six mois, en excluant les emplois occupés durant les études. Nous incluons également l'expérience potentielle au carré afin de capturer la concavité de l'expérience sur les revenus. Le nombre de congés de maternité ainsi que la longueur des interruptions de travail sont aussi utilisés comme variables de contrôle, ainsi qu'une série de variables sociodémographiques habituelles, soit l'âge et l'âge au carré, le statut matrimonial (en couple ou non), le fait d'être né(e) au Canada, le niveau d'éducation (diplôme d'études secondaires, études collégiales ou diplôme universitaire), l'année de l'enquête et la province de résidence. Pour finir, nous utilisons les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada dans nos calculs et calculons des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et permettant de la corrélation au niveau de la province dans le cas du reste du Canada ou du Canada au complet (option « cluster » dans Stata).

À noter que tous les montants des revenus d'emploi sont présentés en dollars constants de 2016, en utilisant l'indice des prix à la consommation en excluant les aliments et l'énergie, soit la série 326-0021 de CANSIM de Statistique Canada.

Questions périphériques

Afin de répondre à la première question périphérique, à savoir si l'écart est le même pour les différents groupes de femmes, nous reprenons la même méthodologie, que nous appliquons à des sous-échantillons divisés en fonction du niveau d'éducation ainsi que du statut matrimonial. Pour répondre à la seconde question périphérique concernant l'écart lié à la paternité, nous reprenons la méthode énoncée précédemment en nous concentrant sur les sous-échantillons des hommes du Québec et du reste du Canada.

1.3.2 Trajectoires de revenus

Pour répondre à la troisième question périphérique concernant les trajectoires de revenus, une base de données longitudinale nous permettant de suivre les individus sur plusieurs années est requise. Nous exploitons les données de la vague 1 (2012) de l'ELIA ainsi que les fichiers administratifs annexes fournissant l'historique des revenus d'emploi de 1982 à 2013. L'ELIA nous permet de suivre la méthodologie de Zhang (2010) pour tracer les trajectoires des revenus des femmes selon qu'elles aient eu des enfants ou non. À noter que, contrairement à Zhang (2010), nous observons directement la présence d'enfants et leurs années de naissance dans l'enquête. Celui-ci devait se fier sur la présence de prestations liées à un congé de maternité pour identifier les mères, ce qui enlève de son groupe de mères les femmes qui n'étaient pas admissibles à un congé de maternité couvert par l'assurance-emploi. Il est également possible de suivre des groupes de femmes en fonction de leur année de naissance, nous permettant ainsi d'isoler des effets de cohorte potentiels. La méthodologie utilisée par Zhang (2010) est basée sur le modèle de Jacobson et al. (1993), grâce auquel ils ont mesuré les pertes de revenus des travailleurs déplacés aux États-Unis. La particularité de ce type de modèle est qu'il permet d'avoir des ordonnées à l'origine ainsi que des sentiers de croissance de revenus propres à chaque individu. Le modèle à effets fixes utilisé est donc le suivant :

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \delta_k + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où Y_{it} représente le logarithme des revenus d'emploi annuels d'une femme i , t années après la naissance de son premier enfant tandis que X_{it} est un vecteur de variables explicatives. D_{it}^k est un vecteur de variables indicatrices égal à 1 si l'individu i a eu un enfant l'année t . Zhang (2010) a spécifié l'intervalle de k en s'intéressant à la période s'étendant 3 ans avant jusqu'à 9 ans après la première naissance. La constante α_i est ici indicée par i afin de capter les effets fixes individuels. Tel que présenté dans Zhang

(2010), nous adoptons une procédure en deux étapes pour l'estimation du modèle. Nous estimons dans un premier temps une régression du logarithme des revenus d'emploi annuels sur un vecteur de variables indicatrices d'années et le taux de chômage provincial des femmes de 15 ans et plus, afin de neutraliser les effets fixes de temps et de province. Dans la deuxième étape, nous utilisons les résidus de la première régression comme variable dépendante et le vecteur de variables dichotomiques indiquant les années par rapport à la naissance (D_{it}^k) ainsi que l'expérience et l'expérience au carré comme variables indépendantes, mais en utilisant les déviations par rapport aux moyennes individuelles afin d'introduire des effets fixes individuels. Étant donné la nature du modèle, il n'est pas pertinent d'y inclure les variables qui ne varient pas dans le temps. Ainsi, nous limitons les biais de variables omises, du moins celles qui sont constantes dans le temps. La méthodologie décrite ci-dessus est ensuite reprise pour la comparaison entre pères et hommes sans enfant.

1.4 Données et échantillons

Tel que mentionné précédemment, nous utilisons deux sources de données dans cette étude. Nous décrivons ici plus en détail les données ainsi que les échantillons utilisés.

1.4.1 Enquête sociale générale (ESG)

La première partie de notre étude repose sur trois cycles de l'ESG : les cycles 15, 20 et 25, portant sur les années 2001, 2006 et 2011⁸, respectivement. L'ESG est une enquête annuelle à caractère transversal qui provient d'un échantillon représentatif de la population canadienne. L'ESG « a pour objectifs principaux de : rassembler des

⁸ L'ESG dont le thème porte sur la famille a été réalisée pour la première fois en 1990 et a été répétée à peu près tous les cinq ans. La plus récente enquête portant sur ce thème est le cycle 31 soit celle de l'année 2017.

données sur les tendances sociales, de manière à suivre l'évolution des conditions de vie et du bien-être des Canadiens ; et fournir des renseignements précis sur des questions de politique sociale qui suscitent déjà ou qui susciteront de l'intérêt. Cette enquête permet de suivre les changements qui surviennent au sein des familles canadiennes. 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 » (Statistique Canada, 2012a). L'ESG est organisée autour de thèmes se répétant à intervalles plus ou moins réguliers. Le thème que nous exploitons est celui de la famille, car il permet à la fois d'identifier la présence d'un enfant de moins de 18 ans dans le ménage et d'identifier la durée des congés pris dus à la maternité. Ce point est crucial, car la plupart des enquêtes représentatives de la population canadienne ne contiennent des informations que sur la présence d'enfants dans le ménage ; il est donc impossible d'évaluer l'écart lié à la maternité pour des mères dont les enfants ont quitté le foyer familial. Les trois cycles de l'ESG que nous utilisons contiennent aussi des questions sur l'historique de travail des répondants et permettent de savoir si les répondants ont été absents du marché du travail durant leur carrière, la raison de ces interruptions et leur durée mesurée en mois, ce qui permet de bien cerner les congés parentaux.

Réunis, les trois cycles de l'ESG offrent un peu plus de 70 000 observations. Nous sélectionnons notre échantillon en fonction des critères utilisés par Phipps et al. (2001) afin de pouvoir fournir des comparaisons et d'observer l'évolution de l'écart lié à la maternité. Ces critères, qui restreignent l'échantillon à un peu moins de 9 000 observations pour les femmes et à un peu plus de 10 000 pour les hommes, sont :

- répondants âgés de 25 à 54 ans ;
- ayant déclaré leur revenu ;

- dont l'activité principale durant les 12 mois précédant l'enquête était le travail rémunéré ;
- ayant travaillé au moins 51 semaines durant les 12 mois précédant l'enquête ;
- au moins 30 heures par semaine (temps plein).

Le Tableau 1.2 fournit le nombre d'observations par année, pour le Québec et le reste du Canada, par sexe et statut parental. Ces échantillons sont ceux utilisés pour toutes les analyses subséquentes. Notons que lors des analyses multivariées, il est possible que la taille de l'échantillon soit réduite dû aux observations manquantes de certaines variables. Le critère de sélection qui a trait au travail à temps plein, que nous définissons comme 30 heures et plus par semaine, soulève certaines questions. Est-ce que les mères sont moins portées au travail à temps plein et cela vient-il biaiser nos résultats ? La raison de ce choix, outre le fait de vouloir comparer nos résultats à ceux de Phipps et al. (2001), est que nous utilisons comme variable d'intérêt les revenus annuels. Ceux-ci conjuguent le salaire horaire et l'intensité au travail (nombre de semaines par année, nombre d'heures par semaine).

Tableau 1.2 Nombre d'observations par enquête dans l'échantillon

		2001	2006	2011	Total
Panel A : Québec					
Femmes	Mères	424	394	359	1 177
	Femmes sans enfant	188	197	169	554
	Sous-total	612	591	528	1 731
Hommes	Pères	521	479	384	1 384
	Hommes sans enfant	261	218	162	641
	Sous-total	782	697	546	2 025
Total Québec		1 394	1 288	912	3 756
Panel B : reste du Canada					
Femmes	Mères	1 544	1 634	1 560	4 738
	Femmes sans enfant	894	870	708	2 472
	Sous-total	2 438	2 504	2 268	7 210
Hommes	Pères	1 948	1 943	1 868	5 759
	Hommes sans enfant	964	885	698	2 547
	Sous-total	2 912	2 828	2 566	8 306
Total reste du Canada		5 350	5 332	4 834	15 516

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Si l'on comparait des femmes ayant choisi le travail à temps partiel et celles travaillant à temps plein, les différences prendraient en compte ces choix d'intensité (ou ces contraintes) et non seulement la capacité à générer un revenu. Afin de faire abstraction de l'intensité au travail, nous nous concentrons sur les travailleuses et travailleurs à temps plein. Le Tableau 1.3 donne la répartition du travail à temps plein et à temps partiel par sexe, statut parental et âge, pour le Québec et le reste du Canada. Le travail à temps partiel est très peu courant chez les hommes. Les plus hauts taux d'incidence se trouvent chez les femmes avec enfant(s). Ces derniers sont toutefois comparables entre le Québec et le reste du Canada. Il pourrait être intéressant, dans une étude subséquente, de se pencher sur les questions du choix du travail à temps partiel, de se demander s'il s'agit vraiment d'un « choix » ou si c'est plutôt une barrière à laquelle les femmes sur le marché du travail font face et d'en étudier les conséquences sur les carrières des femmes.

Tableau 1.3 Répartition du travail à temps plein et à temps partiel

	Hommes		Femmes	
	Temps plein (%)	Temps partiel (%)	Temps plein (%)	Temps partiel (%)
Panel A : Québec				
Ensemble de la population	96,6	3,4	88,1	11,9
Sans enfant	94,9	5,1	91,8	8,2
Avec enfant(s), 25 – 54 ans	97,2	2,6	86,8	13,2
Avec enfant(s), 25 – 39 ans	97,4	2,6	88	12
Avec enfant(s), 40 – 54 ans	97,1	2,9	86,1	13,9
Panel B : reste du Canada				
Ensemble de la population	97,5	2,5	88,9	11,1
Sans enfant	96,2	3,8	94,4	5,6
Avec enfant(s), 25 – 54 ans	98,0	2,0	86,5	13,5
Avec enfant(s), 25 – 39 ans	98,5	1,5	87,0	13,0
Avec enfant(s), 40 – 54 ans	97,7	2,3	86,2	13,8

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : le travail à temps plein est défini comme au moins 30 heures de travail par semaine. Les pourcentages pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentés.

Le questionnaire de l'ESG contient des questions détaillées sur l'historique de travail. Dans le cadre de notre étude, nous sommes particulièrement intéressées par les interruptions de travail. Suivant le questionnaire, l'intervieweur demande en premier lieu si le répondant a déjà travaillé pour une période de six mois ou plus en excluant

les emplois occupés alors que le répondant étudiait à temps plein. Si la personne répond à l'affirmative, cet épisode de travail est donc considéré « première période de travail ». La date du premier emploi, ou à défaut l'âge au premier emploi, est ensuite rapportée. Pour identifier les interruptions, la question suivante est posée : « Depuis [la date de votre première période de travail à aujourd'hui], avez-vous déjà été absent(e) du travail pour plus de 3 mois en raison d'un manque de travail, d'une maladie, d'un congé de maternité/de paternité, d'une retraite, ou pour une autre raison ? » (Statistique Canada, 2007a) Le répondant se fait ensuite demander s'il est retourné au travail depuis, puis s'il y a eu d'autres interruptions. Le tout continue jusqu'à ce que l'historique complet soit rapporté. Statistique Canada dérive de ces réponses deux types de variables : le nombre d'interruptions et la durée de chaque interruption. À noter aussi qu'il existe une autre série de questions spécifiquement par rapport aux congés de maternité, de paternité ou parentaux.

Outre les problèmes potentiels d'erreurs de mesure ou d'échantillonnage, il y a possiblement un problème avec les variables dérivées par Statistique Canada. Premièrement, la question de la longueur des interruptions demande, comme indiqué ci-dessus, si la personne a été absente plus de trois mois. Or, la variable dérivée par Statistique Canada sur la longueur des interruptions, rapportée en mois, permet aux interruptions de prendre les valeurs de 0 à 3 inclusivement. Les interruptions de travail peuvent aussi prendre des valeurs extrêmement grandes (plus de 300 mois, soit 25 ans). Aussi, les répondants peuvent avoir plus d'une raison pour une interruption. Finalement, les variables dénombrant les interruptions de travail et les congés spécifiquement de maternité, de paternité ou parentaux ne sont pas mutuellement exclusifs, c'est-à-dire que certains répondants peuvent avoir plus de congés de maternité, de paternité ou parentaux que d'interruptions de travail. Dans notre analyse,

nous utilisons le nombre de congés de maternité, de paternité ou parentaux, et non les interruptions de travail.⁹

1.4.2 Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA)

Afin de tracer la trajectoire de long terme des revenus d'emploi des parents après la naissance de leur premier enfant, il était nécessaire de disposer d'une base de données longitudinale nous permettant de suivre les revenus d'emploi sur plusieurs années. De ce fait, les données de la vague 1 (2012) de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) ont été exploitées¹⁰. L'ELIA est une enquête biennale administrée par Statistique Canada recensant un échantillon composé de 32 133 personnes. L'avantage de l'ELIA est que les données sont couplées à des fichiers fiscaux provenant de l'Agence du revenu du Canada (ARC) permettant de retracer l'historique des gains annuels des répondants de 1982 à 2013. Le fait que les revenus proviennent de sources administratives confère un avantage crucial à la fiabilité de ces données qui, contrairement aux enquêtes où les répondants indiquent eux-mêmes leurs revenus, sont moins sujettes aux erreurs de mesure. De plus, l'ELIA a été élaboré dans le but de fournir des renseignements relatifs au marché du travail, à la famille et à la scolarité, ce qui en fait un atout de choix pour l'utiliser dans le cadre de cette analyse.

Cependant, cette étude se focalise sur les données de la vague 1 de l'enquête, par conséquent, les seules informations longitudinales dont nous disposons sont celles contenues dans les fichiers administratifs soit les revenus et le statut matrimonial.

⁹ Nous nous concentrons sur les interruptions liées aux enfants, puisque les autres types d'interruption ne devraient pas être comptabilisées comme déterminant de l'écart salarial liée à la maternité et devraient affecter les parents et individus sans enfant de manière similaire.

¹⁰ L'ELIA étant aussi utilisée dans les chapitres 2 et 3, elle est décrite plus en détail dans les chapitres suivants, notamment lorsque les nouvelles vagues et informations sont utilisées.

Certaines variables ont dû être construites à rebours à partir des données de l'enquête comme l'âge et l'expérience professionnelle afin que celles-ci coïncident avec les années de références. Malheureusement, certaines informations ne sont pas recueillies dans les fichiers administratifs. En effet, nous n'avons aucune information sur les heures travaillées¹¹ et/ou le salaire horaire pour les années autre que 2012. Nous ne pouvons effectivement qu'observer le montant annuel des gains perçus. Si les revenus d'emploi d'un individu ont varié d'une année à l'autre, nous ne pouvons distinguer si cette variation a été induite suite à un changement du salaire horaire ou bien si l'individu a modifié son temps de travail. Toutefois, nous pourrions en partie contourner cette contrainte, puisque les analyses que nous avons effectuées permettent de prendre en compte l'effet de l'expérience professionnelle et de l'âge sur les salaires. En assumant que l'âge et l'expérience capturent une partie des variations du taux horaire, il nous est alors possible d'attribuer une grande partie des variations du revenu restantes à des variations d'offre de travail. Enfin, nous limitons cette analyse aux femmes ayant rapporté un revenu d'emploi auprès de l'ARC durant la période et étant âgées de 25 à 54 ans. Nous voulons effectivement considérer les femmes ayant une forte probabilité d'avoir terminé leur scolarité et exclure les femmes de plus de 55 ans, car c'est à partir de cet âge que les revenus d'emploi commencent à diminuer. Nous avons analysé l'impact d'une naissance sur les salaires des femmes, sur une fenêtre de 30 ans en considérant une période allant de 10 avant à 20 après la naissance du premier enfant, ce qui est 15 ans de plus que la fenêtre sélectionnée par Zhang (2010).

¹¹ Les heures travaillées sont probablement un facteur important dans la détermination des écarts de salaire entre les mères et les femmes sans enfant. Toutefois, si la décision de travailler moins résulte d'une conséquence liée aux responsabilités parentales, nous voulons la prendre en considération dans notre mesure de pénalités, que celles-ci résultent d'un choix familial concerté ou de conséquences inéluctables auxquelles les femmes font face sur le marché du travail.

Tableau 1.4 Répartitions catégoriques des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
<i>Statut matrimonial :</i>				
En couple	74,4	38,0	75,1	36,7
Séparées	14,1	9,8	13,7	6,7
Seules	11,5	52,2	10,6	56,6
<i>Niveau d'éducation :</i>				
Sans diplôme	19,7	16,8	13,8	6,6
DES	19,2	15,8	23,2	14,2
Diplôme collégial	39,8	39,5	37,1	39,8
Diplôme universitaire	21,3	28,0	26,0	39,5
<i>Pays d'origine :</i>				
Canada	84,4	88	68,6	72,2
Autre pays	14,2	9,8	28,9	25,0
<i>Nombre d'enfants :</i>				
Un enfant	24,2	—	19,5	—
Deux enfants	47,5	—	45,2	—
Trois enfants et plus	28,3	—	35,3	—
Personnes-années	33 971	4 644	145 863	19 037
Personnes	1 766	378	7 245	1 564

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les pourcentages pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentés.

Le Tableau 1.4 présente la répartition des mères et des femmes sans enfant en fonction de leur statut matrimonial, niveau d'éducation, statut d'immigration et nombre d'enfants. Nous constatons sans surprise que la proportion de femmes mariées ou en couple est de loin supérieure chez les mères que chez les femmes sans enfant, alors que les femmes sans enfant sont beaucoup plus nombreuses à se dire seules et se disent moins souvent séparées. Que ce soit au Québec ou dans le reste du Canada, nous remarquons que les femmes sans enfant ont en moyenne des niveaux d'éducation plus élevés que les mères.

Nous effectuons également une analyse complémentaire sur les trajectoires de revenus des pères suite à la naissance de leur premier enfant, sans toutefois présenter les statistiques descriptives de l'ELIA pour les hommes au même niveau de détail que ce que nous présentons pour les femmes ; ces chiffres sont disponibles en contactant les auteures.

1.5 Résultats : écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité de l'ESG

Nous entamons maintenant la présentation des résultats de notre étude. Dans cette section, nous nous tournons tout d'abord vers la question de l'estimation des écarts de revenus liés à la maternité ou la paternité à l'aide de l'ESG. À la section suivante, nous nous penchons sur les trajectoires de revenu basées sur l'ELIA. Pour chacune de ces sections, nous présentons une série de statistiques descriptives pertinentes avant de passer aux résultats de l'analyse à proprement parler. Dans l'ensemble de nos analyses, nous présentons séparément nos statistiques et estimations pour le Québec et le reste du Canada. Les équivalents pour le Canada au complet sont disponibles en annexe

1.5.1 ESG : statistiques descriptives

Nous passons en revue ici un certain nombre de statistiques descriptives par rapport aux femmes de l'échantillon de l'ESG. Les hommes sont couverts dans la sous-section portant sur les écarts liés à la paternité à la fin de la section 1.5. Le Tableau 1.5 contient les statistiques descriptives pour l'échantillon des femmes, séparément pour le Québec et le reste du Canada. Une différence marquante, tant pour le Québec que pour le reste du Canada, est que l'âge des mères est plus élevé que celui des femmes sans enfant. Ceci découle en grande partie de notre classification des femmes entre mères et femmes sans enfant : une femme de 25 ans n'ayant pas d'enfant est comptée comme sans enfant, peu importe si elle a des enfants plus tard ou non. Dans le même ordre d'idées, l'expérience potentielle moyenne des femmes sans enfant est moindre que celle des mères. Il est donc important de neutraliser l'effet de l'âge et de l'expérience potentielle dans nos régressions, ce qui est fait par l'inclusion de ces variables dans les modèles estimés. Ceci permettra de comparer les revenus des mères et des femmes sans enfant à âge et à expérience égaux. Une autre différence entre les deux groupes est au niveau de l'éducation. Les femmes sans enfant détiennent dans une plus grande proportion un diplôme de niveau universitaire. Ceci est entre autres lié au constat précédent sur l'âge :

les mères, étant plus âgées, proviennent de cohortes de naissances moins récentes. Or, le niveau d'éducation a augmenté de cohorte en cohorte, et ce, particulièrement chez les femmes. Il n'est donc pas étonnant de voir que les femmes sans enfant, en moyenne plus jeunes, sont aussi plus éduquées. Tout comme pour l'âge et l'expérience, nos modèles de régression incluent des variables dichotomiques sur le niveau d'éducation atteint. Sans surprise, les mères sont également plus portées à être en couple que les femmes sans enfant. Parmi les variables s'appliquant seulement aux mères, nous constatons que la durée de congé de maternité moyenne est de 16 à 17 mois, pour 1,2 congé pris en moyenne. Le nombre d'enfants moyen est de 2 au Québec comme dans le reste du Canada et la moitié des mères ont deux enfants.

Au Tableau 1.5, nous pouvons voir que le revenu moyen des mères est légèrement plus faible que celui des femmes sans enfant : environ 48 200 \$ contre 51 100 \$ au Québec, et environ 56 900 contre 57 000 \$ dans le reste du Canada. Nous voyons déjà les premières traces d'évidence de la pénalité liée à la maternité, mais ces chiffres ne tiennent compte d'aucune des caractéristiques observées des femmes de notre échantillon et ne sont donc pas des plus éloquentes. Ces moyennes de revenus sont reprises au Tableau 1.6, lequel contient également la médiane et la valeur du premier et du dernier quartile (le 25^e et le 75^e centile, respectivement), et ce, pour chacune des années d'enquête séparément ainsi que pour les trois années regroupées. Dans la majorité des cas, les comparaisons entre mères et femmes sans enfant sont en défaveur des mères. Il existe cependant quelques cas contraires : le 3^e quartile des mères est à une valeur de presque 74 500 \$ pour le reste du Canada en 2011, alors que pour les femmes sans enfant il est d'environ 70 000 \$. Un constat similaire est effectué pour les mères du Québec en 2001. À quelques exceptions près donc, la pénalité liée à la maternité semble présente tant au Québec que dans le reste du Canada, du moins sous sa forme non ajustée (c'est-à-dire en ne tenant compte de l'effet d'aucune autre variable).

Tableau 1.5 Statistiques descriptives de l'échantillon de femmes de l'ESG

	Québec			Reste du Canada		
	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes
Revenu (\$ constants de 2016)	48 224 (27 163)	51 116 (31 332)	49 044 (28 429)	56 922 (51 922)	57 065 (37 894)	56 968 (47 899)
Expérience potentielle (mois)	251,85 (104,52)	168,88 (119,91)	227,98 (115,42)	248,51 (106,45)	156,17 (108,47)	219,12 (115,41)
Heures travaillées /semaine	38,79 (7,61)	40,33 (11,39)	39,22 (8,87)	41,15 (8,92)	41,98 (8,45)	41,41 (8,78)
Âge	41,98 (7,36)	36,09 (8,99)	40,31 (8,29)	42,45 (7,37)	34,76 (8,24)	40,00 (8,46)
Statut matrimonial (catégories)						
En couple	0,78 (0,42)	0,56 (0,50)	0,72 (0,45)	0,79 (0,41)	0,50 (0,50)	0,70 (0,46)
Célibataire	0,09 (0,29)	0,39 (0,49)	0,18 (0,38)	0,05 (0,23)	0,45 (0,50)	0,18 (0,38)
Durée du congé de maternité (mois)	17,09 (28,33)	—	12,25 (25,18)	16,31 (27,77)	—	11,11 (24,15)
Nombre de congés de maternité	1,22 (0,91)	—	0,87 (0,95)	1,16 (0,95)	—	0,79 (0,95)
Nombre de congés de maternité (catégories)						
Un congé	0,35 (0,48)	—	0,25 (0,44)	0,35 (0,48)	—	0,24 (0,43)
Deux congés	0,32 (0,47)	—	0,23 (0,42)	0,29 (0,45)	—	0,19 (0,40)
Trois congés et plus	0,07 (0,26)	—	0,05 (0,22)	0,08 (0,27)	—	0,05 (0,22)
Nombre d'enfants	2,04 (0,88)	—	1,46 (1,18)	2,14 (0,97)	—	1,46 (1,28)
Nombre d'enfants (catégories)						
Un enfant	0,27 (0,45)	—	0,20 (0,40)	0,25 (0,43)	—	0,17 (0,37)
Deux enfants	0,49 (0,50)	—	0,35 (0,48)	0,47 (0,50)	—	0,32 (0,47)
Trois enfants et plus	0,24 (0,43)	—	0,17 (0,38)	0,29 (0,45)	—	0,19 (0,40)
Niveau d'éducation (catégories)						
DES et moins	0,24 (0,43)	0,10 (0,30)	0,20 (0,40)	0,22 (0,42)	0,10 (0,30)	0,18 (0,39)
Études collégiales	0,49 (0,50)	0,44 (0,50)	0,47 (0,50)	0,50 (0,50)	0,45 (0,50)	0,49 (0,50)
Diplôme universitaire	0,28 (0,45)	0,46 (0,50)	0,33 (0,47)	0,27 (0,44)	0,45 (0,50)	0,33 (0,47)
Année d'enquête (catégories)						
2001	0,31 (0,46)	0,29 (0,45)	0,30 (0,46)	0,29 (0,46)	0,31 (0,46)	0,30 (0,46)
2006	0,31 (0,46)	0,34 (0,48)	0,32 (0,47)	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)
2011	0,38 (0,48)	0,37 (0,48)	0,38 (0,48)	0,37 (0,48)	0,36 (0,48)	0,37 (0,48)

Suite Tableau 1.5 Statistiques descriptives de l'échantillon de femmes de l'ESG

Province de résidence (catégories)						
Terre-Neuve-et-Labrador	—	—	—	0,02 (0,14)	0,02 (0,12)	0,02 (0,14)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	0,01 (0,08)	0,00 (0,07)	0,01 (0,08)
Nouvelle-Écosse	—	—	—	0,04 (0,20)	0,03 (0,18)	0,04 (0,19)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	0,03 (0,18)	0,03 (0,16)	0,03 (0,17)
Québec	1 (0)	1 (0)	1 (0)	—	—	—
Ontario	—	—	—	0,52 (0,50)	0,54 (0,50)	0,53 (0,50)
Manitoba	—	—	—	0,05 (0,21)	0,04 (0,19)	0,05 (0,21)
Saskatchewan	—	—	—	0,05 (0,21)	0,03 (0,16)	0,04 (0,20)
Alberta	—	—	—	0,13 (0,34)	0,13 (0,34)	0,13 (0,34)
Colombie-Britannique	—	—	—	0,15 (0,36)	0,18 (0,38)	0,16 (0,37)
Observations	1 177	554	1 731	4 738	2 472	7 210

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées ; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait.

Le dernier tableau de statistiques descriptives sur les femmes de l'ESG, le Tableau 1.7, présente les moyennes de revenus d'emploi annuels des femmes, mais cette fois-ci par statut matrimonial et niveau d'éducation, selon leur état parental. Nous pouvons constater que les femmes sans enfant ont, à une exception près, des revenus plus élevés que les mères, quel que soit leur statut matrimonial. Lorsque nous nous attardons au niveau d'éducation, nous voyons que l'écart lié à la maternité est moins présent, notamment pour les détentrices de diplôme universitaire.

Tableau 1.6 Statistiques descriptives sur les revenus d'emploi annuels des femmes

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Panel A : Québec								
Moyenne	46 233	42 728	47 388	55 153	50 553	53 854	48 224	51 116
1 ^{er} quartile	28 972	30 289	30 254	33 885	31 639	37 392	31 064	33 885
Médiane	42 141	39 507	43 566	48 407	46 021	46 021	43 720	46 021
3 ^e quartile	56 627	52 676	60 509	66 559	63 279	63 279	60 403	61 895
Panel B : reste du Canada								
Moyenne	53 589	53 971	57 066	58 207	59 415	58 646	56 922	57 065
1 ^{er} quartile	32 721	34 204	32 595	36 135	34 433	36 099	33 124	36 135
Médiane	45 810	48 150	48 180	50 780	49 517	51 698	47 477	50 589
3 ^e quartile	60 187	65 778	66 248	69 861	74 419	69 976	66 644	67 706

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Dans plusieurs cas, les mères ont des revenus moyens plus élevés que les femmes sans enfant, entre autres en 2011, tant pour le Québec que dans le reste du Canada. Il est donc pertinent, tel que nous le verrons plus loin, d'effectuer une analyse qui permet non seulement de neutraliser l'effet du niveau d'éducation (en incluant le niveau d'éducation comme variable de contrôle dans nos modèles de régression), mais également de refaire notre analyse séparément par niveau d'éducation, afin de voir si la pénalité liée à la maternité se manifeste à tous les niveaux d'éducation.

Tableau 1.7 Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Panel A : Québec								
Statut matrimonial								
En couple	46 581	42 010	47 048	60 568	51 139	55 765	48 566	53 645
Célibataire	40 656	44 932	42 760	48 277	44 616	50 178	42 851	47 900
Niveau d'éducation								
DES et moins	35 029	31 849	33 218	41 706	36 401	38 917	34 954	36 978
Études collégiales	42 732	40 679	42 516	42 291	43 550	46 165	42 966	43 030
Diplôme univ.	69 965	49 640	67 137	68 253	69 521	62 503	68 883	61 784
Panel B : reste du Canada								
Statut matrimonial								
En couple	54 368	55 641	57 990	64 621	60 589	65 070	57 927	62 106
Célibataire	37 820	52 559	43 898	50 741	49 821	50 776	45 046	51 321
Niveau d'éducation								
DES et moins	39 126	42 974	40 386	46 452	45 233	41 292	41 292	43 234
Études collégiales	48 416	47 616	53 601	48 058	52 202	52 312	51 631	49 539
Diplôme univ.	84 817	64 140	77 772	69 552	78 726	68 781	79 861	67 695

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées.

1.5.2 Écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité : estimations

La section 1.5.1 a présenté des statistiques descriptives ne faisant aucune correction nous permettant de comparer les revenus d'emploi annuels des mères et des femmes sans enfant en maintenant constant l'effet d'autres caractéristiques observables. Dans cette section, nous passons à l'estimation de modèles de régression afin de présenter des estimations de l'écart lié à la maternité dit ajusté, c'est-à-dire en neutralisant l'effet de divers groupes de variables. Rappelons que l'analyse présentée ici, bien qu'informatrice, n'en est pas une analyse causale, c'est-à-dire du lien de cause à effet entre le fait de devenir mère et les revenus d'emploi. Par contre, étant donné nos modèles, nous nous rapprochons d'une corrélation tenant en compte un grand nombre de variables explicatives.

Les Tableaux 1.8 et 1.9 présentent les résultats des estimations associés au fait d'avoir un enfant sur les revenus d'emploi annuels des femmes pour le Québec et le reste du Canada, respectivement. Ces deux tableaux comportent sept colonnes, chacune rapportant les coefficients estimés par moindres carrés ordinaires d'une régression séparée, avec des variations dans les spécifications au niveau des variables explicatives. Les trois années d'enquête sont mises ensemble, car nous n'avons noté que très peu de différences d'une année à l'autre. La colonne (1) contient le moins de variables explicatives et est la seule à comprendre la variable dichotomique « être mère », laquelle est égale à un si la femme est mère et à zéro sinon. Le coefficient sur cette variable nous permet d'estimer l'écart lié à la maternité que nous appelons « global », c'est-à-dire sans égard au nombre d'enfants. Au Québec, cette pénalité globale est estimée à 2,5 %, alors que dans le reste du Canada elle est de 6,3 %. Notons cependant que la pénalité du Québec n'est pas statistiquement différente de zéro, ni statistiquement différente de celle du reste du Canada, même si cette dernière est statistiquement non nulle.

Dans les colonnes (2) à (7), le statut parental est décomposé selon le nombre d'enfants : un, deux, ou trois et plus, la catégorie de référence étant « ne pas avoir d'enfant ». Nous soulignons que la pénalité liée à la maternité est de plus en plus prononcée suivant le nombre d'enfants, bien que les magnitudes varient selon la spécification. Au Québec, les pénalités pour un seul enfant sont quasiment nulles et en aucun cas statistiquement différentes de zéro, tandis que dans le reste du Canada, elles sont de l'ordre de 4 à 14 % et toujours statistiquement significatives. Pour deux enfants, par rapport à aucun, les pénalités au Québec varient de 0 à 13 %, mais le plus gros chiffre se retrouve dans la spécification de la colonne (5), laquelle contient également des variables dichotomiques représentant le nombre de congés de maternité. Ainsi, selon ce modèle, une femme ayant eu deux enfants, mais également deux congés de maternité aurait en moyenne un revenu d'emploi plus élevé de 4 % qu'une femme sans enfant ($-12,7 +$

17,0). Une situation similaire est observable dans le reste du Canada au Tableau 1.9, colonne (5). Dans le cas d'une mère de trois enfants et plus, la pénalité liée à la maternité devient substantielle, avec des estimations allant de 10 à 23 % au Québec et de 10 à 31 % dans le reste du Canada, ces chiffres étant tous statistiquement différents de zéro.

En guise de synthèse, le Tableau 1.10 reprend les coefficients d'intérêt des Tableaux 1.8 et 1.9. Deux points ressortent de l'analyse de ces estimations. Premièrement, au Québec comme pour le reste du Canada, plus le nombre d'enfants est grand, plus la pénalité liée à la maternité est importante, et ceci, peu importe la spécification du modèle. Deuxièmement, la comparaison un à un des coefficients confirme le résultat obtenu pour la pénalité globale : celle-ci est toujours de magnitude plus importante dans le reste du Canada qu'il ne l'est au Québec.

Tableau 1.8 Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Québec

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,041 (0,068)	0,037 (0,068)	-0,038 (0,074)	-0,070 (0,076)	-0,075 (0,076)	-0,039 (0,070)	-0,044 (0,075)
Exp. potentielle ² (/100)	0,009 (0,016)	0,010 (0,016)	0,016 (0,015)	0,017 (0,015)	0,018 (0,015)	0,017 (0,015)	0,017 (0,015)
Heures travaillées par semaine	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Âge	0,067** (0,027)	0,068*** (0,026)	0,082*** (0,028)	0,081*** (0,028)	0,082*** (0,027)	0,083*** (0,027)	0,082*** (0,027)
Âge ² (/100)	-0,08** (0,03)	-0,08** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)
Être mère	-0,025 (0,034)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,0003 (0,039)	0,002 (0,040)	-0,051 (0,042)	-0,065 (0,052)	0,008 (0,041)	0,00044 (0,042)
Deux enfants	—	-0,001 (0,038)	-0,007 (0,038)	-0,105** (0,051)	-0,127** (0,053)	0,007 (0,040)	-0,007 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,117** (0,050)	-0,121** (0,050)	-0,229*** (0,058)	-0,226*** (0,060)	-0,099* (0,052)	-0,114** (0,054)
En couple	—	—	0,015 (0,030)	0,009 (0,030)	0,010 (0,030)	0,015 (0,030)	0,014 (0,030)
Née au Canada	—	—	0,354*** (0,115)	0,343*** (0,115)	0,342*** (0,115)	0,355*** (0,115)	0,352*** (0,115)
Nombre de congés de maternité	—	—	—	0,070*** (0,022)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,089* (0,047)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,170*** (0,050)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,156 (0,097)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,431* (0,233)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	—	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,084 (0,062)	0,033 (0,156)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,007 (0,009)
Constante	8,427*** (0,515)	8,416*** (0,513)	7,827*** (0,598)	7,885*** (0,596)	7,862*** (0,595)	7,813*** (0,597)	7,827*** (0,595)
Observations	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655
R ²	0,209	0,214	0,243	0,249	0,250	0,244	0,244

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : la variable dépendante est le log des revenus d'emploi annuels. Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses.

*** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau 1.9 Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du reste du Canada

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,233*** (0,030)	0,231*** (0,032)	0,192*** (0,037)	0,133*** (0,037)	0,130*** (0,037)	0,193*** (0,037)	0,185*** (0,037)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,04*** (0,005)	-0,04*** (0,005)	-0,03*** (0,006)	-0,04*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)
Heures travaillées par semaine	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,002)
Âge	0,012 (0,010)	0,013 (0,009)	0,018** (0,008)	0,021** (0,006)	0,021*** (0,006)	0,018** (0,007)	0,018** (0,007)
Âge ² (/100)	0,008 (0,013)	0,008 (0,012)	0,010 (0,009)	0,007 (0,008)	0,007 (0,008)	0,010 (0,009)	0,009 (0,009)
Être mère	-0,063** (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,047*** (0,012)	-0,045*** (0,009)	-0,128*** (0,009)	-0,136*** (0,015)	-0,042*** (0,009)	-0,056*** (0,008)
Deux enfants	—	-0,053* (0,028)	-0,075** (0,026)	-0,225*** (0,028)	-0,242*** (0,027)	-0,069** (0,029)	-0,091*** (0,026)
Trois enfants et plus	—	-0,104** (0,043)	-0,129** (0,042)	-0,308*** (0,037)	-0,310*** (0,040)	-0,119** (0,048)	-0,143*** (0,041)
En couple	—	—	0,077*** (0,007)	0,068*** (0,006)	0,068*** (0,006)	0,078*** (0,007)	0,078*** (0,007)
Née au Canada	—	—	0,200*** (0,035)	0,196*** (0,040)	0,195*** (0,040)	0,201*** (0,034)	0,200*** (0,034)
Nombre de congés de maternité	—	—	—	0,115*** (0,007)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,127*** (0,019)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,259*** (0,013)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,341*** (0,025)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,269** (0,098)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	-0,062** (0,027)	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,039 (0,030)	0,177*** (0,037)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,016** (0,005)
Constante	9,112*** (0,274)	9,099*** (0,258)	8,784*** (0,184)	8,774*** (0,141)	8,775*** (0,137)	8,790*** (0,182)	8,787*** (0,180)
Observations	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910
R ²	0,198	0,198	0,217	0,233	0,234	0,217	0,219

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : la variable dépendante est le log des revenus d'emploi annuels. Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Question périphérique 1 : estimations par sous-groupes

Nous nous tournons maintenant vers notre première question périphérique, à savoir si l'on fait potentiellement face à un problème d'hétérogénéité : la pénalité liée à la maternité affecte-t-elle différemment certains groupes de femmes ? Pour répondre à cette question, nous avons estimé l'écart lié à la maternité selon les mêmes modèles qu'aux Tableaux 1.8, 1.9 et 1.10, mais cette fois-ci en séparant notre échantillon selon le niveau d'éducation ou selon le statut matrimonial. Le Tableau 1.11 présente nos coefficients d'intérêt pour les femmes du Québec et du reste du Canada qu'elles soient diplômées de l'université ou non.

Tableau 1.10 Coefficients des variables d'intérêt, écarts liés à la maternité

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A : Québec							
Être mère	-0,025 (0,034)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,0003 (0,039)	0,002 (0,040)	-0,051 (0,042)	-0,065 (0,052)	0,008 (0,041)	0,00044 (0,042)
Deux enfants	—	-0,001 (0,038)	-0,007 (0,038)	-0,105** (0,051)	-0,127** (0,053)	0,007 (0,040)	-0,007 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,117** (0,050)	-0,121** (0,050)	-0,229*** (0,058)	-0,226*** (0,060)	-0,099* (0,052)	-0,114** (0,054)
Observations	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655
Panel B : reste du Canada							
Être mère	-0,063** (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,047*** (0,012)	-0,045*** (0,009)	-0,128*** (0,009)	-0,136*** (0,015)	-0,042*** (0,009)	-0,056*** (0,008)
Deux enfants	—	-0,053* (0,028)	-0,075** (0,026)	-0,225*** (0,028)	-0,242*** (0,027)	-0,069** (0,029)	-0,091*** (0,026)
Trois enfants et plus	—	-0,104** (0,043)	-0,129** (0,042)	-0,308*** (0,037)	-0,310*** (0,040)	-0,119** (0,048)	-0,143*** (0,041)
Observations	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt des régressions présentées aux Tableaux 1.8 et 1.9, lesquelles sont pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La variable dépendante est le log des revenus d'emploi annuels. Les colonnes sont présentées dans le même ordre que dans les tableaux sources. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité pour le panel A et permettant de la corrélation au niveau des provinces pour le panel B sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Les résultats sont clairs : la pénalité liée à la maternité touche principalement les mères moins éduquées, c'est-à-dire celles ne possédant pas de diplôme de niveau universitaire. En effet, être mère équivaut à des revenus plus bas de l'ordre de 9 % pour ce dernier groupe, tant au Québec que dans le reste du Canada, toutes choses étant égales par ailleurs (colonne (1)). De plus, pour les mères moins éduquées, presque tous les coefficients estimés sur les variables binaires pour le nombre d'enfants sont de signe négatif et statistiquement différent de zéro, tant au Québec que dans le reste du Canada.

Du côté des mères qui sont détentrices d'un diplôme universitaire au Québec, les coefficients estimés associés au fait d'avoir des enfants sont dans tous les cas statistiquement non significatifs et même souvent de signe positif. Dans le reste du Canada, certains coefficients statistiquement négatifs sont trouvés, mais ils sont compensés par des coefficients sur le nombre de congés de maternité positifs. Il semblerait donc que le phénomène de pénalité liée à la maternité, bien que faible au Québec en moyenne, touche principalement et dans une mesure non négligeable les femmes avec des niveaux d'éducation plus faibles.

En ce qui a trait au statut matrimonial, nous pouvons trouver au Tableau 1.12 les coefficients d'intérêt selon que les femmes soient en couple (mariées ou en union de fait) ou célibataires. Au Québec, à l'instar de ce que l'on observe selon le niveau d'éducation, ce sont les femmes célibataires qui connaissent une plus grande pénalité, de l'ordre de 11 %, statistiquement différente de zéro, par rapport à une pénalité de 3,9 % pour les mères en couple, et non statistiquement significative. Dans le reste du Canada, cette relation est inversée : ce sont les mères en couple qui, en moyenne, touchent des revenus plus bas que les femmes sans enfant de l'ordre de 12,1 %, comparativement à 7,2 % pour les femmes célibataires. Cette différence entre le Québec et le reste du Canada est intrigante et mériterait plus de réflexion. Peut-être s'agit-il de différences au niveau du rôle des femmes mariées au sein du couple. Quoi qu'il en soit, pour ce qui est du Québec, ce sont démesurément les femmes sans diplôme

universitaire et monoparentales qui sont affectées par la pénalité liée à la maternité, comme quoi ce groupe, déjà plus à risque d'être en situation de pauvreté, se retrouve encore dans une situation défavorable. Ceci est d'autant plus préoccupant que les enfants de ces femmes monoparentales et moins éduquées sont par conséquent plus sujets à grandir dans une situation de pauvreté et sont donc eux aussi pénalisés par ce phénomène.

Question périphérique 2 : Écarts de revenus liés à la paternité

Dans notre deuxième question périphérique, nous reprenons l'analyse faite à ce jour, mais cette fois-ci pour les hommes, l'idée étant d'aller mesurer l'ampleur du bonus lié à la paternité, si bonus il y a. Le Tableau 1.13 présente l'ensemble des statistiques descriptives pour notre échantillon d'hommes. Les Tableaux 1.14 et 1.15 contiennent quant à eux des statistiques sur leurs revenus d'emploi annuels. Au Québec comme dans le reste du Canada, les pères sont plus âgés, ont plus d'expérience potentielle, sont dans une plus grande proportion en couple et ont un revenu nettement plus élevé. Le Tableau 1.14 nous montre que pour toutes nos statistiques présentées (moyenne, médiane, premier et troisième quartiles), les pères gagnent un revenu supérieur à celui des hommes sans enfant. La différence est même dans certains cas assez substantielle : 25 000 \$ en moyenne dans le cas du reste du Canada en 2011. Un constat similaire émerge de la lecture du Tableau 1.15 : à part chez les hommes célibataires en 2001, les pères ont en moyenne des revenus plus élevés que les hommes sans enfant. Bien entendu, ces chiffres ne tiennent pas compte de l'effet d'autres facteurs pouvant expliquer ces écarts de revenus. Afin de prendre en compte l'effet de l'âge, du niveau d'éducation et d'autres variables explicatives, nous nous tournons vers les résultats de régression pour évaluer le bonus lié à la paternité.

Tableau 1.11 Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par niveau d'éducation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A1 : Québec, sans diplôme universitaire							
Être mère	-0,088*** (0,033)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,057 (0,040)	-0,063 (0,040)	-0,105** (0,044)	-0,096* (0,057)	-0,057 (0,040)	-0,065 (0,042)
Deux enfants	—	-0,044 (0,037)	-0,053 (0,036)	-0,130** (0,051)	-0,145*** (0,053)	-0,041 (0,038)	-0,057 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,212*** (0,056)	-0,219*** (0,055)	-0,298*** (0,061)	-0,285*** (0,062)	-0,199*** (0,057)	-0,215*** (0,059)
Observations	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103
Panel A2 : Québec, avec diplôme universitaire							
Être mère	0,078 (0,067)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,088 (0,075)	0,111 (0,088)	0,037 (0,092)	-0,041 (0,107)	0,121 (0,089)	0,104 (0,092)
Deux enfants	—	0,055 (0,076)	0,067 (0,085)	-0,092 (0,114)	-0,151 (0,133)	0,090 (0,093)	0,061 (0,103)
Trois enfants et plus	—	0,132 (0,085)	0,125 (0,094)	-0,081 (0,138)	-0,104 (0,146)	0,157 (0,110)	0,131 (0,115)
Observations	552	552	552	552	552	552	552
Panel B1 : reste du Canada, sans diplôme universitaire							
Être mère	-0,086** (0,030)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,048 (0,030)	-0,049 (0,029)	-0,126*** (0,034)	-0,120** (0,040)	-0,047 (0,031)	-0,059* (0,029)
Deux enfants	—	-0,083*** (0,023)	-0,097*** (0,023)	-0,238*** (0,033)	-0,240*** (0,034)	-0,093*** (0,026)	-0,113*** (0,024)
Trois enfants et plus	—	-0,140** (0,042)	-0,155*** (0,040)	-0,317*** (0,047)	-0,316*** (0,049)	-0,148** (0,047)	-0,169*** (0,042)
Observations	4 675	4 676	4 676	4 676	4 676	4 676	4 676
Panel B2 : reste du Canada, avec diplôme universitaire							
Être mère	-0,026 (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,071 (0,054)	-0,064 (0,052)	-0,148** (0,058)	-0,197** (0,063)	-0,057 (0,049)	-0,072 (0,060)
Deux enfants	—	-0,001 (0,039)	-0,039 (0,035)	-0,192*** (0,022)	-0,251*** (0,015)	-0,022 (0,040)	-0,047 (0,031)
Trois enfants et plus	—	-0,006 (0,069)	-0,062 (0,066)	-0,269*** (0,045)	-0,264*** (0,047)	-0,035 (0,066)	-0,061 (0,058)
Observations	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt pour des régressions effectuées par sous-groupe selon le niveau d'éducation (avec ou sans diplôme universitaire), pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les colonnes sont présentées dans le même ordre qu'aux Tableaux 1.8 et 1.9. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (panels A1 et A2) et permettant de la corrélation au niveau des provinces (panels B1 et B2) sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Tableau 1.12 Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par statut matrimonial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A1 : Québec, célibataire							
Être mère	-0,109** (0,049)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,119* (0,067)	-0,109 (0,067)	-0,173** (0,074)	-0,142* (0,084)	-0,094 (0,065)	-0,131* (0,069)
Deux enfants	—	-0,118* (0,064)	-0,115* (0,062)	-0,235*** (0,083)	-0,242*** (0,085)	-0,048 (0,068)	-0,105 (0,071)
Trois enfants et plus	—	-0,017 (0,085)	-0,022 (0,085)	-0,118 (0,110)	-0,093 (0,108)	0,021 (0,085)	-0,050 (0,096)
Observations	438	438	438	438	438	438	438
Panel A2 : Québec, en couple							
Être mère	-0,039 (0,053)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,006 (0,058)	-0,004 (0,058)	-0,067 (0,061)	-0,116 (0,071)	0,001 (0,058)	-0,012 (0,059)
Deux enfants	—	-0,012 (0,056)	-0,019 (0,052)	-0,139** (0,068)	-0,179** (0,070)	-0,009 (0,054)	-0,033 (0,060)
Trois enfants et plus	—	-0,154** (0,068)	-0,165** (0,064)	-0,296*** (0,073)	-0,313*** (0,073)	-0,148** (0,066)	-0,172** (0,068)
Observations	962	965	965	965	965	965	965
Panel B1 : reste du Canada, célibataire							
Être mère	-0,072 (0,071)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,077 (0,059)	-0,064 (0,071)	-0,103 (0,084)	-0,072 (0,102)	-0,052 (0,076)	-0,073 (0,084)
Deux enfants	—	-0,089 (0,085)	-0,072 (0,084)	-0,125 (0,095)	-0,112 (0,089)	-0,056 (0,093)	-0,075 (0,098)
Trois enfants et plus	—	-0,022 (0,144)	-0,039 (0,151)	-0,135 (0,165)	-0,150 (0,168)	-0,005 (0,178)	-0,038 (0,180)
Observations	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510
Panel B2 : reste du Canada, en couple							
Être mère	-0,121*** (0,024)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,105*** (0,012)	-0,082*** (0,014)	-0,183*** (0,018)	-0,209*** (0,026)	-0,080*** (0,014)	-0,093*** (0,013)
Deux enfants	—	-0,108*** (0,025)	-0,101*** (0,021)	-0,281*** (0,025)	-0,310*** (0,026)	-0,095*** (0,026)	-0,118*** (0,023)
Trois enfants et plus	—	-0,171*** (0,050)	-0,171*** (0,044)	-0,382*** (0,045)	-0,390*** (0,049)	-0,162** (0,053)	-0,187*** (0,047)
Observations	4 239	4 243	4 243	4 243	4 243	4 243	4 243

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt pour des régressions effectuées par sous-groupe selon le statut matrimonial (célibataire ou en couple), pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les colonnes sont présentées dans le même ordre qu'aux Tableaux 1.8 et 1.9. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Tableau 1.13 Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG

	Québec			Reste du Canada		
	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes
Revenu (\$ constants de 2016)	71 849 (49 655)	57 423 (41 461)	67 948 (47 999)	87 794 (86 720)	67 909 (60 824)	82 081 (80 642)
Expérience potentielle (mois)	253,24 (100,80)	176,94 (118,82)	233,18 (111,02)	250,52 (102,46)	155,01 (105,25)	223,11 (111,94)
Heures travaillées par semaine	44,48 (10,21)	42,07 (8,14)	43,83 (9,76)	46,79 (11,42)	45,20 (10,36)	46,33 (11,15)
Âge	41,90 (7,53)	35,88 (8,73)	40,27 (8,31)	42,03 (7,33)	34,49 (8,03)	39,86 (8,27)
Statut matrimonial (catégories)						
En couple	0,89 (0,31)	0,53 (0,50)	0,80 (0,40)	0,91 (0,29)	0,47 (0,50)	0,78 (0,41)
Célibataire	0,04 (0,20)	0,45 (0,50)	0,15 (0,36)	0,02 (0,15)	0,49 (0,50)	0,16 (0,36)
Durée du congé de paternité (mois)	0,42 (2,19)	—	0,31 (1,88)	0,17 (1,60)	—	0,12 (1,36)
Nombre de congés de paternité	0,24 (0,60)	—	0,17 (0,52)	0,07 (0,31)	—	0,05 (0,26)
Nombre de congés de paternité (catégories)						
Un congé	0,12 (0,33)	—	0,09 (0,29)	0,04 (0,20)	—	0,03 (0,17)
Deux congés	0,04 (0,19)	—	0,03 (0,16)	0,01 (0,09)	—	0,01 (0,08)
Trois congés et plus	0,01 (0,11)	—	0,01 (0,09)	0,00 (0,05)	—	0,00 (0,04)
Nombre d'enfants	2,15 (1,08)	—	1,57 (1,33)	2,25 (1,10)	—	1,60 (1,38)
Nombre d'enfants (catégories)						
Un enfant	0,26 (0,44)	—	0,19 (0,39)	0,23 (0,42)	—	0,16 (0,37)
Deux enfants	0,46 (0,50)	—	0,33 (0,47)	0,46 (0,50)	—	0,33 (0,47)
Trois enfants et plus	0,28 (0,45)	—	0,21 (0,41)	0,31 (0,46)	—	0,22 (0,42)
Niveau d'éducation (catégories)						
DES et moins	0,28 (0,45)	0,25 (0,43)	0,27 (0,45)	0,25 (0,43)	0,20 (0,40)	0,24 (0,42)
Études collégiales	0,45 (0,50)	0,42 (0,49)	0,44 (0,50)	0,46 (0,50)	0,44 (0,50)	0,46 (0,50)
Diplôme universitaire	0,27 (0,45)	0,32 (0,47)	0,29 (0,45)	0,29 (0,45)	0,36 (0,48)	0,31 (0,46)
Année d'enquête (catégories)						
2001	0,32 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)	0,30 (0,46)	0,32 (0,47)	0,30 (0,46)
2006	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,34 (0,47)	0,34 (0,47)
2011	0,35 (0,48)	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,37 (0,48)	0,33 (0,47)	0,36 (0,48)

Suite Tableau 1.13 Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG

Province de résidence (catégories)						
Terre-Neuve-et-Labrador	—	—	—	0,02 (0,13)	0,01 (0,11)	0,02 (0,12)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	0,00 (0,07)	0,00 (0,06)	0,00 (0,06)
Nouvelle-Écosse	—	—	—	0,03 (0,18)	0,03 (0,18)	0,03 (0,18)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	0,03 (0,16)	0,02 (0,15)	0,03 (0,16)
Québec	1 (0)	1 (0)	1 (0)	—	—	—
Ontario	—	—	—	0,51 (0,50)	0,52 (0,50)	0,51 (0,50)
Manitoba	—	—	—	0,05 (0,22)	0,04 (0,21)	0,05 (0,21)
Saskatchewan	—	—	—	0,04 (0,20)	0,03 (0,17)	0,04 (0,19)
Alberta	—	—	—	0,15 (0,36)	0,16 (0,37)	0,15 (0,36)
Colombie-Britannique	—	—	—	0,17 (0,37)	0,17 (0,38)	0,17 (0,37)
Observations	1 348	641	2 025	5 759	2 547	8 306

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées ; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau 1.14 Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Panel A : Québec								
Moyenne	67 469	57 843	76 331	54 173	71 682	60 320	71 849	57 423
1 ^{er} quartile	44 775	36 874	45 987	36 305	43 145	34 516	43 566	36 305
Médiane	59 262	51 360	62 929	48 407	60 173	49 473	60 509	48 898
3 ^e quartile	79 015	67 163	88 343	62 929	86 290	69 032	85 600	66 731
Panel B : reste du Canada								
Moyenne	83 319	68 171	86 294	68 495	92 740	67 051	87 794	67 909
1 ^{er} quartile	50 466	41 333	52 384	42 158	49 983	41 652	50 589	42 158
Médiane	66 875	59 140	72 270	59 021	73 854	55 536	72 270	57 041
3 ^e quartile	92 755	78 854	96 723	79 159	103 641	79 129	99 035	78 885

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Les mêmes régressions que pour les femmes ont été estimées en considérant cette fois le sous-échantillon des hommes. Les coefficients d'intérêt se trouvent au Tableau 1.16, alors que les résultats complets peuvent être trouvés en annexe aux Tableaux A10 et A11. La différence notable par rapport aux résultats obtenus pour les femmes est que,

quelle que soit la spécification utilisée, le coefficient associé à la variable « être parent » est significatif et positif, alors qu'il est négatif chez les femmes. L'écart moyen est de l'ordre de 15,6 % au Québec et de 13,9 % dans le reste du Canada. Ce bonus lié à la paternité augmente même lorsque le nombre d'enfants passe d'un à deux. Ces résultats sont compatibles avec ceux de Phipps et al. (2001) mais également avec la littérature recensée sur ce sujet (Budig, 2014).

Tableau 1.15 Moyennes de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Panel A : Québec								
Statut matrimonial								
En couple	67 471	57 167	77 040	57 817	72 723	65 976	72 420	60 772
Célibataire	52 468	59 337	60 617	49 822	54 317	50 602	56 076	53 666
Niveau d'éducation								
DES et moins	59 049	45 692	56 174	37 994	51 870	38 082	56 173	40 982
Études collégiales	63 783	51 144	62 948	51 401	64 229	53 062	63 714	51 852
Diplôme univ.	87 087	75 884	109 843	73 507	102 955	82 679	101 345	77 747
Panel B : reste du Canada								
Statut matrimonial								
En couple	84 861	78 554	88 120	78 317	94 135	74 583	89 446	77 041
Célibataire	58 602	58 965	56 641	60 220	63 266	58 440	59 452	59 252
Niveau d'éducation								
DES et moins	68 178	59 142	74 120	54 177	64 350	48 956	68 968	54 220
Études collégiales	77 009	63 076	79 140	61 273	88 579	62 683	82 033	62 361
Diplôme univ.	113 451	80 032	108 465	83 423	117 676	83 606	113 524	82 408

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau 1.16 Coefficients des variables d'intérêt, écarts de revenus liés à la paternité

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A : Québec							
Être père	0,156*** (0,027)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,103*** (0,038)	0,080** (0,039)	0,085** (0,040)	0,086** (0,042)	0,086** (0,039)	0,087** (0,039)
Deux enfants	—	0,203*** (0,030)	0,166*** (0,033)	0,171*** (0,033)	0,172*** (0,034)	0,171*** (0,033)	0,173*** (0,033)
Trois enfants et plus	—	0,143*** (0,038)	0,127*** (0,038)	0,133*** (0,039)	0,132*** (0,039)	0,132*** (0,038)	0,134*** (0,038)
Observations	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951
Panel B : reste du Canada							
Être père	0,139*** (0,013)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,078*** (0,007)	0,024* (0,011)	0,024* (0,013)	0,030* (0,014)	0,025* (0,011)	0,025* (0,012)
Deux enfants	—	0,168*** (0,017)	0,105*** (0,009)	0,105*** (0,008)	0,108*** (0,008)	0,107*** (0,008)	0,107*** (0,008)
Trois enfants et plus	—	0,163*** (0,030)	0,098*** (0,026)	0,099*** (0,022)	0,100*** (0,022)	0,100*** (0,024)	0,100*** (0,024)
Observations	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt des régressions présentées aux Tableaux A10 et A11, lesquelles sont pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les colonnes sont présentées dans le même ordre que dans les tableaux sources. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

1.6 Résultats : trajectoires de revenus et données de l'ELIA

Dans cette section, nous présentons les estimations portant sur les trajectoires de revenus d'emploi des parents relativement à la naissance de leur premier enfant, au Québec ainsi que dans le reste du Canada (les résultats correspondants pour l'ensemble du Canada sont présentés en annexe). Nous présentons dans un premier temps quelques statistiques descriptives sur les mères et les femmes n'ayant jamais eu d'enfant¹².

¹² Les statistiques concernant les hommes sont disponibles auprès des auteures.

1.6.1 ELIA : statistiques descriptives

Le Tableau 1.17 présente certaines caractéristiques moyennes des mères et des femmes sans enfant âgées de 25 à 54 ans pour toutes les années de références vivant au Québec et dans le reste du Canada.

Tableau 1.17 Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Âge	54,5 (11,1)	50,9 (10,0)	54,0 (10,8)	47,6 (12,1)
Âge des mères à la 1 ^{ère} naissance	26,5 (4,9)	—	26,2 (5,6)	—
Nombre d'années d'éducation	13,1 (3,8)	14,0 (4,0)	13,9 (3,5)	15,5 (3,7)
Expérience potentielle	35,3 (12,9)	31,0 (14,8)	34,0 (12,2)	26,1 (13,4)
Expérience effective	21,1 (12,0)	22,7 (13,1)	20,3 (11,9)	20,5 (12,1)
Heures travaillées	34,5 (12,0)	36,0 (12,0)	34,1 (13,4)	36,7 (13,0)
Nombre d'employeurs	1,6 (2,3)	2,1 (2,2)	1,6 (1,5)	2,1 (1,6)
Ancienneté	12,1 (10,8)	10,8 (10,3)	11,1 (10,3)	9,1 (9,1)
Personnes-années	33 971	4 644	145 863	19 037
Personnes	1 766	378	7 245	1 564

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Au Québec, la dernière année où elles sont observées, c'est-à-dire en 2013, les mères sont âgées de 54,5 ans contre 50,9 ans en moyenne pour les femmes sans enfant¹³. Au moment d'avoir leur premier enfant, les mères québécoises sont âgées de 26,5 ans en moyenne. Les mères ont en moyenne 13,1 années d'éducation soit une année de moins que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant. L'expérience potentielle, calculée comme

¹³ Nous notons également que l'âge courant moyen au cours de la période (non présenté dans le tableau, mais calculé par les auteures) est de 39,2 ans pour les mères et 37,5 ans pour les femmes sans enfant au Québec ; 39 et 36,1 ans respectivement pour le reste du Canada.

l'âge en 2013 moins le nombre d'années d'éducation moins six, représente le nombre d'années d'expérience d'une femme sans interruption de carrière. Ainsi, nous pouvons confronter cette mesure à l'expérience professionnelle effective (telle que rapportée par les individus). Les mères québécoises ont en moyenne 21,1 années d'expérience professionnelle, ce qui se trouve à être 1,6 année de moins que l'expérience professionnelle rapportée par les femmes sans enfant. On peut en déduire que les mères s'absentent du marché du travail pendant environ 14 ans en moyenne et que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant s'absentent en moyenne huit années du marché du travail. La différence peut être partiellement expliquée par la prise de congés parentaux. Enfin, durant les cinq dernières années, c'est-à-dire de 2007 à 2012, les mères québécoises ont travaillé en moyenne 34,5 heures par semaine, soit moins que la moyenne d'heures travaillées par semaine des femmes sans enfant, qui est de 36 heures.

Dans le reste du Canada, les résultats obtenus sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus pour le Québec. Nous pouvons néanmoins souligner quelques particularités. Les femmes sans enfant sont en moyenne plus jeunes qu'au Québec (respectivement 47,6 ans contre 50,9 ans). Dans le reste du Canada, les femmes sans enfant sont plus éduquées qu'au Québec (elles ont en moyenne 1,5 année d'éducation de plus). En ce qui concerne l'expérience effective, il semblerait que les femmes sans enfant aient plus d'expérience dans le reste du Canada.

Le Tableau 1.18 présente les revenus d'emploi moyens des femmes sans enfant et des mères, sans égard au fait qu'elles aient travaillé ou non (donc en incluant des zéros pour celles ne travaillant pas), en fonction du statut matrimonial, de la scolarité, du pays d'origine ou encore du nombre d'enfants. Figure également le montant moyen des prestations d'assurance-emploi perçues.

Tableau 1.18 Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Revenus d'emploi	25 410 (28 104)	32 500 (26 417)	28 829 (34 715)	40 776 (32 385)
Prestations d'assurance emploi	1 313 (3 640)	1 004 (3 352)	1 085 (3 298)	685 (2 680)
<i>Par niveau d'éducation :</i>				
Sans diplôme	9 105 (13 410)	13 653 (14 517)	13 188 (16 749)	18 230 (21 138)
DES	20 839 (25 352)	30 574 (20 531)	22 599 (23 312)	32 807 (27 434)
Diplôme collégial	26 099 (23 091)	33 203 (23 541)	28 929 (28 710)	36 036 (24 463)
Diplôme universitaire	43 048 (38 298)	41 942 (31 797)	42 841 (48 994)	51 636 (37 255)
<i>Par statut matrimonial :</i>				
En couple	26 681 (29 098)	34 013 (27 776)	28 211 (33 458)	41 113 (34 756)
Séparées	25 065 (25 930)	23 533 (22 674)	28 742 (27 838)	31 790 (27 639)
Seules	24 286 (22 325)	32 873 (25 702)	26 361 (24 871)	39 867 (31 178)
<i>Pays d'origine :</i>				
Canada	26 169 (28 282)	33 235 (26 948)	29 599 (36 347)	41 571 (32 063)
Autre pays	18 863 (25 005)	24 024 (20 193)	26 383 (28 651)	39 407 (33 754)
<i>Par nombre d'enfants :</i>				
1 enfant	30 812 (26 408)	—	32 129 (28 920)	—
2 enfants	26 226 (30 041)	—	31 204 (39 134)	—
3 enfants et plus	19 367 (24 609)	—	24 046 (30 289)	—

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Dans la plupart des catégories, on constate que les femmes sans enfant ont des revenus supérieurs à ceux des mères. Cependant, on observe des particularités au Québec, où les mères ayant un diplôme universitaire, celles qui sont séparées et celles qui sont divorcées ont des revenus plus élevés que les femmes sans enfant (appartenant aux mêmes catégories). Ceci n'est pas le cas dans le reste du Canada. Une comparaison interprovinciale des revenus nous permet de voir d'une part que dans la majorité des cas les revenus sont moins élevés au Québec que dans le reste du Canada. Quelques exceptions apparaissent parmi les mères qui ont un diplôme universitaire, qui vivent en

union de fait ou qui sont séparées, où les revenus sont plus élevés. D'autre part, on constate que les différences de revenus entre les mères et les femmes sans enfant sont moins prononcées au Québec. Au Québec, ce sont les mères non diplômées qui subissent les pénalités liées à la maternité les plus importantes (20 839 \$ comparé à 30 574 \$, soit une différence de 47 %). En revanche, dans le reste du Canada, ce sont les mères en couple qui sont le plus affectées par ces pénalités (28 211 \$ comparé à 41 193 \$, soit une différence de 46 %). Au Québec, le montant d'assurance emploi perçu par année par les mères est de 1 313 \$ en moyenne (1 085 \$ dans le reste du Canada), soit presque un tiers de plus que le montant perçu par les femmes sans enfant, qui reçoivent 1 004 \$ en moyenne par an (685 \$ dans le reste du Canada).

Tableau 1.19 Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
1 ^{er} quartile	0	0	0	0
Médiane	15 779	24 799	14 821	30 827
3 ^{ème} quartile	38 278	44 580	41 063	54 485

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Le Tableau 1.19 présente les revenus par quartiles des mères et des femmes sans enfant, tant pour les femmes ayant un emploi que celles ne faisant pas partie de la population active (d'où les zéros au premier quartile). Il en ressort les mêmes conclusions que celles du tableau précédent, à savoir que les revenus des femmes, sans égard au fait qu'elles aient ou non des enfants, sont généralement plus élevés dans le reste du Canada qu'au Québec (l'exception étant la médiane des mères). De plus, les écarts de revenus sont moins importants entre les mères et les femmes sans enfant au Québec, et ce quel que soit le quartile considéré.

Le Tableau 1.20 présente les revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant. La troisième et la sixième colonne présentent la différence en pourcentage entre les revenus perçus l'année courante et ceux perçus l'année précédant

la naissance. Cette représentation permet de visualiser rapidement les trajectoires de revenus des mères relativement à la naissance de leur premier enfant. Ainsi, nous constatons que les mères subissent des pertes de revenus de l'ordre de 42 % à 43 % l'année immédiatement suivant la naissance. Elles récupèrent cependant une portion importante de leur revenu au cours des années suivantes, mais vingt ans après elles subissent encore des pertes de 13 % au Québec et 11 % dans le reste du Canada. Rappelons que ces analyses sont effectuées sur les revenus sans tenir compte d'aucun autre facteur. La section suivante présente les résultats des analyses avec contrôles.

Avant de nous tourner vers les analyses de régression, lesquelles permettent de neutraliser l'effet de nombreuses caractéristiques observables ainsi que non observables si stables dans le temps, nous présentons maintenant une série de figures sur les données brutes des trajectoires de revenu des mères suivant la naissance de leur premier enfant, en fonction de leur âge, du nombre d'enfants, de leur statut matrimonial et de leur niveau d'éducation. Le panel A de la Figure 1.1 illustre la trajectoire de revenus des mères et des femmes sans enfant au Québec. À tout âge, les femmes sans enfant ont, en moyenne, des revenus supérieurs à ceux des mères. Cependant, le revenu moyen des femmes sans enfant décroît plus tôt que celui des mères (41 ans et 48 ans pour les mères), diminuant ainsi l'écart de salaire observé entre les deux groupes. Au panel B de la Figure 1.1, nous pouvons voir que dans le reste du Canada, les femmes sans enfant ont un revenu moyen supérieur à celui des mères et que leurs trajectoires de revenu sont assez semblables. L'écart observé entre les deux groupes semble aussi s'atténuer avec l'âge, mais de manière moins prononcée qu'au Québec.

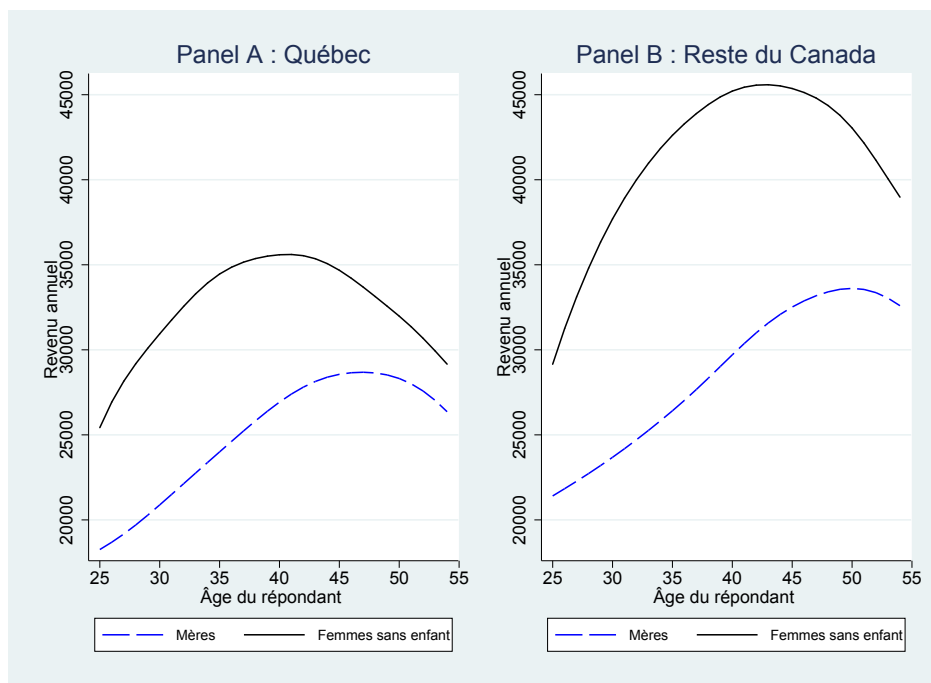
Tableau 1.20 Moyennes des revenus d'emploi des mères relativement à la naissance de leur premier enfant

	Québec			Reste du Canada		
	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)
5 ans avant	33 089	(31 820)	3,57	35 044	(24 556)	-4,74
4 ans avant	34 445	(32 542)	7,82	34 201	(22 712)	-7,03
3 ans avant	34 428	(34 617)	7,76	33 360	(23 786)	-9,31
2 ans avant	35 809	(28 795)	12,09	34 742	(23 809)	-5,56
1 an avant	31 947	(25 459)	—	36 786	(24 352)	—
1 ^{ère} naissance	18 210	(21 551)	-43,00	21 316	(26 079)	-42,05
1 an après	22 255	(28 674)	-30,34	23 270	(25 663)	-36,74
2 ans après	22 185	(26 444)	-30,56	23 469	(27 155)	-36,20
3 ans après	22 173	(27 341)	-30,60	22 830	(27 020)	-37,94
4 ans après	23 173	(27 444)	-27,46	23 565	(29 018)	-35,94
5 ans après	23 778	(27 948)	-25,57	23 828	(34 537)	-35,23
6 ans après	24 377	(27 858)	-23,70	23 829	(29 871)	-35,22
7 ans après	25 097	(30 890)	-21,44	24 430	(31 113)	-33,59
8 ans après	24 430	(29 575)	-23,53	25 184	(31 443)	-31,54
9 ans après	24 148	(26 614)	-24,41	26 065	(35 631)	-29,15
10 ans après	24 437	(26 661)	-23,51	26 974	(39 281)	-26,67
11 ans après	24 763	(27 094)	-22,49	27 603	(42 139)	-24,96
12 ans après	25 586	(27 816)	-19,91	28 499	(48 321)	-22,53
13 ans après	25 608	(28 221)	-19,84	29 396	(45 265)	-20,09
14 ans après	25 512	(29 146)	-20,14	30 156	(43 246)	-18,02
15 ans après	26 814	(29 016)	-16,07	30 987	(40 675)	-15,76
16 ans après	26 456	(28 299)	-17,19	31 242	(40 213)	-15,07
17 ans après	26 839	(27 847)	-15,99	32 218	(48 626)	-12,42
18 ans après	27 067	(27 672)	-15,28	32 009	(33 216)	-12,99
19 ans après	26 856	(28 066)	-15,94	32 508	(34 206)	-11,63
20 ans après	27 851	(30 032)	-12,82	32 895	(35 015)	-10,58

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

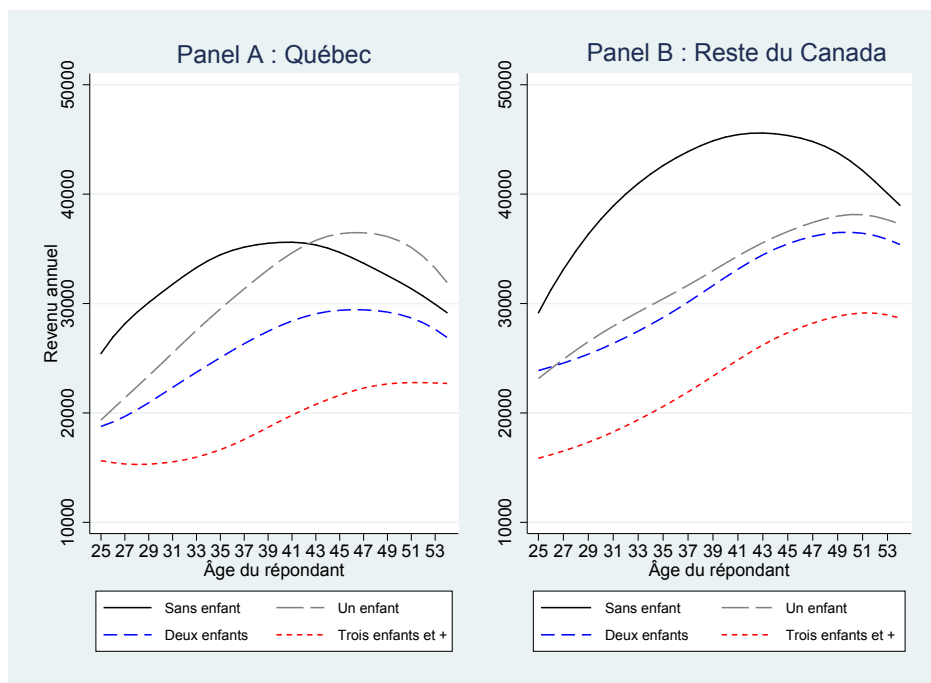
Note : les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

À la Figure 1.2, les trajectoires de revenus sont présentées selon le nombre d'enfants. De manière générale, l'écart de revenus entre mères et femmes sans enfant s'accroît avec le nombre d'enfants. En effet, l'écart le plus important est observé entre le revenu moyen des femmes sans enfant et celui des femmes ayant trois enfants ou plus. Cependant, au Québec, le revenu moyen des mères ayant un enfant rattrape celui des femmes sans enfant à partir de 43 ans. Dans le reste du Canada, les trajectoires de revenu des mères ayant un ou deux enfants sont sensiblement les mêmes et à tout âge les femmes sans enfant gagnent plus que les mères.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).
 Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 1.1 Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge

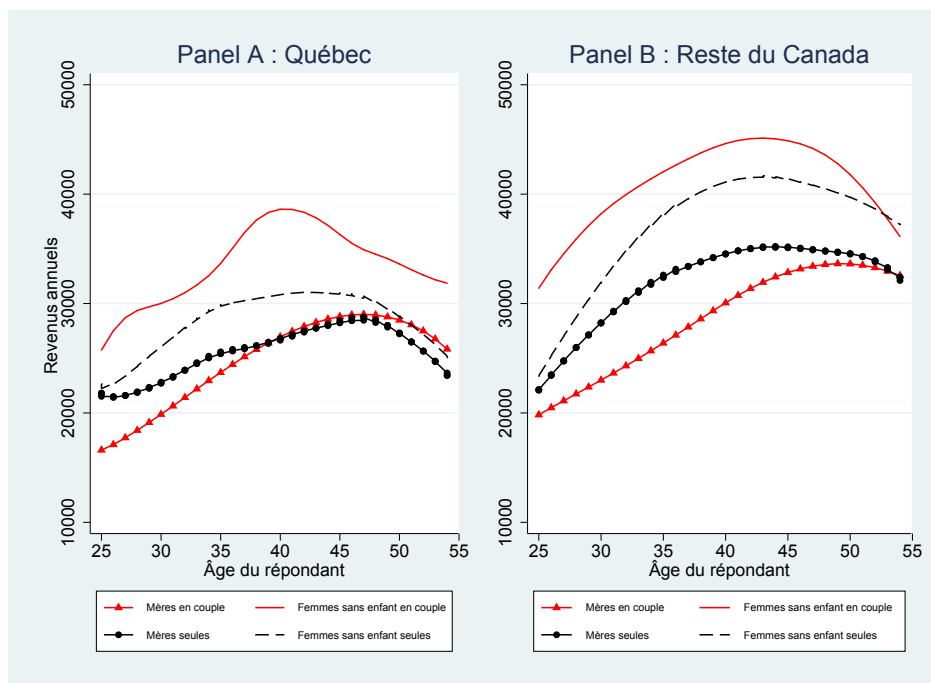


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 1.2 Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants

La Figure 1.3 présente les mêmes trajectoires de revenus, mais cette fois-ci selon le statut matrimonial divisé en deux catégories : en couple ou célibataire. Dans les deux contextes, l'écart le plus grand est observé entre les femmes sans enfant en couple et les mères en couple. Au Québec par contre, à partir de 40 ans, celles qui sont en couple ont un revenu supérieur à celles qui sont seules. Si l'on s'intéresse aux différences à l'intérieur des groupes de statut matrimonial, on constate que l'écart de revenus d'emploi observé entre les mères en couple et les femmes sans enfant en couple est plus marqué que l'écart de revenus correspondant observé chez les femmes seules. Cette conclusion est observée dans les deux cas, au Québec et dans le reste du Canada.



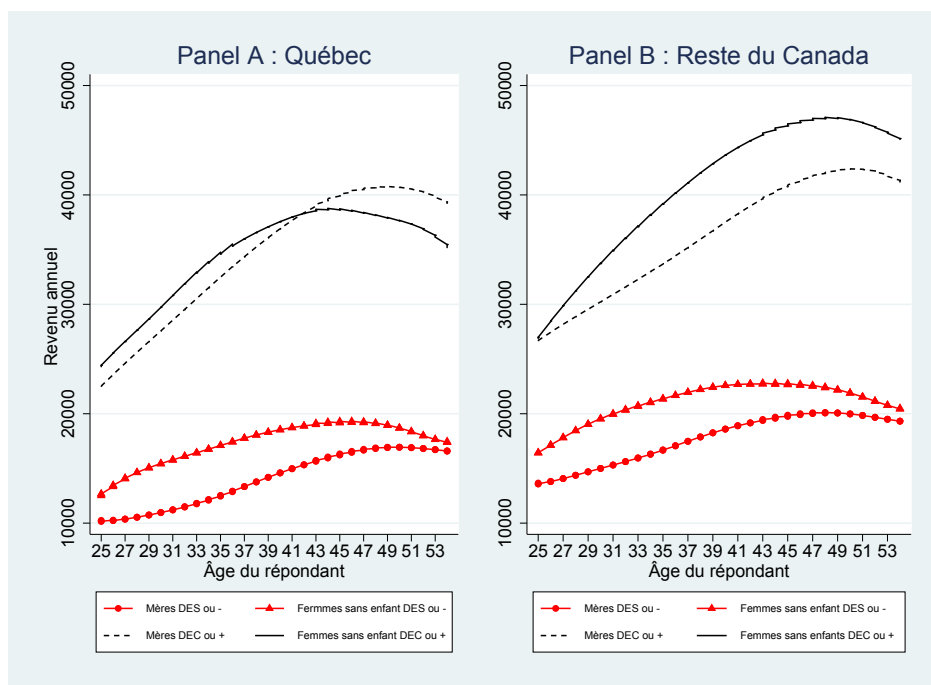
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 1.3 Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial

Une autre question importante à aborder consiste à savoir si l'écart lié à la maternité affecte de la même manière les femmes plus éduquées et celles qui le sont moins. La Figure 1.4 nous montre les trajectoires de revenus moyens des femmes avec un diplôme d'études secondaires ou moins et avec des études collégiales ou universitaires. Les mères moins éduquées sont celles qui enregistrent le niveau de revenus moyens le plus faible, quel que soit l'âge considéré, tandis que les femmes sans enfant plus éduquées sont celles qui ont le niveau de revenus moyens le plus élevé. L'écart de revenu initial entre les mères et les femmes sans enfant est plus grand chez les femmes moins éduquées. À niveau d'éducation donné, les trajectoires de revenu se ressemblent : les femmes avec enfants gagnent presque toujours moins que celles sans enfants. Il y a cependant une exception : au Québec le revenu moyen des mères rattrape celui des

femmes sans enfant vers l'âge de 41 ans dans la catégorie des femmes plus éduquées. De plus, parmi le groupe moins éduqué, l'écart entre les mères et les femmes sans enfant est similaire au Québec et dans le reste du Canada et tend à s'estomper au-delà de 50 ans.



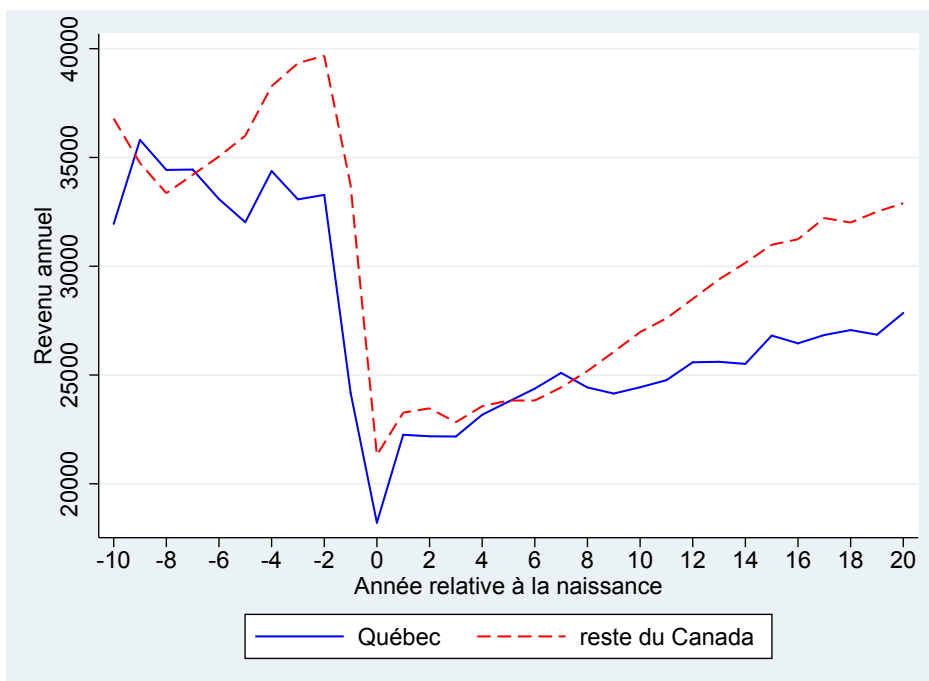
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 1.4 Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation

La Figure 1.5 trace la trajectoire des revenus des mères de 10 ans avant à 20 ans après la naissance de leur premier enfant. Il s'agit uniquement de revenus d'emploi, donc ne tenant pas compte des éventuelles prestations ou allocations sociales, mais incluant des valeurs de zéro pour les femmes ne travaillant pas. La baisse de revenus subie par les mères au moment de la naissance de leur premier enfant est plus importante au Québec que dans le reste du Canada et excède dans les deux cas 40 %. En comparaison, Zhang

(2010) trouvait plutôt une baisse de 30 %. Rappelons que son échantillon ne contenait que les mères prestataires de l'assurance emploi et non pas l'ensemble des mères comme c'est le cas ici. De plus, il se concentrait sur une cohorte de mères ayant donné naissance entre 1991 et 2000. La Figure 1.5 suggère clairement que les pertes subies ne sont toujours pas résorbées 20 ans après la naissance que ce soit au Québec ou dans le reste du Canada.



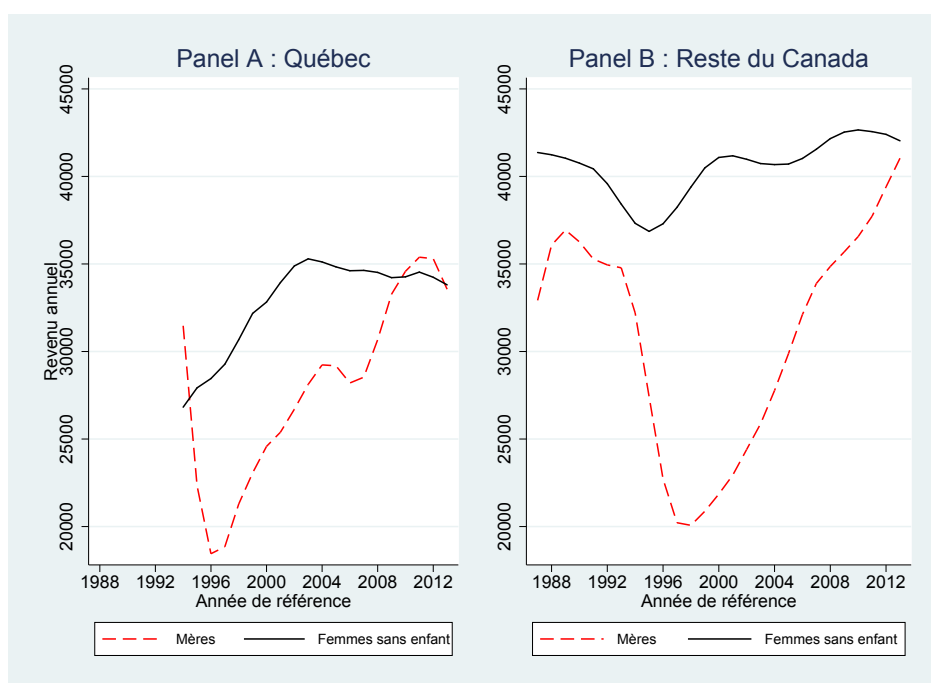
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 1.5 Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant

Afin de comparer l'évolution des revenus des mères par rapport aux femmes sans enfant, nous avons choisi la plus grande cohorte de naissance dans notre échantillon, soit 1996. Ainsi, la Figure 1.6 trace la trajectoire de revenus des mères ayant eu leur

premier enfant en 1996 ainsi que celle des femmes sans enfant¹⁴ durant la même période. Au Québec, les mères gagnent plus que les femmes sans enfant avant la naissance de leur premier enfant, ce qui n'est pas observé dans le reste du Canada. De plus, au Québec l'écart de revenu entre les mères et les femmes sans enfant semble moins accentué, et le revenu des mères rattrape celui des femmes sans enfant beaucoup plus tôt comparativement au reste du Canada (respectivement 2009 et 2013).



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les années avant 1994 sont omises pour le Québec par manque d'observations.

Figure 1.6 Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant

¹⁴ Ici, les femmes sans enfant sont définies comme celles n'ayant jamais eu d'enfant et qui sont âgées de 25 à 54 ans lors de chaque année observée.

1.6.2 Trajectoires de revenus : estimations pour les mères

Les résultats des estimations des modèles à effets fixes sont rapportés au Tableau 1.21. En rappel, la variable dépendante est composée des résidus de la régression du logarithme des revenus d'emploi sur des variables dichotomiques d'années ainsi que sur le taux de chômage par province. Les résultats présentés sont donc issus de la régression des résidus du logarithme des revenus d'emploi sur 25 variables dichotomiques représentant le nombre d'années précédant et suivant la naissance du premier enfant ainsi que l'expérience professionnelle et l'expérience professionnelle au carré. L'interprétation des coefficients se fait par rapport aux femmes sans enfant. Les résultats de la première étape de l'estimation, de laquelle sont issus les résidus utilisés ici, sont disponibles en annexe au Tableau A17. Les résultats des spécifications avec revenus d'emploi seulement du Tableau 1.21 sont repris visuellement à la Figure 1.7, laquelle présente sur l'axe des X le temps par rapport à la naissance, sur l'axe des Y les coefficients estimés, soit la différence de revenus entre mères et femmes sans enfant, et ce, pour le Québec et le reste du Canada séparément.

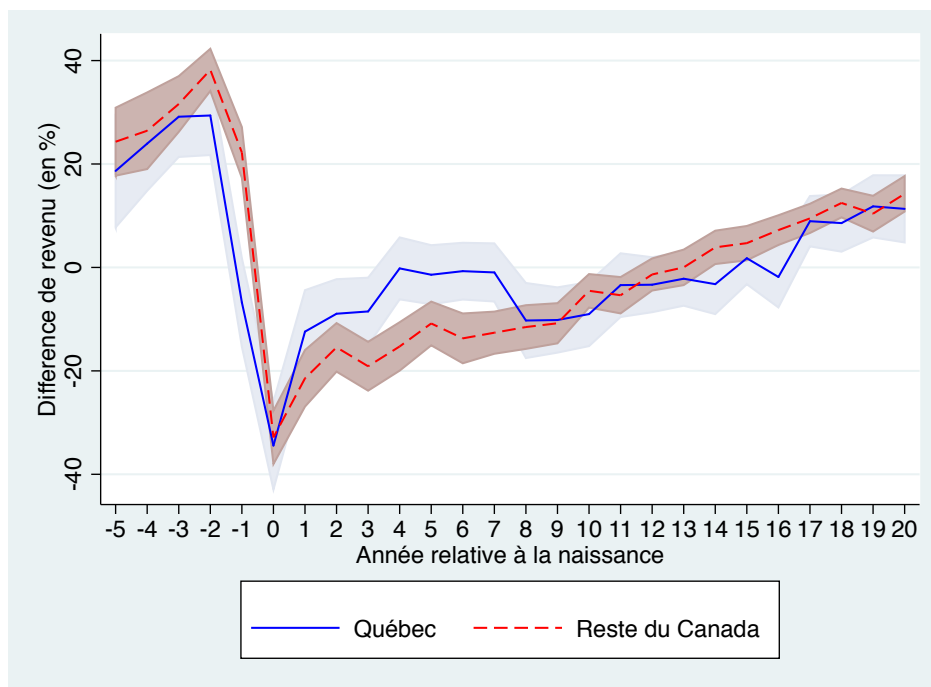
Les résultats montrent que les mères avant la naissance de leur premier enfant gagnent en moyenne plus que les femmes sans enfant. Ceci est observable tant au Québec que dans le reste du Canada. Avant la naissance de leur premier enfant, les futures mères du Québec touchent approximativement de 5 % à 30 % plus que les femmes sans enfant, alors que dans le reste du Canada cet écart est de 17 % à 38 %, selon l'année et la spécification utilisées. Ceci soulève la question de la sélection du groupe de futures mères : clairement, les femmes qui font le choix d'avoir un enfant diffèrent de celles ne faisant pas ce choix, et ce, d'une manière corrélée positivement avec les revenus d'emploi. Un modèle économétrique plus élaboré devrait prendre en compte cette question de sélection afin d'éviter l'introduction de biais dans l'estimation.

Tableau 1.21 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	0,187*** (0,056)	0,091 (0,051)	0,243*** (0,034)	0,168*** (0,033)
4 ans avant	0,239*** (0,047)	0,146*** (0,044)	0,264*** (0,038)	0,196*** (0,037)
3 ans avant	0,291*** (0,037)	0,177*** (0,034)	0,316*** (0,028)	0,248*** (0,026)
2 ans avant	0,294*** (0,039)	0,166*** (0,035)	0,382*** (0,021)	0,303*** (0,019)
1 an avant	0,068 (0,044)	0,051 (0,029)	0,222*** (0,025)	0,227*** (0,023)
1 ^{ère} naissance	-0,344*** (0,043)	-0,074** (0,028)	-0,329*** (0,026)	-0,058** (0,020)
1 an après	-0,124** (0,041)	-0,077* (0,031)	-0,214*** (0,028)	-0,171*** (0,023)
2 ans après	-0,090** (0,034)	-0,063* (0,027)	-0,155*** (0,024)	-0,115*** (0,021)
3 ans après	-0,085* (0,033)	-0,085** (0,029)	-0,191*** (0,024)	-0,154*** (0,021)
4 ans après	-0,002 (0,031)	-0,012 (0,026)	-0,153*** (0,024)	-0,136*** (0,021)
5 ans après	-0,014 (0,029)	-0,020 (0,025)	-0,108*** (0,022)	-0,114*** (0,020)
6 ans après	-0,007 (0,028)	-0,050 (0,026)	-0,137*** (0,025)	-0,137*** (0,020)
7 ans après	-0,001 (0,029)	0,001 (0,022)	-0,126*** (0,021)	-0,130*** (0,019)
8 ans après	-0,103** (0,037)	-0,079** (0,028)	-0,115*** (0,022)	-0,115*** (0,020)
9 ans après	-0,102** (0,032)	-0,089** (0,029)	-0,108*** (0,020)	-0,126*** (0,019)
10 ans après	-0,091** (0,032)	-0,094*** (0,028)	-0,045** (0,016)	-0,070*** (0,016)
11 ans après	-0,034 (0,031)	-0,055 (0,028)	-0,054** (0,018)	-0,065*** (0,017)
12 ans après	-0,033 (0,027)	-0,050* (0,025)	-0,014 (0,016)	-0,030* (0,015)
13 ans après	-0,022 (0,026)	-0,044 (0,029)	0,000 (0,017)	-0,008 (0,017)
14 ans après	-0,032 (0,029)	-0,029 (0,027)	0,039* (0,016)	0,035* (0,015)
15 ans après	0,017 (0,025)	0,015 (0,025)	0,047** (0,017)	0,039* (0,017)
16 ans après	-0,018 (0,030)	-0,019 (0,028)	0,072*** (0,015)	0,067*** (0,014)
17 ans après	0,089*** (0,024)	0,079*** (0,023)	0,095*** (0,014)	0,086*** (0,014)
18 ans après	0,085** (0,028)	0,080** (0,026)	0,125*** (0,014)	0,117*** (0,014)
19 ans après	0,118*** (0,030)	0,101*** (0,029)	0,104*** (0,018)	0,106*** (0,016)
20 ans après	0,113*** (0,033)	0,115*** (0,030)	0,142*** (0,018)	0,144*** (0,016)
Constante	-0,003 (0,002)	-0,004* (0,002)	-0,008* (0,001)	-0,010*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓	✓	✓
Personnes-années	20 354	20 819	81 908	83 580
Personnes	1 757	1 769	7 154	7 179

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les coefficients sont exprimés en comparaison au groupe contrôle, c'est-à-dire les femmes sans enfant. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés présentés au Tableau 1.21. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Figure 1.7 Trajectoires de revenus d'emploi, femmes

Lors de l'année de naissance du premier enfant, les mères québécoises gagnent environ 34,4 % de moins que les femmes sans enfant, toutes choses étant égales par ailleurs, bien que ce manque à gagner passe à 7,4 % lorsque les prestations d'assurance-emploi (dont le Régime québécois d'assurance parentale fait partie) sont prises en compte. La pénalité liée à la maternité encourue par les mères à la suite de la naissance de leur premier enfant diminue drastiquement dès la deuxième année, passant de -34,4 % à -12,4 %. Dans le reste du Canada, les chiffres sont relativement similaires. En effet, la pénalité lors de l'année de la naissance est de -32,9 % et passe lors de l'année suivant la naissance à approximativement -21,4 %. La pénalité ne se résorbe pour être statistiquement non différente de zéro qu'à la douzième année après la naissance. Entre

ces deux années, la pénalité diminue graduellement. Au Québec, la pénalité diminue beaucoup plus rapidement et n'est statistiquement différente de zéro que pour les trois premières années après la naissance du premier enfant, bien qu'elle revienne aux années huit, neuf et dix. L'écart pour les mères québécoises devient positif et significatif après 17 ans tandis que dans le reste du Canada, celui-ci devient positif après 14 ans, montrant que les mères touchent alors des revenus d'emploi plus élevés que les femmes sans enfant — à l'instar des années pré-naissance du premier enfant.

Bien que notre analyse ne prétend pas à une analyse de lien causal entre les politiques publiques sur la situation des mères par rapport aux femmes sans enfant, les différences que nous rapportons entre le Québec et le reste du Canada sont indicatives de possibles effets de la politique familiale du Québec sur les conditions des mères. La littérature économique a déjà documenté que les services de garde subventionnés ont eu une influence positive sur l'offre de travail des femmes ainsi que sur leurs revenus : Lefebvre et Merrigan (2008) rapportent que cet effet est de l'ordre de 13 % sur la participation au marché du travail, de 22 % sur les heures annuelles de travail et de plus de 2 000 \$ en moyenne sur les revenus d'emploi annuels. L'introduction du Régime québécois d'assurance parentale, en 2006, pourrait également avoir joué un rôle en favorisant un meilleur maintien du lien avec l'employeur lors de la naissance d'un enfant. Cependant, nous notons que notre analyse s'étend sur des années regroupant les périodes avant les réformes de politique familiale mentionnée ci-dessus et après. Nous suggérons qu'une analyse future devrait se pencher sur une identification causale des effets de ces changements sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères après la naissance de leurs enfants. Les données de l'ELIA devraient être priorisées pour une telle étude puisque celles-ci permettent d'utiliser un modèle à effets fixes mieux à même de capturer l'hétérogénéité entre les individus.

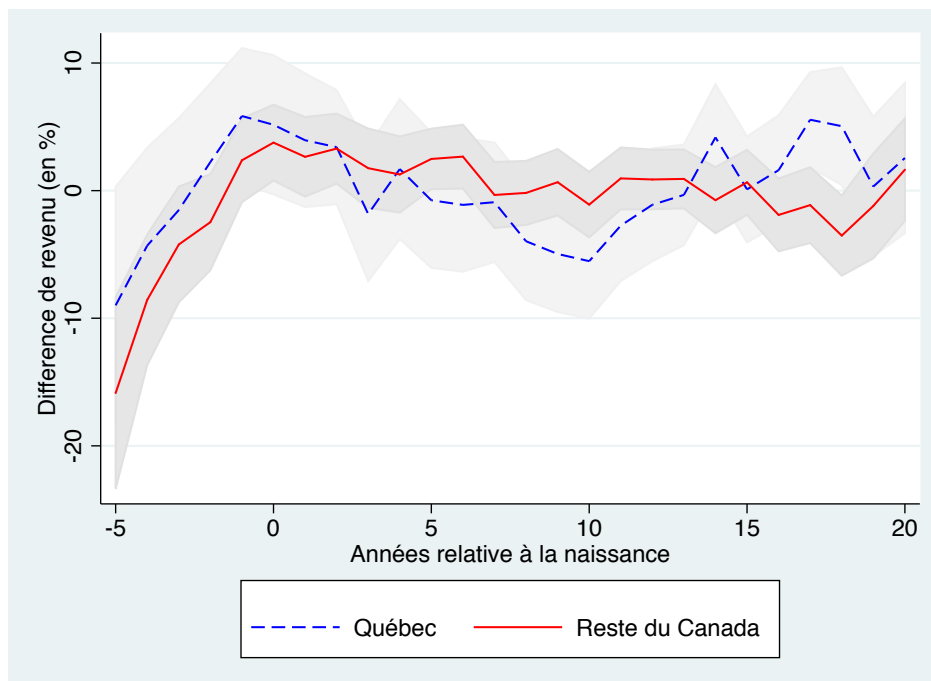
1.6.3 Trajectoires de revenus : estimations pour les pères

À titre de comparaison, une analyse similaire a été réalisée auprès d'un sous-échantillon composé de pères et d'hommes sans enfant âgés entre 25 et 54 ans à chaque période¹⁵. Les résultats des estimations des modèles à effets fixes sont rapportés au Tableau 1.22. Ces résultats montrent que globalement les trajectoires de revenus des hommes sont peu affectées par l'arrivée du premier enfant. Au Québec, l'année précédant la première naissance, les futurs pères ont des revenus supérieurs à ceux des hommes sans enfant d'environ 6 %. Toutefois, au moment de la naissance et les années subséquentes, les deux groupes ont des revenus qui ne sont pas statistiquement différents. La situation dans le reste du Canada est semblable, c'est-à-dire que les trajectoires de revenus des pères sont globalement peu affectées par l'arrivée d'un enfant. On note cependant que, l'année de naissance du premier enfant, les pères ont des revenus supérieurs à ceux des hommes sans enfant d'environ 4 %, des différences qui se résorbent rapidement. La prise en compte des prestations d'assurance emploi dans les revenus semble accroître le revenu total des pères par rapport aux hommes sans enfant lors des années entourant la naissance, mais ceci n'est observé qu'au Québec.

Les résultats des spécifications avec revenus d'emploi seulement du Tableau 1.22 sont repris visuellement à la Figure 1.8, laquelle présente sur l'axe des X le temps par rapport à la naissance, sur l'axe des Y les coefficients estimés, soit la différence de revenus entre pères et hommes sans enfant, et ce, pour le Québec et le reste du Canada séparément.

¹⁵ Les statistiques descriptives concernant ce sous-échantillon composé d'hommes ne sont pas présentées ici, mais sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

Ainsi, contrairement à Budig (2014) et à notre analyse des données de l'ESG, notre analyse de données de l'ELIA ne suggère pas que les pères au Québec ou dans le reste du Canada voient leurs revenus augmenter suite à l'arrivée d'un premier enfant. Nos analyses basées sur l'ESG, tout comme les études antérieures, utilisaient des variables de contrôle pour assurer la comparabilité des groupes d'hommes avec et sans enfant. L'ELIA nous permet de suivre la trajectoire de revenu des hommes et donc d'observer les variations de revenus à travers le temps pour un même individu. Nos résultats suggèrent que les pères et les hommes sans enfant diffèrent selon des caractéristiques observables et inobservables, et que celles-ci seraient, à la base de la différence entre les revenus des pères et des hommes sans enfant. Il n'y aurait donc pas de bonus lié à la paternité au Québec ou au Canada, mais plutôt une sélection différentielle entre les pères et les hommes sans enfant.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés présentés au Tableau 1.22. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Figure 1.8 Trajectoires de revenus d'emploi, hommes

Tableau 1.22 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	-0,090 (0,047)	-0,082 (0,045)	-0,159*** (0,038)	-0,160*** (0,037)
4 ans avant	-0,043 (0,039)	-0,045 (0,037)	-0,086** (0,026)	-0,091*** (0,025)
3 ans avant	-0,015 (0,037)	-0,016 (0,034)	-0,042 (0,023)	-0,040 (0,022)
2 ans avant	0,022 (0,031)	0,014 (0,030)	-0,025 (0,019)	-0,030 (0,018)
1 an avant	0,058* (0,027)	0,059* (0,024)	0,024 (0,017)	0,019 (0,016)
1 ^{ère} naissance	0,052 (0,028)	0,059* (0,026)	0,038* (0,015)	0,036* (0,014)
1 an après	0,039 (0,027)	0,066** (0,021)	0,026 (0,016)	0,020 (0,015)
2 ans après	0,034 (0,023)	0,042* (0,020)	0,033* (0,014)	0,039** (0,013)
3 ans après	-0,018 (0,027)	-0,007 (0,025)	0,018 (0,016)	0,022 (0,015)
4 ans après	0,017 (0,028)	0,004 (0,029)	0,013 (0,015)	0,018 (0,012)
5 ans après	-0,008 (0,027)	-0,011 (0,025)	0,025* (0,012)	0,016 (0,012)
6 ans après	-0,011 (0,027)	-0,001 (0,024)	0,027* (0,013)	0,018 (0,012)
7 ans après	-0,009 (0,024)	-0,006 (0,021)	-0,003 (0,013)	-0,005 (0,013)
8 ans après	-0,040 (0,024)	-0,028 (0,021)	-0,002 (0,013)	0,013 (0,011)
9 ans après	-0,050* (0,023)	-0,067** (0,023)	0,007 (0,013)	0,012 (0,012)
10 ans après	-0,055* (0,023)	-0,058** (0,021)	-0,011 (0,013)	-0,006 (0,012)
11 ans après	-0,027 (0,022)	-0,028 (0,020)	0,010 (0,012)	0,005 (0,012)
12 ans après	-0,011 (0,023)	-0,018 (0,021)	0,009 (0,012)	0,016 (0,011)
13 ans après	-0,003 (0,020)	0,007 (0,016)	0,009 (0,012)	0,013 (0,011)
14 ans après	0,042* (0,021)	0,020 (0,022)	-0,008 (0,013)	-0,009 (0,013)
15 ans après	0,001 (0,021)	0,010 (0,020)	0,007 (0,013)	0,010 (0,012)
16 ans après	0,016 (0,022)	0,008 (0,021)	-0,019 (0,015)	-0,023 (0,015)
17 ans après	0,056** (0,019)	0,043* (0,020)	-0,011 (0,015)	-0,004 (0,014)
18 ans après	0,051* (0,024)	0,050* (0,022)	-0,035* (0,016)	-0,038* (0,016)
19 ans après	0,003 (0,028)	0,017 (0,025)	-0,012 (0,021)	-0,010 (0,019)
20 ans après	0,026 (0,030)	0,030 (0,027)	0,016 (0,020)	0,013 (0,020)
Constante	-0,007** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009** (0,002)	-0,009*** (0,002)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓	✓	✓
Personnes-années	22 941	23 218	84 579	86 163
Personnes	1 795	1 801	6 744	6 767

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les coefficients sont exprimés en comparaison au groupe contrôle, c'est-à-dire les hommes sans enfant. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

1.7 Conclusion

Les disparités salariales entre hommes et femmes sont bien documentées. Les différences de revenus entre les parents et les individus sans enfant sont moins connues,

mais n'en demeurent pas moins préoccupantes. Une mère seule qui gagne moins d'argent aura moins de ressources à sa disposition pour investir dans l'éducation et la formation de capital humain de ses enfants. De plus, cette situation peut potentiellement toucher plus durement certains groupes déjà plus susceptibles de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale, telles les mères monoparentales (Burton et al., 2017) ou celles avec un faible niveau d'éducation (Tilak, 2002). Malgré cela, peu d'études se sont penchées sur la question au Canada et, à notre connaissance, aucune spécifiquement sur le Québec. Ce chapitre vise à rectifier cette situation en fournissant un état des lieux sur la question de l'écart lié à la maternité ou pénalité liée à la maternité, le nom donné dans la littérature économique aux écarts de salaires entre mères et femmes sans enfant.

Pour ce faire, nous avons fait appel à deux sources de données de Statistique Canada : l'Enquête sociale générale et l'Enquête longitudinale et internationale des adultes. Avec les données de l'ESG de 2001, de 2006 et de 2011, nous avons estimé par moindres carrés ordinaires des modèles expliquant les revenus d'emploi grâce à un certain nombre de variables explicatives, y compris si la personne a des enfants ou non, puis dans d'autres spécifications le nombre d'enfants. Les modèles sont estimés séparément pour le Québec et le reste du Canada afin de mettre en lumière les différences entre les deux régions.

Nos résultats confirment l'existence d'une pénalité liée à la maternité, mais uniquement pour les mères du reste du Canada. Celles-ci ont en moyenne gagné 6,3 % moins que les femmes sans enfant, à expérience, heures de travail hebdomadaires et âge égaux. Nous avons aussi trouvé que les écarts de revenus se creusent avec le nombre d'enfants, les pénalités étant de plus en plus élevées. Ainsi, bien qu'à un enfant, les mères québécoises n'ont pas en moyenne des revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, une petite différence apparaît à deux enfants et se confirme avec trois enfants et plus. Là, les pénalités sont de l'ordre de 10 à 23 %. Dans le reste du Canada, tous

ces écarts sont de magnitude plus élevée, ce qui suggère que le phénomène de pénalité liée à la maternité est plus problématique hors Québec. Il faut ici rappeler que notre analyse n'est pas causale. Nous ne pouvons donc pas affirmer que les politiques familiales du Québec ont amené des pénalités liées à la maternité plus faibles. Il faudrait pour ceci faire une analyse de politiques publiques dans laquelle la question de l'identification causale serait abordée adéquatement. Par contre, nous pouvons mentionner que nos résultats font état d'une corrélation entre la province de résidence et la magnitude de la pénalité liée à la maternité et qu'il est possible, bien que non confirmé, que les politiques familiales du Québec telles que les subventions aux services de garde et les congés parentaux aident les mères à garder un attachement au marché du travail et un niveau de revenus plus en ligne avec ceux des femmes sans enfant.

Faits importants à noter : une analyse par sous-groupe nous a montré que les mères québécoises qui sont particulièrement touchées par la pénalité liée à la maternité sont les mères moins éduquées (pénalité de 8,8 %), c'est-à-dire ayant un diplôme d'études secondaires ou moins, ainsi que les mères monoparentales (pénalité de 10,9 %). Dans le reste du Canada, nous avons trouvé des chiffres similaires pour les femmes moins éduquées, mais par contre là ce sont les mères mariées qui connaissent des pénalités plus élevées, de l'ordre de 12,1 % par rapport aux femmes mariées sans enfant. Nous y voyons potentiellement la conséquence de normes culturelles et de valeurs différentes, les mères mariées du reste du Canada prenant plus souvent le rôle de femme au foyer, au détriment de leur position sur le marché du travail. Cette hypothèse n'est toutefois pas formellement testée dans cette étude.

Enfin, toujours en nous appuyant sur les données de l'ESG, nous avons repris les mêmes analyses, mais cette fois-ci pour les hommes. Nous confirmons l'existence du bonus lié à la paternité relevé dans la littérature économique. Les hommes ayant des enfants, tout comme les hommes mariés, ont en moyenne des revenus d'emploi plus

élevés. À noter que ceci est compatible avec une histoire de sélection ; les hommes avec de plus grandes habiletés et compétences ont de meilleurs emplois et salaires, mais sont également ceux qui sont plus désirables du point de vue de leurs partenaires potentiels, et qui donc se retrouvent mariés et avec des enfants. Au Québec, le bonus lié à la paternité est de 15,6 % en moyenne, alors que dans le reste du Canada nous avons trouvé un bonus de 13,9 % — mais les deux ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre.

Enfin, nous avons exploité l'ELIA afin d'estimer les trajectoires de revenus des mères suivant la naissance de leur premier enfant. L'ELIA regroupe des données administratives de l'impôt sur une très longue période, de 1982 à 2013, ce qui permet de suivre les femmes sur de nombreuses années autour de la naissance de leur enfant. Nous avons estimé des modèles à effets fixes permettant de comparer les mères aux femmes sans enfant à caractéristiques similaires et de tracer leurs trajectoires de revenus. Plusieurs constats ressortent de cette analyse. Tout d'abord, les revenus des mères avant la naissance de leur premier enfant sont en moyenne plus élevés que ceux des femmes sans enfant. Ceci suggère que le fait de devenir mère n'est pas exogène ou, dit d'une autre façon, qu'il semble y avoir une sélection par rapport à la maternité. Une recherche future plus poussée pourrait essayer de trouver une façon de prendre en compte cette sélection lors de l'estimation des trajectoires de revenus, afin d'établir un contrefactuel fiable. Néanmoins, nous avons poursuivi notre analyse et trouvé que la baisse de revenus l'année de naissance est substantielle : 34,4 % pour les mères québécoises et 32,9 % pour celles du reste du Canada (nous ne pouvons toutefois pas rejeter que ces deux chiffres, bien que fortement statistiquement différents de zéro, soient différents l'un de l'autre). Cette baisse de revenus d'emploi est tempérée par les prestations d'assurance emploi, ce qui veut dire que le revenu total des mères diminue toujours, mais dans une moindre mesure. Au Québec, la baisse de revenu se résorbe relativement rapidement : après quatre ans, les mères n'ont pas des revenus

statistiquement différents de ceux des femmes sans enfant et éventuellement, après 17 ans, elles retrouvent des revenus plus élevés. Chez les femmes du reste du Canada, la baisse se fait sentir un peu plus longtemps : jusqu'à 11 ans après la naissance du premier enfant. Les pères, contrairement aux mères, ne semblent pas connaître de baisses de revenus suite à la naissance de leur premier enfant, malgré qu'ils touchent des revenus en moyenne plus élevés que les hommes sans enfant. Ceci corrobore la présence d'un biais de sélection entre les deux sous-groupes d'hommes.

Une des voies possibles pour expliquer la baisse des revenus des mères réside dans les caractéristiques professionnelles de ces dernières. Au cours de l'année de la naissance, les pénalités proviendraient essentiellement de la perte de revenus liée au retrait du marché du travail lors du congé de maternité/parental. En revanche, à plus long terme, les pénalités peuvent être induites par un changement d'emploi et/ou d'heures travaillées. Phipps et al. (2001) ainsi que Zhang (2010) ont par ailleurs documenté que les femmes retournant au même emploi n'étaient pas pénalisées à leur retour sur le marché du travail contrairement aux mères ayant changé d'emploi. Ceci suggère qu'une part importante des pénalités proviendrait d'un ajustement d'emploi. À ce sujet, Lundborg et al. (2017) montrent que lorsque les enfants sont jeunes, les mères réduisent leurs heures de travail ou sortent complètement du marché du travail. Quand les enfants sont plus âgés, elles auraient tendance à changer d'emploi pour se rapprocher de leur domicile, et ce souvent pour un emploi moins bien rémunéré.

Pris dans l'ensemble, nos résultats montrent que la situation au Québec est à bien des égards meilleure que celle dans le reste du Canada. Ceci ne veut toutefois pas dire qu'il faille détourner notre attention du phénomène. Il existe encore des écarts, et ceux-ci sont surtout prononcés pour des groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale : les mères moins éduquées et celles qui ne sont pas en couple. Pour leur bien-être et leur capacité à gagner leur vie, ainsi que pour permettre à leurs enfants d'atteindre leur plein potentiel, il faut continuer à étudier la question.

Des recherches futures devraient spécifiquement se pencher sur les politiques familiales québécoises et sur leur évaluation causale par rapport à la question de la pénalité liée à la maternité afin d'identifier des solutions pour palier à cet écart.

1.8 Tableaux et Figures

Tableaux

Tableau A1 Principaux résultats de Phipps et al. (2001)

Variables explicatives	Modèle de base		Modèle 2	Modèle 3
	Hommes	Femmes	Femmes	
A déjà eu un enfant	-0,049 (0,037)	-0,172*** (0,037)	-0,122*** (0,036)	-0,078* (0,043)
Vit ou a déjà vécu en couple	0,262*** (0,052)	0,086 (0,057)	0,086 (0,056)	-0,078* (0,043)
Expérience	0,044*** (0,006)	0,039*** (0,007)	0,042*** (0,007)	0,041*** (0,007)
Expérience ²	-0,001*** (0,000 2)	-0,001*** (0,000 2)	-0,001*** (0,000 2)	-0,001*** (0,000 2)
Durée des interruptions pour soins aux enfants	—	—	-0,018*** (0,005)	—
Durée des interruptions pour soins aux enfants et retour dans le même emploi	—	—	—	-0,008 (0,012)
Durée des interruptions pour soins aux enfants et retour dans un emploi différent	—	—	—	-0,022*** (0,005)
Durée des interruptions pour manque de travail	—	—	-0,067** (0,026)	-0,064** (0,026)
Durée des interruptions pour raisons de santé	—	—	0,005 (0,028)	0,012 (0,028)
Durée des interruptions pour autres raisons	—	—	-0,005 (0,007)	-0,005 (0,007)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux travaux domestiques	—	—	—	-0,005*** (0,001)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux soins aux enfants	—	—	—	0,0003 (0,0009)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux soins aux aînés	—	—	—	-0,003 (0,006)
Nombre d'observations	1 802	1 296	1 296	1 296
R ²	0,176	0,250	0,282	0,293

Source : Phipps et al. (2001), Tableaux 1, 3 et 4.

Note : chaque colonne correspond à une régression séparée, avec un modèle de régression estimé par moindres carrés ordinaires où la variable dépendante est le logarithme naturel du revenu annuel et l'échantillon correspond aux personnes ayant entre 25 et 54 ans à temps plein. Voir Phipps et al. (2001) pour plus de détails sur les spécifications. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A2 Principaux résultats de Zhang (2010), modèles à effets fixes

Année relativement à la naissance de l'enfant	Modèle de base	Avec prestations d'assurance emploi	Effet du changement d'employeur
3 ans avant	0,0285** (0,013)	0,0259** (0,010)	0,0251* (0,014)
2 ans avant	0,0165 (0,013)	0,0237** (0,010)	0,0258* (0,015)
1 an avant	0,029** (0,012)	0,028** (0,010)	0,0464*** (0,013)
Année de la naissance de l'enfant	-0,4096*** (0,013)	-0,1810*** (0,010)	-0,3816*** (0,013)
1 an après	-0,3154*** (0,014)	-0,1831*** (0,011)	-0,2775*** (0,015)
2 ans après	-0,1017*** (0,013)	-0,0922*** (0,011)	-0,0455*** (0,013)
3 ans après	-0,0992*** (0,012)	-0,0898*** (0,010)	-0,0443*** (0,013)
4 ans après	-0,0978*** (0,013)	-0,0921*** (0,011)	-0,0409*** (0,013)
5 ans après	-0,0872*** (0,013)	-0,0872*** (0,011)	-0,0488*** (0,013)
6 ans après	-0,0824*** (0,013)	-0,0839*** (0,011)	-0,0582*** (0,013)
7 ans après	-0,0702*** (0,013)	-0,0728*** (0,011)	-0,0520*** (0,014)
8 ans après	-0,0531*** (0,012)	-0,0580*** (0,011)	-0,0434*** (0,013)
9 ans après	-0,0489*** (0,013)	-0,0560*** (0,011)	0,0337** (0,013)
3 ans avant × employeur différent	—	—	0,0032 (0,029)
2 ans avant × employeur différent	—	—	-0,0328 (0,031)
1 an avant × employeur différent	—	—	-0,0558* (0,030)
Année de la naissance de l'enfant × employeur différent	—	—	-0,0918*** (0,030)
1 an après × employeur différent	—	—	-0,1268*** (0,034)
2 ans après × employeur différent	—	—	-0,1909*** (0,032)
3 ans après × employeur différent	—	—	-0,1866*** (0,031)

Suite Tableau A2 Principaux résultats de Zhang (2010), modèle à effets fixes

4 ans après × employeur différent	—	—	-0,1935*** (0,032)
5 ans après × employeur différent	—	—	-0,1288*** (0,032)
6 ans après × employeur différent	—	—	-0,0784*** (0,030)
7 ans après × employeur différent	—	—	-0,0551* (0,031)
8 ans après × employeur différent	—	—	-0,0196 (0,030)
9 ans après × employeur différent	—	—	-0,0384 (0,033)

Source : Tableaux 1 et 2 de Zhang (2010). Les écarts-types ont été calculés par les auteures à partir des valeurs de la statistique t .

Note : chaque colonne correspond à une régression séparée. Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$.

Tableau A3 Statistiques descriptives de l'échantillon des femmes de l'ESG (Canada)

	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes
Revenu (\$ constants)	54 732 (47 083)	55 745 (36 618)	55 046 (44 106)
Expérience potentielle (mois)	249,35 (105,97)	159,03 (111,24)	221,27 (115,46)
Heures travaillées par semaine	40,55 (8,67)	41,62 (9,21)	40,88 (8,85)
Âge	42,34 (7,37)	35,06 (8,43)	40,08 (8,42)
Statut matrimonial (catégories)			
En couple	0,79 (0,41)	0,51 (0,50)	0,70 (0,46)
Célibataire	0,06 (0,24)	0,44 (0,50)	0,18 (0,38)
Durée du congé de maternité (mois)	16,51 (27,91)	—	11,39 (24,41)
Nombre de congés de maternité	1,17 (0,94)	—	0,81 (0,95)
Nombre de congés de maternité (catégories)			
Un congé	0,35 (0,48)	—	0,35 (0,43)
Deux congés	0,30 (0,46)	—	0,20 (0,40)
Trois congés et plus	0,08 (0,26)	—	0,05 (0,22)
Nombre d'enfants	2,12 (0,95)	—	1,46 (1,26)
Nombre d'enfants (catégories)			
Un enfant	0,25 (0,44)	—	0,18 (0,38)
Deux enfants	0,47 (0,50)	—	0,33 (0,47)
Trois enfants et plus	0,27 (0,45)	—	0,19 (0,39)
Niveau d'éducation (catégories)			
DES et moins	0,23 (0,42)	0,10 (0,30)	0,19 (0,39)
Études collégiales	0,50 (0,50)	0,45 (0,50)	0,48 (0,50)
Diplôme universitaire	0,27 (0,45)	0,45 (0,50)	0,33 (0,47)

Suite Tableau A3 Statistiques descriptives de l'échantillon des femmes de l'ESG
(Canada)

Année d'enquête (catégories)			
2001	0,30 (0,46)	0,30 (0,46)	0,30 (0,46)
2006	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)
2011	0,37 (0,48)	0,36 (0,48)	0,37 (0,48)
Province de résidence (catégories)			
Terre-Neuve-et-Labrador	0,02 (0,13)	0,01 (0,11)	0,01 (0,12)
Île-du-Prince-Édouard	0,00 (0,07)	0,00 (0,06)	0,00 (0,07)
Nouvelle-Écosse	0,03 (0,17)	0,03 (0,16)	0,03 (0,17)
Nouveau-Brunswick	0,03 (0,16)	0,02 (0,14)	0,02 (0,15)
Québec	0,25 (0,43)	0,22 (0,42)	0,24 (0,43)
Ontario	0,39 (0,49)	0,42 (0,49)	0,40 (0,49)
Manitoba	0,04 (0,19)	0,03 (0,17)	0,03 (0,18)
Saskatchewan	0,03 (0,18)	0,02 (0,15)	0,03 (0,17)
Alberta	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)
Colombie-Britannique	0,11 (0,32)	0,14 (0,35)	0,12 (0,33)
Observations	5 915	3 026	8 941

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées ; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait.

Tableau A4 Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Moyenne	51 652	51 611	54 760	57 514	57 159	57 559	54 732	55 745
1 ^{er} quartile	31 574	33 127	32 522	36 135	33 322	36 099	32 707	35 667
Médiane	43 458	46 092	48 135	50 589	47 953	49 983	46 092	48 676
3 ^e quartile	59 262	63 212	63 839	69 846	69 094	67 882	65 779	66 254

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A5 Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Statut matrimonial								
En couple	52 415	52 594	55 440	63 656	58 125	62 703	55 597	60 077
Célibataire	38 949	51 082	43 465	50 209	48 151	50 665	44 256	50 642
Niveau d'éducation								
DES et moins	38 009	40 915	38 703	45 233	42 785	40 682	39 630	41 833
Études collégiales	46 946	45 917	51 006	46 820	50 068	51 118	49 502	48 132
Diplôme univ.	80 924	61 504	75 115	69 247	76 362	67 185	77 052	66 352

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A6 Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Canada

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience pot.	0,194*** (0,048)	0,192*** (0,050)	0,149** (0,058)	0,095 (0,053)	0,092 (0,054)	0,150** (0,058)	0,142** (0,057)
Exp. pot. ² (/100)	-0,028** (0,011)	-0,027** (0,011)	-0,024* (0,012)	-0,020 (0,011)	-0,020 (0,011)	-0,024* (0,012)	-0,023* (0,012)
Heures / sem.	0,009*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,009*** (0,002)	0,010*** (0,003)
Âge	0,023* (0,012)	0,024* (0,011)	0,030** (0,012)	0,032** (0,011)	0,032** (0,012)	0,030** (0,012)	0,030** (0,012)
Âge ² (/100)	-0,023 (0,015)	-0,023 (0,015)	-0,026 (0,016)	-0,022 (0,015)	-0,022 (0,015)	-0,026 (0,016)	-0,025 (0,016)
Être mère	-0,052** (0,019)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,035** (0,012)	-0,032** (0,012)	-0,108*** (0,018)	-0,118*** (0,019)	-0,028* (0,013)	-0,039** (0,014)
Deux enfants	—	-0,038 (0,022)	-0,055** (0,023)	-0,194*** (0,031)	-0,213*** (0,031)	-0,046* (0,025)	-0,066** (0,025)
Trois enfants et plus	—	-0,103** (0,034)	-0,125*** (0,031)	-0,287*** (0,031)	-0,288*** (0,034)	-0,112** (0,036)	-0,133*** (0,031)
En couple	—	—	0,063*** (0,015)	0,0548*** (0,015)	0,054*** (0,014)	0,064*** (0,015)	0,063*** (0,015)
Née au Canada	—	—	0,225*** (0,043)	0,220*** (0,046)	0,219*** (0,046)	0,226*** (0,043)	0,225*** (0,043)
Nb. de congés de maternité	—	—	—	0,105*** (0,011)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,119*** (0,016)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,240*** (0,022)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,293*** (0,045)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,291** (0,093)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	-0,078** (0,027)	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,052* (0,025)	0,130** (0,041)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,013*** (0,004)
Constante	8,983***	8,971***	8,608***	8,617***	8,614***	8,612***	8,615***
Observations	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565
R ²	0,199	0,201	0,221	0,234	0,235	0,221	0,228

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'ESG.

Note : chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A7 Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG (Canada)

	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes
Revenu (\$ constants)	83 987 (79 745)	65 562 (57 225)	78 767 (74 524)
Expérience potentielle (mois)	251,2 (102,1)	159,8 (108,7)	225,5 (111,8)
Heures travaillées par semaine	46,2 (11,2)	44,5 (10,0)	45,7 (10,9)
Âge	42,0 (7,4)	34,8 (8,2)	40,0 (8,3)
Statut matrimonial (catégories)			
En couple	0,90 (0,29)	0,49 (0,50)	0,79 (0,41)
Célibataire	0,03 (0,16)	0,48 (0,50)	0,15 (0,36)
Durée du congé de paternité (mois)	0,23 (1,76)	—	0,17 (1,50)
Nombre de congés de paternité	0,11 (0,41)	—	0,08 (0,35)
Nombre de congés de paternité (catégories)			
Un congé	0,06 (0,24)	—	0,04 (0,21)
Deux congés	0,02 (0,12)	—	0,01 (0,10)
Trois congés et plus	0,00 (0,07)	—	0,00 (0,06)
Nombre d'enfants	2,23 (1,09)	—	1,60 (1,37)
Nombre d'enfants (catégories)			
Un enfant	0,24 (0,43)	—	0,17 (0,38)
Deux enfants	0,46 (0,50)	—	0,33 (0,47)
Trois enfants et plus	0,31 (0,46)	—	0,22 (0,41)
Niveau d'éducation (catégories)			
DES et moins	0,26 (0,44)	0,21 (0,41)	0,24 (0,43)
Études collégiales	0,46 (0,50)	0,44 (0,50)	0,45 (0,50)
Diplôme universitaire	0,28 (0,45)	0,35 (0,48)	0,30 (0,46)
Année d'enquête (catégories)			
2001	0,30 (0,46)	0,33 (0,47)	0,31 (0,46)
2006	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,34 (0,47)
2011	0,36 (0,48)	0,33 (0,47)	0,35 (0,48)
Province de résidence (catégories)			
Terre-Neuve-et-Labrador	0,01 (0,11)	0,01 (0,09)	0,01 (0,11)
Île-du-Prince-Édouard	0,00 (0,06)	0,00 (0,05)	0,00 (0,06)

Suite Tableau A7 Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG
(Canada)

Nouvelle-Écosse	0,03 (0,16)	0,03 (0,16)	0,03 (0,16)
Nouveau-Brunswick	0,02 (0,14)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)
Québec	0,24 (0,43)	0,22 (0,42)	0,23 (0,42)
Ontario	0,39 (0,49)	0,40 (0,49)	0,39 (0,49)
Manitoba	0,04 (0,19)	0,03 (0,18)	0,04 (0,19)
Saskatchewan	0,03 (0,18)	0,02 (0,15)	0,03 (0,17)
Alberta	0,11 (0,32)	0,13 (0,33)	0,12 (0,32)
Colombie-Britannique	0,13 (0,33)	0,13 (0,34)	0,13 (0,34)
Observations	7 107	3 188	10 331

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées ; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau A8 Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Moyenne	79 262	65 824	83 949	65 324	87 948	65 550	83 987	65 562
1 ^{er} quartile	47 312	39 876	48 407	42 000	48 323	40 512	48 362	40 825
Médiane	65 779	55 311	72 270	55 407	69 976	55 536	69 094	55 536
3 ^e quartile	92 090	74 900	96 360	78 293	99 965	77 751	96 360	77 088

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A9 Moyenne de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Statut matrimonial								
En couple	80 387	73 760	85 514	73 142	89 437	72 372	85 429	73 047
Célibataire	56 772	59 052	58 138	58 140	59 516	56 937	58 210	58 084
Niveau d'éducation								
DES et moins	65 535	55 257	69 665	50 203	61 410	46 122	65 646	50 704
Études collégiales	73 846	60 692	75 744	58 778	82 595	60 802	77 783	60 091
Diplôme univ.	107 029	79 120	108 823	81 791	114 814	83 385	110 724	81 447

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau A10 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Québec

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,091 (0,086)	0,090 (0,086)	0,058 (0,086)	0,058 (0,086)	0,056 (0,086)	0,059 (0,086)	0,059 (0,086)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,018 (0,016)	-0,018 (0,016)	-0,017 (0,015)	-0,017 (0,015)	-0,017 (0,015)	-0,018 (0,015)	-0,018 (0,015)
Heures travaillées par semaine	0,005** (0,002)	0,005** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)
Âge	0,011 (0,025)	0,007 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,018 (0,026)
Âge ² (/100)	-0,004 (0,031)	0,001 (0,031)	-0,006 (0,030)	-0,007 (0,031)	-0,007 (0,031)	-0,008 (0,031)	-0,008 (0,031)
Être père	0,156*** (0,027)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,103*** (0,038)	0,080** (0,039)	0,085** (0,040)	0,085** (0,042)	0,086** (0,039)	0,087** (0,039)
Deux enfants	—	0,203*** (0,030)	0,166*** (0,033)	0,171*** (0,033)	0,172*** (0,034)	0,171*** (0,033)	0,173*** (0,033)
Trois enfants et plus	—	0,143*** (0,038)	0,127*** (0,038)	0,133*** (0,039)	0,132*** (0,039)	0,132*** (0,038)	0,134*** (0,038)
En couple	—	—	0,089*** (0,028)	0,090*** (0,028)	0,090*** (0,028)	0,089*** (0,028)	0,090*** (0,028)
Né au Canada	—	—	0,222*** (0,049)	0,224*** (0,049)	0,225*** (0,049)	0,225*** (0,049)	0,226*** (0,049)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,017 (0,023)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,020 (0,047)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	-0,042 (0,069)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,069 (0,164)	—	—
4 congés de paternité	—	—	—	—	-0,064 (0,059)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	-0,532*** (0,050)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,947* (0,565)	-1,522 (1,0238)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,188 (0,190)
Constante	9,823*** (0,426)	9,914*** (0,435)	9,460*** (0,445)	9,452*** (0,446)	9,450*** (0,446)	9,446*** (0,445)	9,444*** (0,446)
Observations	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951
R ²	0,209	0,213	0,230	0,223	0,231	0,231	0,231

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : la variable dépendante est le log des revenus d'emploi annuels. Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A11 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du reste du Canada

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,200*** (0,042)	0,194*** (0,042)	0,158*** (0,042)	0,158*** (0,043)	0,157*** (0,043)	0,157*** (0,043)	0,157*** (0,043)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,028*** (0,007)	-0,027*** (0,008)	-0,024** (0,007)	-0,024** (0,007)	-0,024*** (0,007)	-0,024** (0,007)	-0,024** (0,008)
Heures travaillées par semaine	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)
Âge	0,010 (0,010)	0,010 (0,010)	0,011 (0,011)	0,011 (0,012)	0,011 (0,012)	0,011 (0,011)	0,011 (0,012)
Âge ² (/100)	-0,010 (0,011)	-0,010 (0,011)	-0,008 (0,012)	-0,008 (0,013)	-0,008 (0,012)	-0,008 (0,012)	-0,009 (0,012)
Être père	0,139*** (0,013)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,078*** (0,007)	0,024* (0,011)	0,024* (0,012)	0,030* (0,014)	0,025* (0,011)	0,025* (0,012)
Deux enfants	—	0,168*** (0,017)	0,105*** (0,009)	0,105*** (0,008)	0,108*** (0,008)	0,107*** (0,008)	0,107*** (0,008)
Trois enfants et plus	—	0,163*** (0,030)	0,099*** (0,026)	0,099*** (0,022)	0,100*** (0,022)	0,100*** (0,024)	0,100*** (0,024)
En couple	—	—	0,161*** (0,020)	0,161*** (0,020)	0,162*** (0,020)	0,161*** (0,020)	0,162*** (0,020)
Né au Canada	—	—	0,149*** (0,004)	0,149*** (0,004)	0,150*** (0,004)	0,150*** (0,003)	0,150*** (0,003)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,002 (0,037)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,091 (0,064)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	0,130*** (0,035)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,172 (0,117)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	0,062*** (0,015)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,667 (0,981)	-1,200 (1,540)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,152 (0,192)
Constante	9,722*** (0,160)	9,751*** (0,177)	9,527*** (0,205)	9,527*** (0,214)	9,527*** (0,213)	9,519*** (0,212)	9,516*** (0,214)
Observations	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989
R ²	0,157	0,159	0,176	0,176	0,178	0,177	0,177

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : la variable dépendante est le log des revenus d'emploi annuels. Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. La variable pour quatre congés de paternité est omise par manque d'observations. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A12 Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Canada

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,184*** (0,044)	0,178*** (0,043)	0,143*** (0,042)	0,143*** (0,042)	0,142*** (0,042)	0,143*** (0,042)	0,143*** (0,042)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,03*** (0,007)	-0,03*** (0,007)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)
Heures travaillées par semaine	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)
Âge	0,008 (0,008)	0,007 (0,008)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)
Âge ² (/100)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,010)	-0,006 (0,010)	-0,007 (0,010)	-0,007 (0,010)
Être père	0,143*** (0,009)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,084*** (0,008)	0,037** (0,016)	0,038* (0,017)	0,043** (0,018)	0,039** (0,017)	0,040** (0,017)
Deux enfants	—	0,175*** (0,014)	0,120*** (0,015)	0,120*** (0,01603)	0,121*** (0,016)	0,122*** (0,016)	0,123*** (0,016)
Trois enfants et plus	—	0,160*** (0,023)	0,107*** (0,017)	0,107*** (0,015)	0,109*** (0,015)	0,109*** (0,016)	0,110*** (0,016)
En couple	—	—	0,144*** (0,02306)	0,144*** (0,023)	0,145*** (0,023)	0,144*** (0,023)	0,145*** (0,023)
Né au Canada	—	—	0,162*** (0,012)	0,162*** (0,012)	0,163*** (0,012)	0,162*** (0,013)	0,163*** (0,013)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,003 (0,019)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,054 (0,040)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	0,050 (0,057)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,141* (0,065)	—	—
4 congés de paternité	—	—	—	—	-0,061*** (0,011)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	-0,419*** (0,073)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,708 (0,646)	-1,221 (0,926)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,154 (0,109)
Constante	9,778*** (0,135)	9,815*** (0,148)	9,532*** (0,170)	9,531*** (0,175)	9,538*** (0,172)	9,523*** (0,175)	9,520*** (0,175)
Observations	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940
R ²	0,172	0,174	0,191	0,191	0,192	0,191	0,191

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG.

Note : chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A13 Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013 (Canada)

	Mères	Femmes sans enfant
Âge	54,1 (10,9)	48,4 (12,4)
Âge des mères à la 1 ^{ère} naissance	26,3 (5,4)	—
Nombre d'années d'éducation	13,8 (3,6)	15,2 (3,8)
Expérience potentielle	34,2 (12,4)	27,2 (13,9)
Expérience effective	20,5 (12,0)	21,0 (12,4)
Heures travaillées	34,2 (13,2)	36,5 (12,8)
Nombre d'employeurs	1,6 (1,7)	2,1 (1,7)
Ancienneté	11,3 (10,4)	9,4 (9,4)
Personnes-années	179 834	23 681
Personnes	9 011	1 942

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau A14 Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada)

	Mères	Femmes sans enfant
Revenus d'emploi	28 015 (33 292)	38 829 (31 282)
Prestations d'assurance emploi	1 139 (3 384)	760 (2 856)
<i>Par niveau d'éducation :</i>		
Sans diplôme	11 910 (15 741)	16 230 (18 183)
DES	22 244 (23 813)	32 275 (25 911)
Diplôme collégial	28 223 (27 813)	35 343 (24 240)
Diplôme universitaire	42 884 (47 246)	49 875 (36 720)
<i>Par statut matrimonial :</i>		
En couple	28 341 (32 323)	39 244 (32 585)
Séparées	27 741 (27 478)	36 710 (27 491)
Seules	25 836 (24 233)	38 321 (30 220)
<i>Pays d'origine :</i>		
Canada	28 671 (34 387)	39 334 (30 995)
Autre pays	25 445 (28 331)	37 897 (32 991)
<i>Par nombre d'enfants :</i>		
1 enfant	31 747 (28 046)	—
2 enfants	29 986 (37 182)	—
3 enfants et plus	23 116 (29 442)	—

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les écarts-types sont entre parenthèses. Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A15 Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada)

	Mères	Femmes sans enfant
1 ^{er} quartile	0	0
Médiane	21 319	36 646
3 ^{ème} quartile	43 789	59 993

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A16 Moyennes des revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant (Canada)

	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)
5 ans avant	34 592	(25 144)	-3,38
4 ans avant	34 254	(26 328)	-4,32
3 ans avant	33 578	(24 849)	-6,21
2 ans avant	34 957	(24 604)	-2,36
1 an avant	35 801	(25 052)	—
1 ^{ère} naissance	20 536	(26 440)	-42,64
1 an après	23 019	(26 981)	-35,70
2 ans après	23 148	(27 100)	-35,34
3 ans après	22 664	(28 635)	-36,69
4 ans après	23 468	(33 034)	-34,45
5 ans après	23 816	(29 382)	-33,48
6 ans après	23 965	(31 056)	-33,06
7 ans après	24 594	(30 997)	-31,30
8 ans après	25 000	(33 673)	-30,17
9 ans après	25 600	(36 669)	-28,49
10 ans après	26 366	(39 099)	-26,35
11 ans après	26 926	(44 316)	-24,79
12 ans après	27 804	(41 869)	-22,34
13 ans après	28 494	(40 342)	-20,41
14 ans après	29 035	(38 224)	-18,90
15 ans après	29 979	(37 714)	-16,26
16 ans après	30 076	(44 522)	-15,99
17 ans après	30 907	(32 008)	-13,67
18 ans après	30 792	(32 887)	-13,99
19 ans après	31 115	(33 934)	-13,09
20 ans après	31 666	(25 144)	-11,55

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les écarts-types sont entre parenthèses. Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A17 Résultats de la régression de la première étape, femmes

Variable dépendante : log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
1982	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)
1983	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)
1984	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)
1985	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)
1986	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)
1987	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)
1988	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)
1989	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)
1990	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)
1991	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)
1992	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)
1993	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)
1994	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)
1995	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)
1996	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)
1997	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)
1998	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)
1999	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)
2000	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)
2001	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)
2002	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)
2003	-0,296*** (0,034)	-0,320*** (0,028)	-0,296*** (0,034)	-0,320*** (0,028)
2004	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)
2005	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)
2006	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)
2007	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)
2008	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)
2009	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)
2010	-0,090** (0,032)	-0,104*** (0,024)	-0,090** (0,032)	-0,103*** (0,024)
2011	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)
2012	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)
Taux de chômage	-0,030*** (0,004)	-0,017*** (0,004)	-0,030*** (0,005)	-0,017*** (0,004)
Constante	10,478*** (0,041)	10,476*** (0,035)	10,479*** (0,041)	10,476*** (0,035)
Personnes-années	102 262	104 399	102 262	104 399
Personnes	8 797	8 823	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. 2013 est l'année de référence. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Tableau A18 Résultats de la régression de la première étape, femmes (Canada)

Variable dépendante : log du revenu	Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations
1982	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)
1983	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)
1984	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)
1985	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)
1986	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)
1987	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)
1988	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)
1989	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)
1990	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)
1991	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)
1992	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)
1993	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)
1994	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)
1995	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)
1996	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)
1997	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)
1998	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)
1999	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)
2000	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)
2001	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)
2002	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)
2003	-0,296** (0,034)	-0,320*** (0,028)
2004	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)
2005	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)
2006	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)
2007	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)
2008	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)
2009	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)
2010	-0,090** (0,032)	-0,104*** (0,024)
2011	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)
2012	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)
Taux de chômage	-0,030*** (0,005)	-0,017*** (0,004)
Constante	10,479*** (0,041)	10,476*** (0,035)
Personnes-années	102 262	104 399
Personnes	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. 2013 est l'année de référence. *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau A19 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes (Canada)

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	0,221*** (0,029)	0,141*** (0,028)
4 ans avant	0,255*** (0,031)	0,182*** (0,030)
3 ans avant	0,309*** (0,023)	0,233*** (0,022)
2 ans avant	0,359*** (0,019)	0,269*** (0,017)
1 an avant	0,151*** (0,022)	0,185*** (0,019)
1 ^{ère} naissance	-0,333*** (0,023)	-0,062*** (0,017)
1 an après	-0,191*** (0,023)	-0,146*** (0,019)
2 ans après	-0,139*** (0,020)	-0,100*** (0,017)
3 ans après	-0,164*** (0,020)	-0,135*** (0,018)
4 ans après	-0,115*** (0,020)	-0,105*** (0,017)
5 ans après	-0,086*** (0,018)	-0,091*** (0,016)
6 ans après	-0,104*** (0,020)	-0,115*** (0,016)
7 ans après	-0,097*** (0,017)	-0,097*** (0,015)
8 ans après	-0,112*** (0,019)	-0,106*** (0,017)
9 ans après	-0,105*** (0,017)	-0,115*** (0,016)
10 ans après	-0,055*** (0,015)	-0,075*** (0,014)
11 ans après	-0,050** (0,016)	-0,064*** (0,015)
12 ans après	-0,017 (0,014)	-0,034* (0,013)
13 ans après	-0,005 (0,015)	-0,017 (0,014)
14 ans après	0,024 (0,014)	0,021 (0,013)
15 ans après	0,043** (0,014)	0,035* (0,014)
16 ans après	0,052*** (0,013)	0,046*** (0,013)
17 ans après	0,096*** (0,013)	0,085*** (0,012)
18 ans après	0,118*** (0,013)	0,109*** (0,012)
19 ans après	0,110*** (0,015)	0,107*** (0,014)
20 ans après	0,138*** (0,016)	0,139*** (0,015)
Constante	-0,007** (0,001)	-0,009*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓
Personnes-années	102 262	104 399
Personnes	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

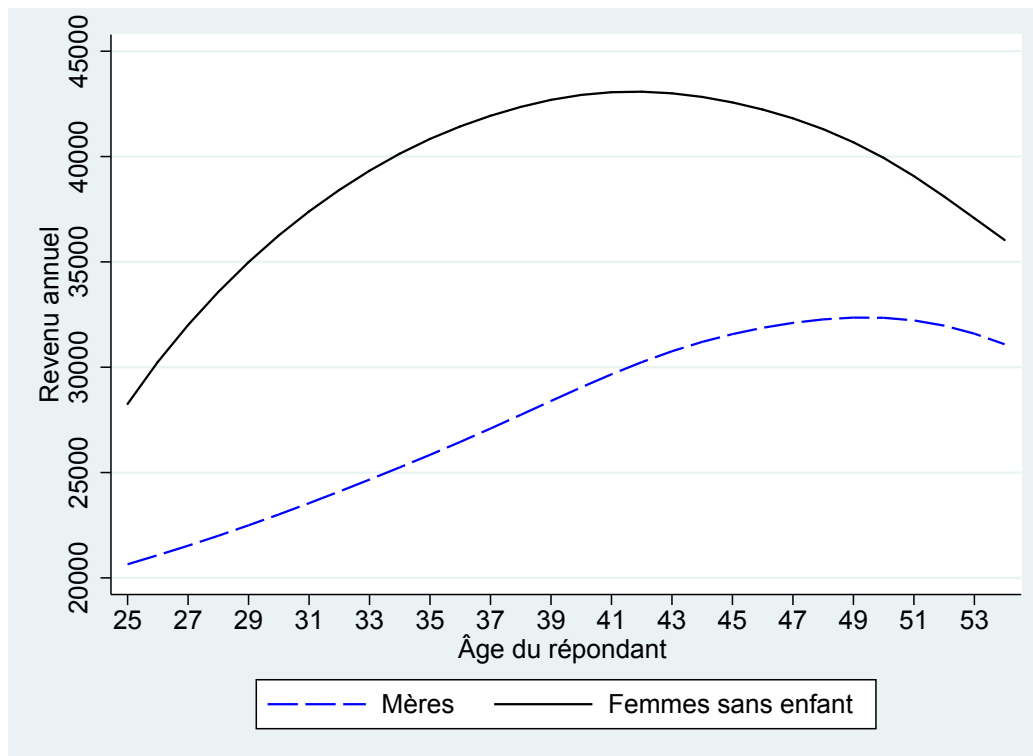
Note : les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les coefficients sont exprimés en comparaison du groupe contrôle, c'est-à-dire les femmes sans enfant. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Tableau A20 Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes (Canada)

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	-0,141*** (0,031)	-0,139*** (0,030)
4 ans avant	-0,077*** (0,022)	-0,081*** (0,021)
3 ans avant	-0,032 (0,020)	-0,030 (0,018)
2 ans avant	-0,009 (0,016)	-0,016 (0,016)
1 an avant	0,033* (0,014)	0,030* (0,013)
1 ^{ère} naissance	0,043** (0,013)	0,0438*** (0,013)
1 an après	0,030* (0,014)	0,034** (0,013)
2 ans après	0,034** (0,012)	0,040*** (0,011)
3 ans après	0,010 (0,014)	0,016 (0,013)
4 ans après	0,015 (0,013)	0,016 (0,012)
5 ans après	0,018 (0,011)	0,011 (0,011)
6 ans après	0,018 (0,012)	0,014 (0,011)
7 ans après	-0,004 (0,012)	-0,005 (0,011)
8 ans après	-0,011 (0,011)	0,003 (0,010)
9 ans après	-0,007 (0,012)	-0,007 (0,011)
10 ans après	-0,022 (0,011)	-0,019 (0,011)
11 ans après	0,000 (0,011)	-0,003 (0,011)
12 ans après	0,004 (0,011)	0,007 (0,010)
13 ans après	0,006 (0,010)	0,011 (0,010)
14 ans après	0,003 (0,011)	-0,003 (0,011)
15 ans après	0,004 (0,011)	0,009 (0,010)
16 ans après	-0,011 (0,012)	-0,017 (0,012)
17 ans après	0,004 (0,012)	0,006 (0,012)
18 ans après	-0,015 (0,014)	-0,018 (0,013)
19 ans après	-0,010 (0,017)	-0,005 (0,016)
20 ans après	0,017 (0,017)	0,016 (0,017)
Constante	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓
Personnes-années	107 520	109 381
Personnes	8 390	8 418

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

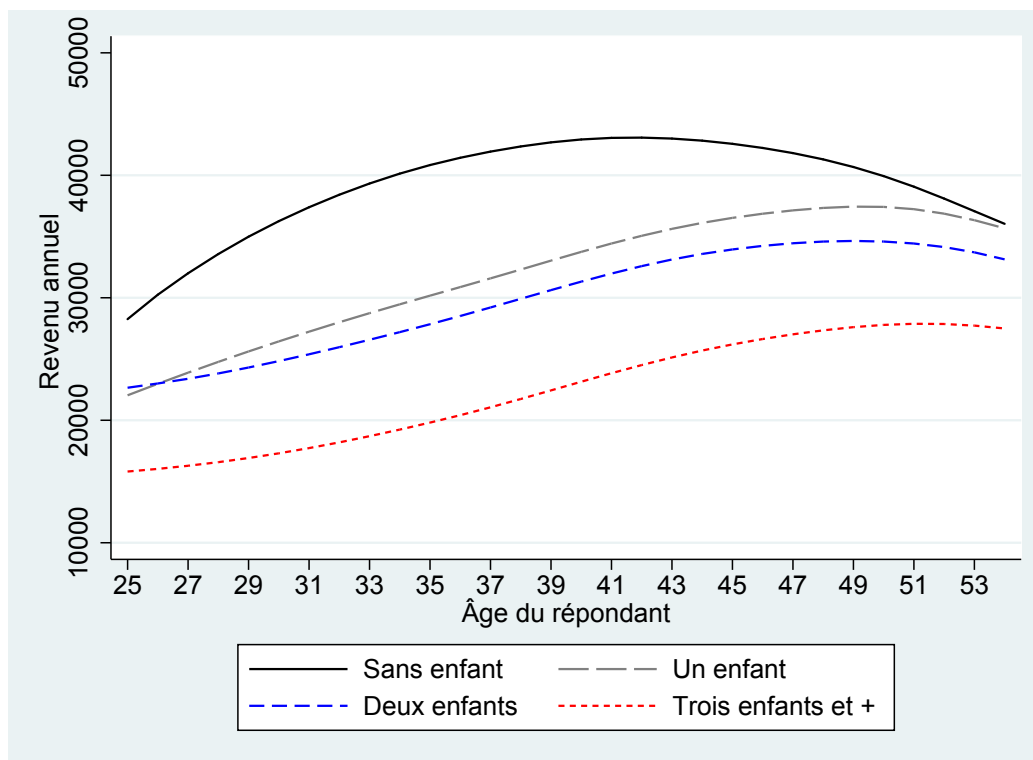
Note : les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les coefficients sont exprimés en comparaison du groupe contrôle, c'est-à-dire les hommes sans enfant. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Figures

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

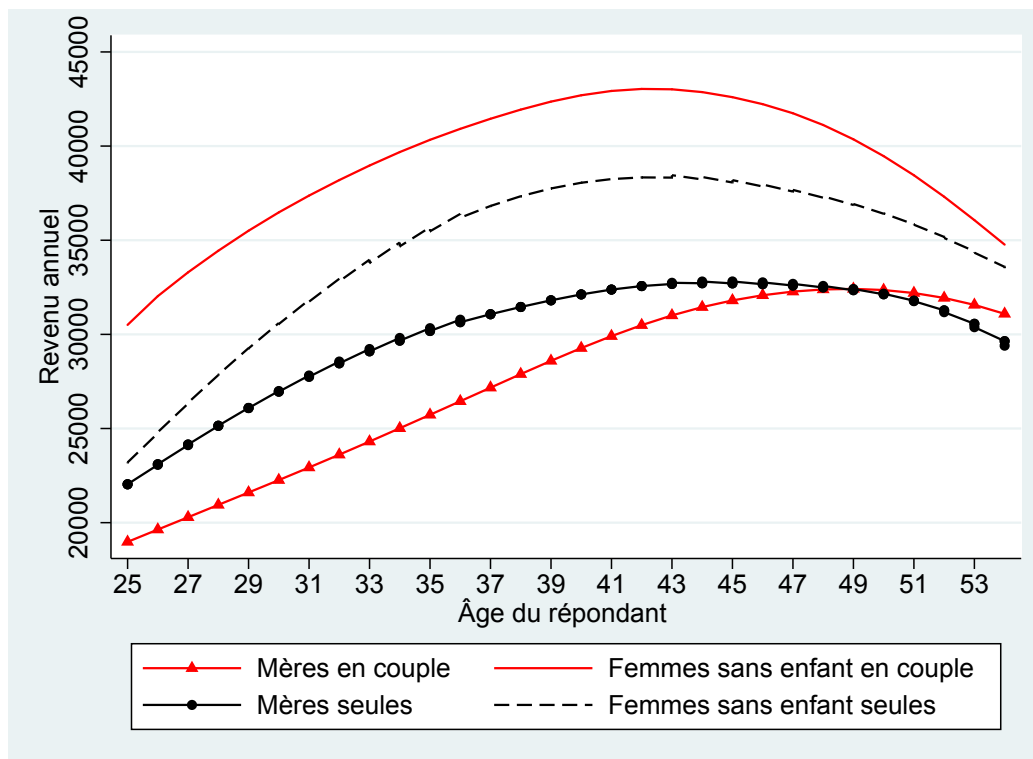
Figure A1 Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

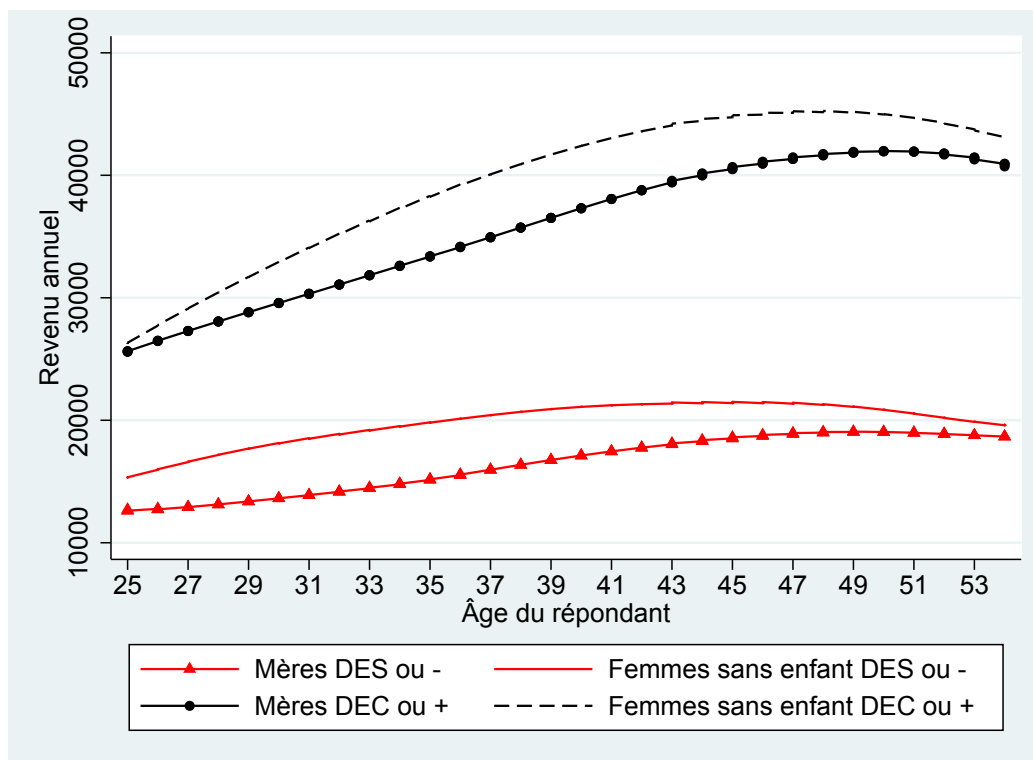
Figure A2 Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

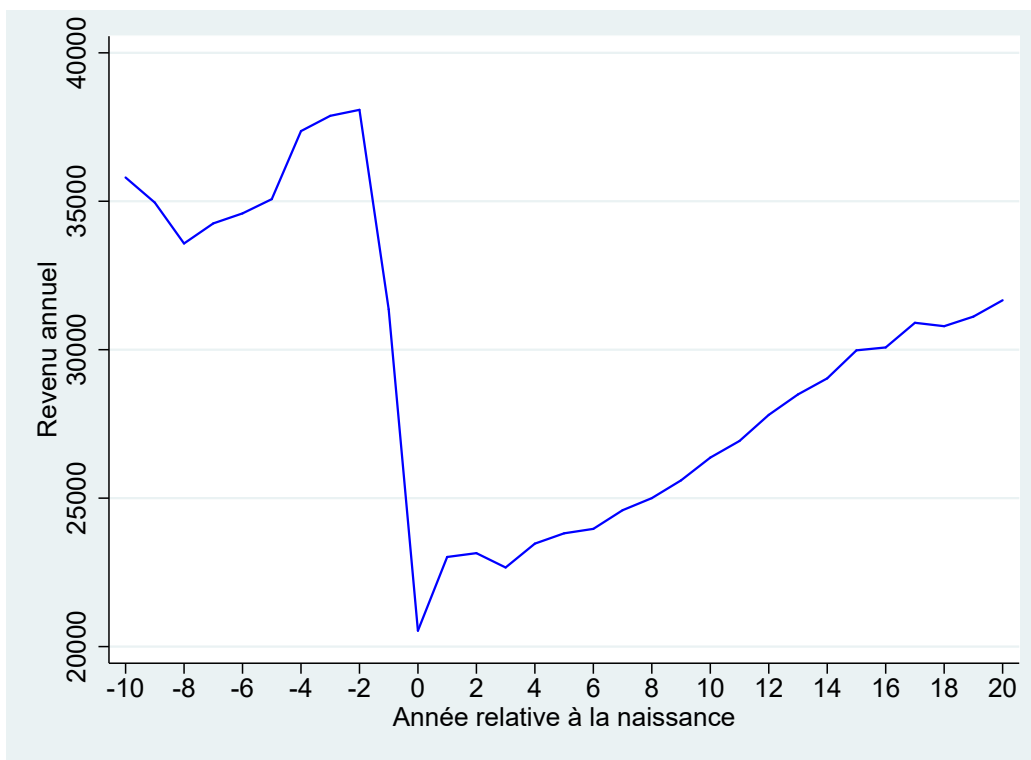
Figure A3 Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

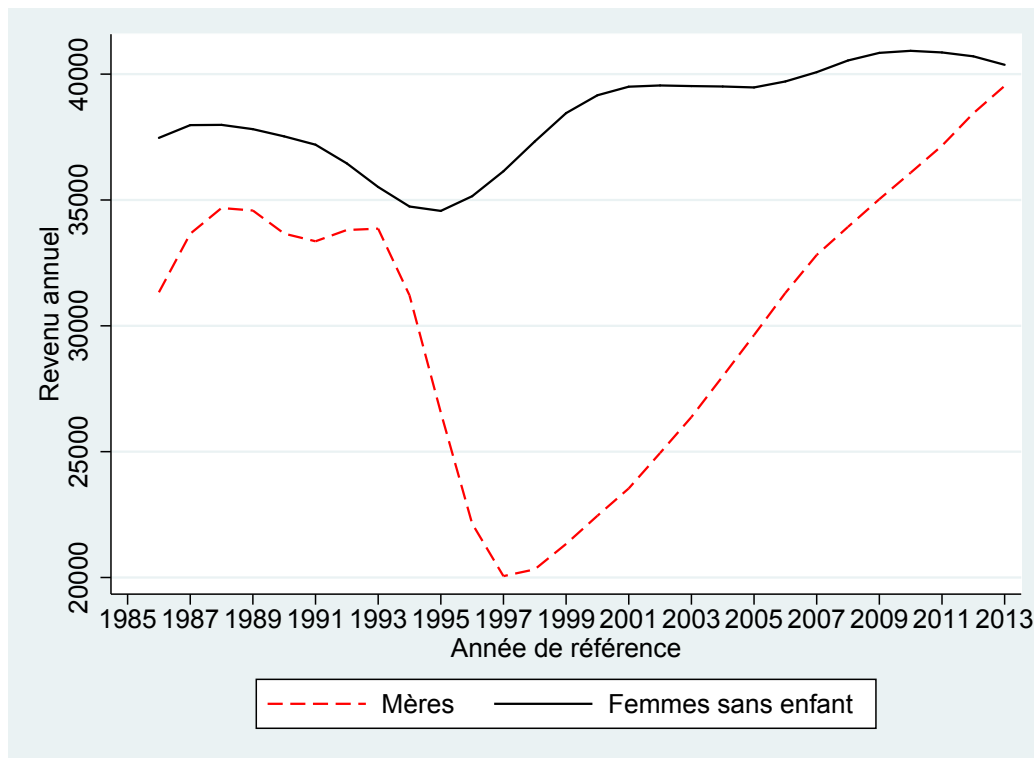
Figure A4 Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

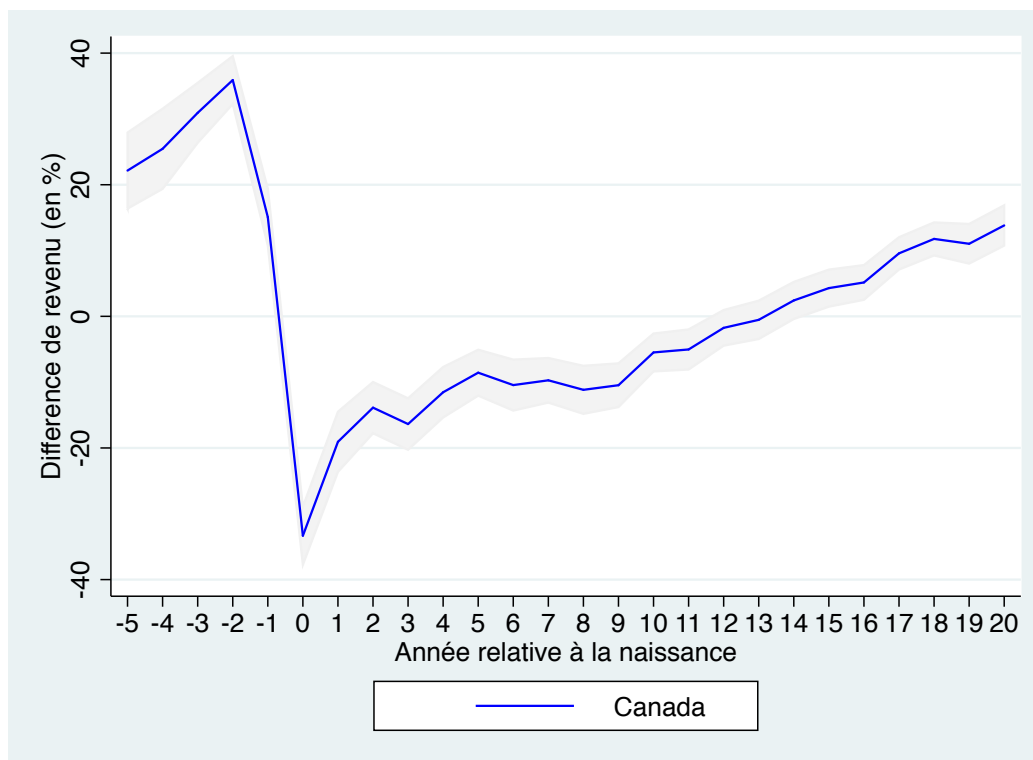
Figure A5 Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

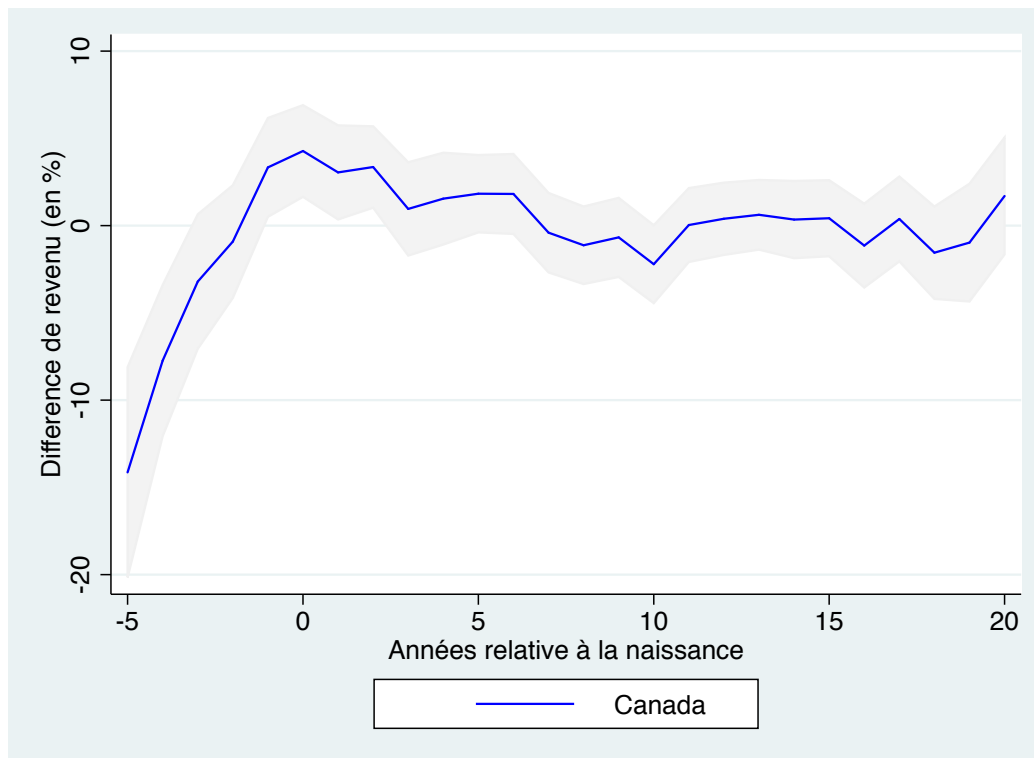
Figure A6 Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux coefficients estimés présentés au Tableau A19. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure A7 Trajectoires de revenus d'emploi, femmes (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux coefficients estimés présentés au Tableau A20. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure A8 Trajectoires de revenus d'emploi, hommes (Canada)

CHAPITRE II

LES POLITIQUES FAMILIALES DU QUÉBEC ÉVALUÉES À PARTIR DES TRAJECTOIRES DE REVENUS DES PARENTS ET DES PERSONNES SANS ENFANT¹⁶

Résumé

Dans ce chapitre, nous examinons l'impact des politiques familiales canadiennes et québécoises survenues à partir de 2001 sur l'écart salarial lié à la maternité. Plus particulièrement, nous nous intéressons à l'effet de l'extension des congés parentaux au niveau fédéral, ainsi que des services de garde à contribution réduite et de la bonification des congés parentaux au Québec, sur l'écart de salaire entre les mères et les femmes sans enfant. À notre connaissance, aucune étude ne s'est spécifiquement penchée sur les effets de court et long termes de ces politiques sur ce phénomène dans le contexte canadien ou québécois. Cette étude est basée sur l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) de Statistique Canada, couplée à des fichiers administratifs historiques couvrant la période de 1982 à 2013. Nous trouvons que les politiques familiales du Québec ont eu un impact positif et significatif sur la réduction des écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant, particulièrement à long

¹⁶ Une version de cette étude, coécrite avec Marie Connolly et Catherine Haeck, est publiée dans les cahiers de recherche du CIRANO et disponible à l'adresse suivante : <https://www.cirano.qc.ca/files/publications/2020RP-05.pdf>.

terme. Les mères québécoises qui ont donné naissance à leur premier enfant en 2001 ou après voient leurs revenus augmenter plus rapidement dans les années suivantes, comparées aux mères du reste du Canada et aux mères au Québec dont le premier enfant est né avant 2001. L'écart salarial de long terme, soit 10 ans après la naissance du premier enfant, est réduit de 39 points de pourcentage au Québec, passant de -49 % à -10 %. En comparaison, l'écart salarial pour les femmes du reste du Canada est passé de -48 % à -41 %. L'effet net des politiques familiales québécoises est donc de 32 points de pourcentage.

2.1 Introduction

En dépit de l'amélioration notable de la situation économique et sociale des femmes au cours des dernières décennies, les inégalités entre les hommes et les femmes persistent toujours dans de nombreux domaines, une tendance observée tant au Canada qu'au niveau international. En ce qui concerne le marché du travail canadien, la rémunération des femmes a crû de façon continue et progressive au cours du temps, mais les femmes continuent d'être moins bien rémunérées que les hommes. Le ratio de rémunération horaire femmes/hommes est passé de 80 à 86 % entre 1998 et 2016 (Fortin, 2019). Cette mesure ne prend en compte que les différences de salaire horaire des hommes et les femmes et n'est pas affectée par les différences relatives au nombre d'heures ou de semaines travaillées. À ce chapitre, le Québec s'en sort mieux, puisqu'en 2016 le ratio de rémunération était de 89 % comparativement à 84 % en 1998 (Cloutier-Villeneuve, 2018). Aux États-Unis, la situation des femmes sur le marché du travail semble moins favorable. En effet, le ratio de rémunération horaire des employés travaillant à temps plein, qui avait fortement augmenté dans les années 80 et qui a ensuite ralenti, est passé de 64 % en 1980 à 74 % en 1989, puis à 82 % en 2010 (Blau et Kahn, 2017). Bien que l'évolution du salaire horaire ait été favorable aux femmes au Canada au cours des vingt dernières années, l'évolution des revenus annuels gagnés révèle une toute autre

histoire. Cette mesure, plus inclusive, prend en compte à la fois les différences relatives au salaire horaire, mais également celles ayant trait aux nombres d'heures et semaines travaillées par les femmes et les hommes. Le ratio de rémunération annuel moyen s'établissait à 69 % en 2015, soit une hausse de seulement 10 points de pourcentage par rapport à 1982. En revanche, pour les plus jeunes générations, le ratio a connu de fortes baisses au cours du temps, un écart qui s'exacerbe en raison des différences d'heures travaillées entre hommes et femmes (Fortin, 2019).

Récemment, de nombreuses études se sont penchées sur les causes de ces inégalités, et il en ressort que si les femmes n'arrivent pas à rattraper le niveau de revenus des hommes, cela est en partie dû aux responsabilités parentales (Waldfogel, 1998 ; Angelov et al., 2016 ; Kleven et al., 2019b). On considère généralement que les enfants ont un effet négatif sur la productivité des femmes sur le marché du travail, en réduisant de manière significative leur capital humain ou leur effort de travail, ce qui se traduit par une baisse significative de leurs revenus (Mincer et Polachek, 1974). Après l'arrivée des enfants, les mères se tournent effectivement plus souvent vers des emplois à temps partiel ou vers des emplois qui offrent des heures de travail flexibles, ou des conditions de travail plus favorables à la vie familiale, mais qui sont aussi moins rentables et moins rémunérés (Joshi et al., 1999). Du point de vue de l'employeur, ceux-ci considèrent en retour les employés à temps partiel comme étant moins engagés envers leur employeur, ils les désignent parmi les moins performants et leur attribuent de ce fait moins de primes ou de promotions (White, 2019). De manière générale, ce sont les femmes qui supportent majoritairement les coûts directs et indirects liés aux soins et à la garde des enfants, entraînant une détérioration de leur situation économique. Dans la littérature, ce phénomène est connu sous le nom d'*écart salarial lié à la maternité*, et celui-ci mesure les écarts de revenus qui existent entre les mères et les femmes sans enfant (Waldfogel, 1997).

Afin de réduire les écarts de salaire entre les hommes et les femmes, une des solutions potentielles est donc d'éliminer les barrières liées à l'accès à l'emploi, et réduire les inégalités en matière de travail non rémunéré, et plus particulièrement celles liées aux responsabilités parentales. Dans ce contexte, l'objectif de ce chapitre est d'examiner l'impact des politiques familiales sur la pénalité liée à la maternité. Plus spécifiquement, nous nous intéressons aux politiques sur les congés parentaux au niveau fédéral, ainsi qu'aux services de garde à contribution réduite et à la bonification des congés parentaux au Québec. À notre connaissance, aucune étude ne s'est spécifiquement penchée sur les effets de court et long termes des politiques familiales sur ce phénomène dans le contexte canadien ou québécois.

Dans le précédent chapitre, nous avons analysé de façon détaillée les différences de revenus d'emploi entre les parents et les individus sans enfant, au Québec et dans le reste du Canada, en utilisant une approche nous permettant de mesurer uniquement les changements à la marge intensive. Les femmes qui ne participaient pas au marché du travail étaient exclues de l'analyse. Le présent chapitre analyse dans un premier temps de nouveau les trajectoires de revenus des parents en comparaison à celles des individus sans enfant. L'approche utilisée nous permettra cette fois de mesurer les changements à la marge intensive et extensive, en considérant dans l'analyse les individus ayant des revenus d'emploi nuls et donc de considérer les entrées et les sorties du marché dans la mesure de la pénalité liée à la maternité.

Deux travaux récents de Kleven et al. (2019a ; 2019b) contribuent à révéler au grand jour l'ampleur du phénomène, à savoir que les femmes supportent de manière disproportionnée les coûts liés à la parentalité sur le marché du travail. Les auteurs de l'étude (2019b) exploitent des données administratives provenant de l'un des pays considérés comme le plus égalitaire au monde : le Danemark. Les résultats de leur étude révèlent que les salaires des mères diminuent considérablement après la naissance de leurs enfants, une pénalité d'environ 30 % est estimée, alors que les

salaires des pères ne sont nullement affectés. Depuis, autant les chercheurs académiques que les décideurs politiques s'intéressent aux solutions permettant de combler l'écart lié à la maternité.

Pour atteindre cet objectif, les recherches se tournent davantage vers les politiques de conciliation famille-travail dans un objectif de soutenir économiquement les femmes, mais aussi comme stratégie visant à favoriser l'égalité entre les hommes et les femmes sur le marché du travail. Cet enjeu de conciliation famille-travail peut aussi être vu sous l'angle démographique, dans un contexte de vieillissement de la population et de déclin du taux de fécondité, des politiques favorisant l'égalité des sexes sur le marché du travail et au sein du ménage pourraient avoir un effet favorable sur le taux de fécondité.

En plus d'avoir un effet sur la situation économique des femmes, favoriser le travail des mères peut également contribuer à éliminer les stigmatisations autour de la répartition des tâches au sein des couples, en exposant notamment les enfants à un modèle de division plus symétrique du travail rémunéré et non rémunéré. Une récente étude a révélé que les mères actives étaient plus susceptibles de transmettre des valeurs égalitaires à leurs enfants tant sur le marché du travail qu'à la maison. En effet, McGinn et al. (2019) ont analysé le lien entre l'emploi des mères et le comportement des enfants une fois atteint l'âge adulte en utilisant les données de 24 pays et trouvent que les filles qui avaient une mère active sur le marché du travail travaillaient elles-mêmes plus que les filles qui avaient une mère inactive. Elles travaillaient notamment plus d'heures, étaient mieux rémunérées et occupaient plus souvent des postes de supervision que celles qui avaient une mère inactive. Ce résultat n'était pas observé chez les garçons. Toutefois, les garçons qui ont grandi avec une mère active étaient plus impliqués dans les responsabilités familiales et domestiques que les hommes qui avaient une mère inactive. Les filles, quant à elles, consacraient également moins de temps aux tâches ménagères. On peut donc conclure que la participation au travail des mères semble

avoir des effets intergénérationnels favorisant l'égalité des genres tant dans l'unité familiale que sur le marché du travail.

Dans ce chapitre, nous utilisons une stratégie d'estimation similaire à celle employée par Kleven et al. (2019a ; 2019b) pour mesurer les changements dans les trajectoires de revenus des femmes et des hommes suite à l'arrivée de leur premier enfant. Nous exploitons une base de données comprenant une enquête longitudinale couplée à des fichiers administratifs historiques couvrant la période de 1982 à 2013 et trouvons que les revenus des mères diminuent drastiquement après la naissance du premier enfant, une perte estimée à 40 % en moyenne. En revanche, les revenus des pères ne sont pas affectés par l'arrivée de leur premier enfant. À long terme, c'est-à-dire 10 ans après la naissance du premier enfant, les femmes au Canada continuent de percevoir des revenus moindres par rapport à ceux gagnés avant leur premier enfant et par rapport aux pères. Nous estimons dans un second temps l'impact des politiques familiales sur les revenus des mères et des pères à l'aide de modèles de différence-en-différences. Nous trouvons que celles-ci ont eu un impact positif et significatif sur la réduction des écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant, particulièrement à long terme. En effet, les mères québécoises qui ont donné naissance à leur premier enfant en 2001 ou après voient leurs revenus augmenter plus rapidement dans les années suivantes, comparées aux mères du reste du Canada et aux mères au Québec dont le premier enfant est né avant 2001. L'écart salarial de long terme, soit 10 ans après la naissance du premier enfant, est réduit de 39 points de pourcentage au Québec, passant de -49 % à -10 %. En comparaison, l'écart salarial pour les femmes du reste du Canada est passé de -48 % à -41 %. L'effet net des politiques familiales québécoises est donc de 32 points de pourcentage.

La suite de ce chapitre est structurée de la façon suivante. La section 2.2 expose la littérature récente à ce sujet et la section 2.3 décrit le contexte institutionnel dans lequel s'inscrit cette analyse. La section 2.4 décrit la base de données et présente les données

utilisées à travers des statistiques descriptives. La section 2.5 présente les méthodologies utilisées pour examiner les trajectoires de revenus des parents ainsi que celles utilisées pour analyser l'impact des différentes politiques familiales sur ces trajectoires de revenus. Les résultats empiriques sont présentés dans la section 2.6 et enfin la section 2.7 conclut.

2.2 Revue de la littérature

Depuis les travaux précurseurs de Hill (1979), de nombreuses études ont examiné l'effet de la maternité sur l'offre de travail et les revenus des femmes (Waldfogel, 1995 ; Waldfogel, 1998 ; Lundberg et Rose, 2000 ; Angelov et al., 2016). Ce phénomène, plus connu sous l'expression « écart salarial lié à la maternité » dans la littérature (*motherhood pay gap* dans la littérature anglophone, ou encore *child penalty*), mesure les différences de revenus qui existent entre les mères et les femmes sans enfant. La littérature qui s'est développée au cours des trois dernières décennies couvre un vaste corpus de recherche qui utilise des méthodes d'estimation sophistiquées pour prendre en compte l'endogénéité et les biais de sélection afin d'identifier un lien de cause à effet. En effet, étant donné qu'avoir un enfant est un choix et que les gens qui font ce choix peuvent différer de ceux qui décident de ne pas avoir d'enfant, on ne peut simplement comparer les revenus des mères et des femmes sans enfant pour déclarer quel est l'effet causal de l'arrivée d'un enfant. Par exemple, les femmes qui planifient avoir un ou des enfants, sachant qu'elles auront à interrompre leur carrière, auraient une propension inférieure à investir dans leur formation et connaîtraient donc un avancement professionnel plus lent, ce qui est un cas d'endogénéité (Budig, 2014). De même, les femmes ayant des revenus moins élevés pourraient être celles qui font le choix d'avoir des enfants puisque le coût d'opportunité est moindre, ce qui crée un biais de sélection (Jacobsen et al., 1999). Les chercheurs ont donc recours aux modèles à effets fixes (Zhang, 2010), aux variables instrumentales (Miller, 2011), ainsi qu'aux modèles de sélection à la Heckman (Misra et al., 2011)

pour examiner le lien entre les revenus et la maternité. Ces méthodes permettent de pallier aux problèmes soulevés par l'endogénéité ou le biais de sélection, et donc d'estimer un lien de cause à effet (et non simplement une corrélation).

Un nombre croissant d'études utilisent également des données provenant de sources administratives, conférant une crédibilité supplémentaire aux résultats (Kleven et al., 2019b ; Fernández-Kranz et al., 2013). De nombreuses études ont également examiné l'écart salarial lié à la maternité pour différents sous-groupes de la population : par exemple selon le niveau d'éducation (Anderson et al., 2002), l'origine ethnique (Glauber, 2007), le statut matrimonial (Budig et England, 2001 ; Budig et Hodges, 2010), le statut d'immigration (Srivastava et Rodgers, 2013) ou la distribution des revenus (Budig et Hodges, 2010 ; Kellewald et Bearak, 2014). Cependant, comparer des estimations provenant de différentes études est un exercice difficile, étant donné les différences qui peuvent exister dans l'échantillon considéré et la méthodologie utilisée. Plusieurs études ont donc utilisé des données internationales harmonisées comme le *Luxembourg Income Study*¹⁷ (Harkness et Waldfogel, 2003 ; Misra et al., 2011, Budig et al., 2016) ou l'*International Social Survey Programme*¹⁸ (Dupuy et Fernández-Kranz, 2011 ; Blau et Kahn, 2003) dans le but de fournir des estimations comparables entre pays. On trouve généralement des variations importantes entre pays : les estimations de l'écart salarial lié à la maternité varient de -42 % à +4 % et généralement les écarts importants sont trouvés dans les pays moins développés alors

¹⁷ La *Luxembourg Income Study* contient des microdonnées détaillées provenant d'environ 50 pays d'Europe, d'Amérique du Nord, d'Amérique latine, d'Afrique, d'Asie et d'Australasie couvrant une cinquantaine d'années (Cross-National Data Center in Luxembourg, s. d.).

¹⁸ L'*International Social Survey Programme* est un programme de collaboration transnationale menant des enquêtes annuelles sur divers sujets relatifs aux sciences sociales. Actuellement, 43 pays participent à ce programme (International Social Survey Programme, s. d.).

que des écarts en faveur des mères sont trouvés dans les pays nordiques (Grimshaw et Rubery, 2015). En revanche, peu de ces études analysent les possibles sources de variations expliquant ces différences internationales. À ce sujet, Misra et al. (2011) examinent le lien entre les différentes politiques de conciliation famille-travail et l'écart salarial lié à la maternité d'une vingtaine de pays. Leurs résultats montrent que certaines politiques telles que les congés de maternité et les services de garde pour les jeunes enfants sont associées positivement à la participation des mères au marché du travail, alors que d'autres comme les congés parentaux ont des effets plus ambivalents. Ces résultats sont également confirmés par l'étude de Budig et al. (2016) et Olivetti et Petrongolo (2017). Plus le congé est long, plus des effets négatifs sur les revenus se font ressentir. Il existe également un lien entre le niveau de générosité des politiques familiales et l'écart salarial lié à la maternité. Les pénalités liées à la maternité sont plus importantes dans les pays de l'Europe méridionale (Dupuy et Fernández-Kranz, 2011) alors que les pays d'Europe du Nord sont généralement ceux pour lesquels on observe les plus faibles pénalités (Harkness et Waldfogel, 2003).

Récemment, une étude réalisée par Kleven et al. (2019b) a largement contribué à relancer le débat sur les inégalités entre les hommes et les femmes et plus particulièrement sur le fardeau parental disproportionnellement supporté par les femmes au détriment de leur carrière professionnelle. Depuis sa diffusion, les articles scientifiques à ce sujet abondent, et tant les chercheurs académiques que les décideurs politiques se questionnent, non plus sur la présence d'un tel écart, mais sur les facteurs permettant possiblement de le résorber. Dans leur étude, les auteurs ont exploité une base de données administrative danoise volumineuse et riche en variables socioéconomiques. Leur échantillon de base est composé d'environ 470 000 naissances et de 15 040 000 observations-années. Ils ont estimé l'effet de l'arrivée des enfants sur différentes caractéristiques du marché du travail des parents, à savoir les revenus, la participation au marché du travail, les heures travaillées et le salaire horaire. Leurs

résultats montrent que les années précédant la première naissance, les futurs parents ont des trajectoires de revenus identiques. Toutefois lorsque l'enfant arrive, les femmes subissent des pertes de revenus drastiques, environ 30 % par rapport à ce qu'elles gagnaient l'année avant la naissance, alors que les pères ne voient pas leurs revenus affectés à la suite de la naissance de leurs enfants. Les années suivantes, les pertes de revenus des mères se résorbent quelque peu, mais dix ans après, il subsiste toujours un écart d'environ 20 %. Kleven et al. (2019b) avancent que les raisons de ces pertes de revenus peuvent provenir de trois facteurs : les heures travaillées, la participation au marché du travail ou le salaire horaire. Ils soutiennent de plus que ces trois facteurs sont associés négativement à l'arrivée d'un enfant pour les mères, alors que ces facteurs ne semblent aucunement affectés pour les pères. Les résultats de cette étude sont surprenants, car même au sein d'un pays doté d'un filet de sécurité sociale solide, les femmes ne sont pas épargnées par la pénalité liée à la maternité.

La littérature sur les écarts salariaux liés à la maternité est trop vaste pour en faire une revue approfondie dans la présente étude. Pour une revue plus détaillée, le lecteur est invité à voir le chapitre précédent. Nous nous limitons dans les sous-sections suivantes à discuter quelques récentes études plus étroitement liées à l'objectif de la présente étude, soit l'effet des politiques publiques sur l'écart salarial lié à la maternité. Plus spécifiquement, notre revue de la littérature se concentre sur les politiques que nous pensons les plus à même de favoriser la capacité des mères (et des pères) à concilier travail et vie de famille, soit les services de garde pour les plus jeunes enfants, les congés parentaux et plus spécifiquement les congés de paternité.

2.2.1 Les services de garde

Le taux d'emploi des femmes en âge de travailler ayant à charge des enfants d'âge préscolaire, soit de zéro à cinq ans, a toujours été plus faible que celui des femmes du même groupe d'âge ayant des enfants de plus de six ans (Statistique Canada, 2007b). Dans la mesure où l'âge des enfants influence le niveau de participation des mères, les

services de garde accessibles aux enfants d'âge préscolaire peuvent être utilisés comme mesure politique visant à accroître l'emploi de ces dernières. En offrant la possibilité aux mères de se consacrer à des activités professionnelles et en assurant une continuité avec le milieu du travail, les services de garde permettent de limiter le temps passé hors du marché du travail, qui peut avoir des effets néfastes sur les salaires et l'emploi (Phipps et al., 2001). Cette mesure visant à soutenir les femmes sur le marché de l'emploi peut également être vue sous l'angle d'une mesure visant l'égalité en matière de division du travail entre les hommes et les femmes. En éliminant les stéréotypes associés aux rôles traditionnellement attribués aux femmes et aux hommes au sein du ménage, les femmes ne sont plus contraintes de se voir confier les responsabilités liées à la garde des enfants si elles souhaitent reprendre le travail, puisque ces responsabilités peuvent être substituées aux services de garde.

Il existe dans la littérature de nombreuses études empiriques qui examinent le lien entre la mise en place de mesures formelles favorisant la garde des enfants et le taux d'emploi des femmes. Au Canada, Baker et al. (2008) exploitent les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) couvrant la période de 1994 à 2003 afin d'identifier l'effet causal de l'implémentation d'un système de services de garde sur la participation au marché du travail des femmes vivant en couple et ayant à charge au moins un enfant de zéro à quatre ans. Ils utilisent l'instauration à partir de 1997 du programme universel de garderies subventionnées au Québec¹⁹ comme source de variation exogène et trouvent à l'aide d'un modèle de différence-en-différences que la réforme a eu un impact positif et significatif sur l'offre de travail des mères, en augmentant le taux d'emploi des mères québécoises de 7,7 points de pourcentage comparativement aux mères dans le reste du Canada. Ils trouvent

¹⁹ Ce programme est décrit en détail dans la section suivante sur le contexte institutionnel.

également que l'augmentation est largement induite par les femmes travaillant plus de 30 heures, mais moins de 40 heures par semaine. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés par Lefebvre et Merrigan (2008) qui analysent aussi l'effet de cette réforme sur l'offre de travail des femmes. En se basant sur l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu pour les années 1993 à 2002 et en utilisant également une approche de différence-en-différences, ils trouvent effectivement que la nouvelle politique en matière de services de garde augmente le taux de participation des femmes avec au moins un enfant d'âge préscolaire de 8 points de pourcentage. De plus, ils estiment que l'effet sur les heures travaillées annuelles est d'environ 231 heures et que l'effet sur les semaines travaillées annuelles est de 5,17 semaines de travail supplémentaire. L'effet sur les revenus est aussi significatif et varie entre 3 000 à 6 000 dollars. Lefebvre et al. (2009) ainsi que Haeck et al. (2015) confirment les résultats des précédentes études et trouvent que les effets positifs persistent à long terme. Ces derniers trouvent que l'effet du système se stabilise entre 2004 et 2008 et suggèrent une augmentation durable d'environ 12 points de pourcentage dans la participation des femmes au marché du travail.

Des études sur le travail des mères et les services de garde ont été menées dans d'autres pays. La majorité de ces études trouvent une association positive entre la présence de services de garde et le niveau d'emploi des mères. Bauernschuster et Schlotter (2015) exploitent l'extension du système de services de garde pour tous les enfants de trois à six ans survenus en Allemagne en 1996. En utilisant deux méthodes d'estimation, variables instrumentales et différence-en-différences, ils trouvent que l'extension des services de garde a eu un impact positif sur l'offre de travail des mères et leurs résultats suggèrent que cet effet est d'environ 6 points de pourcentage pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé entre trois et quatre ans. Berlinski et Galiani (2007) exploitent quant à eux une réforme des services de garde en Argentine ciblant les enfants d'âge préscolaire, soit trois à cinq ans. En utilisant un modèle de différence-en-différences,

ils estiment que cette réforme augmente le taux de participation des mères de 9 points de pourcentage en moyenne. Une étude similaire menée par Bettendorf et al. (2015) étudie l'effet causal de la réforme de 2005 aux Pays-Bas sur l'offre de travail des femmes. Cette réforme visait à augmenter les subventions aux services de garde, permettant ainsi d'offrir des places à tarif réduit aux enfants dont les parents travaillent. Les auteurs trouvent que la réforme a augmenté le taux de participation (2,3 points de pourcentage) et le nombre d'heures travaillées par semaine (1,1 heure) des femmes, soit une magnitude moindre que l'augmentation trouvée dans les études canadiennes. De même, une étude menée sur données françaises révèle que la mise en place de subventions aux garderies en 2004 a conduit à une augmentation de seulement 1,1 point de pourcentage du taux de participation des femmes ayant de jeunes enfants, avec un effet plus marqué pour les mères de familles nombreuses (Givord et Marbot, 2015). De plus, Wikström et al. (2015) ont montré que les réformes de service de garde ont des effets moins importants, voire non significatifs pour les mères immigrantes.

Beaucoup d'études se sont intéressées aux effets sur les mères d'enfants d'âge préscolaire (trois à six ans), mais peu ont spécifiquement examiné les effets sur les mères de plus jeunes enfants (un à deux ans). Kunze et Liu (2019) estiment l'effet d'une augmentation de la couverture des services de garde aux plus jeunes enfants (un à deux ans) sur l'offre de travail des femmes à travers une réforme nationale survenue en Norvège en 2002. Leurs résultats montrent un effet positif de la réforme sur l'emploi et le nombre d'heures travaillées par des femmes. Ils trouvent qu'une augmentation de 10 points de pourcentage de la couverture des services de garde augmente l'emploi de 2,6 à 3,2 p.p. à court terme et de 2,5 à 4,6 p.p. à long terme.

En outre, l'efficacité de la mise en place d'un programme de garderies dépend avant tout de la sensibilité de l'offre de travail des mères par rapport au prix des services de garde. En effet, les barrières d'accès aux services de garde, comme des coûts trop élevés, deviennent un obstacle au travail des femmes, en particulier pour celles qui

doivent y consacrer une part importante de leur revenu et choisissent de ce fait de ne pas retourner sur le marché du travail et d'être le principal responsable de la garde de leur jeune enfant. Dans une synthèse de la littérature, Blau et Currie (2006) mentionnent que les articles les plus crédibles, c'est-à-dire ceux qui ont une méthodologie prenant en compte les options de garde informelles adéquatement, rapportent des élasticités-prix de l'emploi de l'ordre de $-0,09$ à $-0,20$. Ces estimations prédisent qu'une diminution de l'ordre de 10 % du prix des services de garde chargé aux parents augmenterait l'emploi des mères de 0,9 à 2 %. Ces estimations semblent faibles, mais comme le souligne Fortin et al. (2013), si ces estimations s'avèrent véridiques, cela signifie que ce sont plus de 24 000 à 60 000 mères québécoises de jeunes enfants de plus sur le marché du travail grâce au programme de services de garde à contribution réduite comparativement à ce qu'on aurait observé en l'absence de programme. D'autre part, des études ont également en mise en lumière que la mise en place de tel programme favorise surtout les mères avec des revenus faibles ou moyens (Havnes et Mogstad, 2015), des groupes plus vulnérables sur le marché du travail. D'une manière générale, des frais de garde peu élevés sont généralement associés à un taux d'emploi plus élevé. Han et Waldfogel (2001) ont exploités les données du *Current Population Survey* aux États-Unis effectué en mars sur la période de 1991 à 1994 ainsi que des données simulées sur les coûts des services de garde. Les résultats trouvés, issus de simulations, suggèrent que des politiques réduisant les coûts liés à la garde des enfants pourraient augmenter le taux d'emploi des mères mariées de 3 à 14 points de pourcentage et celui des mères célibataires de cinq à 21 points de pourcentage. Ces résultats concordent avec les études canadiennes citées plus haut.

En plus d'aider les femmes à maintenir leur situation professionnelle tout en limitant les interruptions de carrière, les services de garde abordables peuvent également contribuer à aider des femmes à sortir des programmes d'aide sociale et de trouver un emploi stable (Miller, 2006). En fait, certains programmes gouvernementaux ont

spécifiquement été mis en place pour augmenter l'emploi et inciter les bénéficiaires de l'aide sociale à retourner sur le marché de l'emploi. Aux États-Unis, le *Child Care and Development Fund (CCDF)*²⁰ créé dans le cadre de la réforme de l'aide sociale en 1996 a pour objectif principal d'accroître le taux d'emploi et de réduire la dépendance à l'aide sociale des familles à faible revenu (Tekin, 2014).

2.2.2 Les congés parentaux

Les dispositions d'une politique de congés parentaux avec protection de l'emploi, incluant le congé de maternité et le congé parental partageable entre les deux parents, sont généralement mises en place dans l'objectif d'offrir aux parents la possibilité de passer plus de temps avec leur enfant naissant, tout en leur garantissant de retrouver les mêmes conditions de travail après le congé. Un système d'assurance parentale avantageux en termes de temps et de compensations financières est considéré comme une mesure concrète de conciliation famille-travail tant pour les femmes que pour les hommes, mais dans la majorité des cas, ce sont les femmes qui sont les principales bénéficiaires. Des études antérieures ont montré que les trajectoires professionnelles des femmes ont tendance à évoluer de manière plus linéaire dans les pays disposant de telles mesures de conciliation (Blau et Kahn, 2003). Dans ce contexte, l'absence de politique de congés parentaux peut alors nuire à la situation économique des femmes, qui se voient contraintes de quitter le marché de l'emploi après la naissance de leurs enfants afin d'assurer la garde et les soins nécessaires de ces derniers. Au contraire, des congés de longue durée peuvent contribuer à exacerber les effets néfastes des interruptions de travail sur l'accumulation du capital humain et renforcer les stéréotypes de rôles attribués aux hommes et aux femmes au sein du ménage (Pettit et

²⁰ Le *CCDF* fournit une assistance aux familles à faible revenu qui ont besoin de services de garde en raison de leur travail ou d'une formation liée au travail ou aux études.

Hook, 2005). À cet égard, certaines études montrent qu'il existe effectivement une relation curvilinéaire entre la durée des congés et les impacts en matière d'emploi rencontré les années subséquentes, c'est-à-dire qu'il y aurait des effets positifs à court terme, mais qu'ils deviendraient négatifs à plus long terme. Toutefois, notons que Bailey et al. (2019) ont évalué l'impact de la réforme de 2004 sur les congés parentaux en Californie sur les trajectoires professionnelles des femmes. Bien que la réforme n'offre que six semaines de congé parental, les auteurs ont trouvé que l'introduction de la réforme a entraîné une baisse importante de l'emploi et du salaire des nouvelles mères. L'emploi a chuté de 7 % et les salaires annuels de 8 %. L'impact de l'extension de la durée du congé parental sur les trajectoires professionnelles des nouvelles mères reste tout de même mitigé dans la littérature.

Pour ce qui est des congés parentaux plus longs (ou des arrêts de travail), ceux-ci provoquent davantage de pertes en capital humain, car les périodes de temps passés hors du marché du travail sont plus longues. Evertsson et Duvander (2011) indiquent que les femmes ayant bénéficié d'un congé de plus de 16 mois ont une probabilité plus faible de connaître une ascension professionnelle au cours de leur carrière, c'est-à-dire, d'accéder à une profession plus prestigieuse, comparativement à celles qui sont retournées sur le marché du travail après une durée inférieure à 15 mois. En conséquence, des congés trop longs peuvent donc aussi exacerber les écarts de salaire qui existent entre les hommes et les femmes, en réduisant les revenus des mères comparativement à ceux des pères (Gupta et Smith, 2002).

Beaupré et Cloutier (2006) soutiennent que parmi la population canadienne, 40 % des parents qui travaillaient avant la naissance de leur enfant n'ont pas pris de congé pour des raisons financières. Leurs résultats reposent sur une analyse des données de l'Enquête sociale générale de 2006. Leurs résultats suggèrent que la majorité des parents au Canada retournent au travail pour des raisons financières (79 %) et parmi ceux qui sont retournés sur le marché du travail, 81 % auraient aimé bénéficier d'un

congé plus long pour s'occuper davantage de leur enfant. Toutefois, l'arrivée du Régime québécois d'assurance parentale en 2006 a contribué à changer l'état des lieux au Québec (Haeck et al., 2019).

Baker et Milligan (2008, 2010) exploitent la réforme des congés parentaux au Canada en 2001 afin de documenter l'effet de l'extension des congés pris par les mères sur le développement et le bien-être des enfants. Leurs résultats révèlent que suite à la réforme, les mères qui ont pris un congé ont passé entre 48 à 58 % plus de temps en dehors du marché du travail pendant la première année de vie de leur enfant. Cette prolongation de la durée des prestations parentales peut avoir pour effet de modifier le comportement des mères et des pères sur le marché du travail. En effet, des prestations basées sur les revenus précédemment perçus encouragent les femmes à travailler avant la maternité, de ce fait, une période de congé plus longue combinée à une protection de l'emploi conduit à des interruptions de travail moins fréquentes (Rønsen et Sundström, 2002).

Dupuy et Fernández-Kranz (2011) étudient l'interaction entre les politiques publiques encourageant la participation au marché du travail et les écarts liés à la maternité à travers une comparaison internationale. Ils trouvent notamment que les régulations en matière de congé parental et de protection de l'emploi réduisent les écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant, puisqu'elles aident les mères à conserver le même emploi après l'accouchement et diminuent les pertes en capital humain. Blau et Kahn (2003) utilisent le même ensemble de données, soit l'*International Social Survey Programme*, et trouvent que les politiques de congé parental contribuent à l'émancipation économique des femmes en favorisant le maintien de leur niveau de revenu et donc réduisent les écarts de revenus entre les hommes et les femmes. Cependant, McKay et al. (2016) argumentent que le régime d'assurance parentale au Canada est inéquitable. Alors que la situation au Québec s'est grandement améliorée au cours des dernières années, grâce notamment à la mise en place du Régime

québécois d'assurance parental depuis 2006, dans le reste du Canada environ 36 % des femmes ne bénéficient pas de ces congés (contre 11 % au Québec), les critères d'éligibilité contribuant à cette disparité. En effet, au Québec le nombre de mères éligibles aux prestations suite à un congé parental a augmenté de 25 % entre 2006 et 2013. Pour les mères à faible revenu, l'écart entre le Québec et le reste du Canada en termes d'éligibilité est de 42 %. Cette étude souligne ainsi la fracture croissante entre le Québec et le reste du Canada et entre les ménages à revenus différents en ce qui a trait aux prestations de congé parental.

2.2.3 Le congé de paternité

Le congé de paternité exclusif aux pères et non transférable est de plus en plus ciblé comme mesure visant à encourager une plus grande égalité entre les hommes et les femmes, tant sur le marché du travail qu'au sein de la sphère familiale. Un certain nombre d'études portant sur l'impact de l'introduction de ce type de congé sur la participation au marché du travail, les revenus ou encore sur la division du travail non rémunéré dans le ménage ont été réalisées en utilisant des données provenant des pays d'Europe du Nord (Duvander et Jans, 2009; Ekberg et al. 2013; Rege et Solli, 2013 ; Cools et al., 2015). La première raison est qu'historiquement ces pays ont été parmi les premiers à introduire un congé dédié aux pères, mais aussi parce qu'actuellement ces pays se distinguent par des congés parentaux particulièrement généreux en plus d'offrir des sources de données permettant des analyses crédibles. Il existe de ce fait une multitude d'études disponibles dans la littérature qui exploitent spécifiquement des données norvégiennes, et plus particulièrement la réforme pionnière du congé parental de 1993 qui a introduit pour la toute première fois au monde un congé de paternité de quatre semaines exclusivement dédié aux pères (Lappegard, 2008). Avant l'introduction de cette réforme en 1993, le taux d'utilisation était de moins de 5 %, et entre 1994 et 2000, la proportion de pères ayant pris un congé de paternité est passée de 33 % à 85 % (Lappegard, 2008). Cette source de variation exogène a constitué un

contexte idéal pour les chercheurs de diverses disciplines pour identifier l'effet causal de cette réforme sur les compétences cognitives des enfants, l'implication familiale et la répartition du travail non rémunéré au sein des couples ainsi que différentes variables associées au marché du travail.

Pour ce qui est de l'implication parentale et des retombées positives sur le bien-être des enfants, les études suggèrent que les pères qui ont pris un congé de paternité consacrent plus de temps aux responsabilités familiales liées à la garde et aux soins des enfants même lorsque celui-ci a terminé son congé (Nepomnyaschy et Waldfogel, 2007 ; Haas et Hwang, 2008 ; Kotsadam et Finseraa, 2011 ; Petts et Knoester, 2018 ; Tamm, 2019). Comme le montrent Petts et al. (2020), en s'impliquant davantage au sein de la famille, les pères développent une meilleure relation avec leurs enfants, ce qui semble entraîner des effets positifs sur le bien-être et le développement à long terme des enfants. À cet égard, Cools et al. (2015) exploitent les deux réformes successives de congés parentaux de 1992 et 1993 en Norvège pour estimer, à l'aide d'une approche combinant régression par discontinuité et méthode de différence-en-différences, l'impact de ces réformes sur les résultats scolaires des enfants à la fin du premier cycle de l'enseignement secondaire. Ils trouvent que les résultats scolaires des enfants dont le père a bénéficié d'un congé de paternité s'améliorent significativement post-réforme, et que ces résultats sont plus importants dans les familles où le niveau d'éducation du père est supérieur à celui de la mère.

Cependant, les preuves empiriques portant sur la répartition des tâches domestiques et de la gestion de la garde des enfants au sein de ménages sont plus nuancées. Ugreninov (2013) examine l'importance de l'investissement des pères au sein de la famille sur le nombre de congés de maladie pris par les mères. Ses résultats montrent que le fait de prendre un congé de paternité n'a aucun effet sur le fardeau parental supporté majoritairement par les mères, et plus spécifiquement sur la conciliation entre vie de famille et vie professionnelle. De même, Ekberg et al. (2013) ne trouvent pas d'effets

significatifs sur le nombre de congés pris par les pères pour s'occuper des enfants lorsqu'ils sont malades. Patnaik (2019) trouve que la réforme du congé parental du Québec suite à la création du Régime québécois d'assurance parentale a augmenté le nombre de pères prenant des congés (ce résultat est aussi confirmé par Haeck et al., 2019). Elle trouve de plus que la réforme a augmenté la contribution des pères dans les tâches familiales. Ce résultat repose cependant sur un petit nombre de pères (moins de 200) et demande d'être confirmé par d'autres études ayant une représentativité plus large des pères du Québec.

Si le congé pris par les pères augmente significativement l'engagement familial de ceux-ci à long terme, cela signifie en contrepartie qu'ils consacrent moins de temps et d'effort au marché du travail. De nombreuses études ont estimé empiriquement l'effet de l'utilisation des congés par les pères sur leur revenu, celui de leur conjointe et sur le revenu familial. Généralement, le fait de prendre un congé parental entraîne une diminution de l'offre de travail des pères, qui se traduit par une baisse de leur revenu, et ces effets persistent dans le temps (Johansson, 2010 ; Rege et Solli, 2013). Cependant, le fait que les pères prennent un congé parental est aussi associé positivement aux revenus futurs des mères. Les femmes peuvent retourner plus rapidement sur le marché du travail et atténuer l'effet des interruptions de carrière sur leur revenu. Tamm (2019) analyse, à l'aide de données administratives allemandes, l'effet de l'introduction d'un congé de paternité en 2007 et montre que les congés des pères augmentent les heures travaillées des mères de 5,5 heures par semaine en moyenne et diminue celles des pères de 4,1 heures par semaine. Ses résultats montrent également que l'effet total sur l'offre de travail du ménage n'est pas significatif. En revanche, l'effet persiste seulement jusqu'à un an après la naissance de l'enfant pour les pères et deux ans pour les mères. Druedahl et al. (2019) examinent l'effet de l'introduction du congé parental au Danemark en 1998 également à l'aide de données administratives danoises et estiment que la réforme a contribué à augmenter d'environ

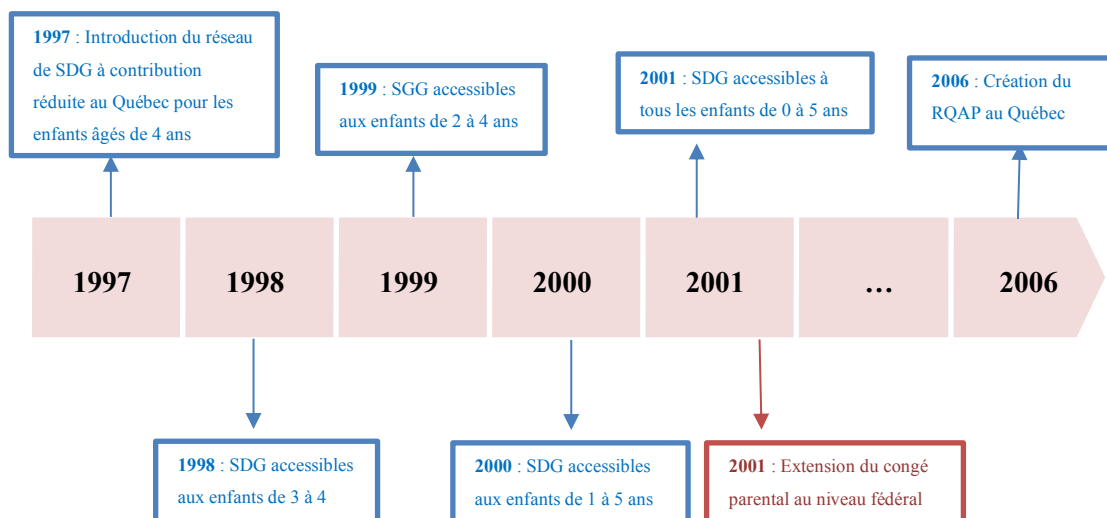
1,2 point de pourcentage la contribution des femmes au revenu du ménage. Une autre spécification du modèle montre que l'effet est plus important dans les trois premières années et qu'après huit ans, il n'y a plus d'effet statistiquement significatif. En d'autres termes, lorsque les pères prennent un congé, cela influence négativement leur revenu personnel, mais positivement le revenu de leur conjointe, et cette nouvelle allocation du temps rémunéré au sein du couple résulte en un effet net total positif pour le ménage. Le ménage bénéficie *in fine* de plus de ressources puisque la perte de revenu rencontrée par les pères est largement compensée par le gain de revenu des mères.

Dans ce contexte, on peut anticiper que la création du congé de paternité et la prise de ces congés par les pères pourraient éventuellement réduire l'écart homme-femme engendré par les congés et favoriserait le développement de l'enfant (Haeck et al., 2019).

Notre brève revue de littérature soulève que les recherches passées suggèrent que des politiques et des programmes favorisant l'égalité au sein des couples et notamment le partage des responsabilités familiales sont des facteurs déterminants dans la lutte des inégalités salariales entre les sexes. Cependant, à notre connaissance, aucune analyse portant spécifiquement sur l'effet des politiques incluant les congés parentaux et les services de garde subventionnés n'a été conduite. Nous allons utiliser des données canadiennes et différentes réformes survenues au Canada et au Québec afin d'étudier les effets de telles politiques sur l'écart salarial lié à la maternité. De plus, notre étude est l'une des premières à analyser l'effet des politiques familiales, soit les congés parentaux et les services de garde subventionnés, sur les trajectoires de revenus des parents au Canada.

2.3 Contexte institutionnel

Nous décrivons dans cette section les réformes et programmes qui sont entrés en vigueur à partir de 1997 au niveau fédéral et dans la province du Québec, en matière de conciliation famille-travail et de soutien à la parentalité. Le Québec se distingue des autres provinces canadiennes en ce qui concerne ces politiques. Pour mieux comprendre la situation particulière du Québec, nous détaillons les principales mesures qui sont en vigueur actuellement en nous attardant plus particulièrement sur les congés parentaux ainsi que sur les services de garde à contribution réduite. La Figure 2.1 présente chronologiquement la mise en place de ces politiques dans la province de Québec et au niveau fédéral. Celles-ci sont ensuite décrites plus en détail ci-dessous.



Note : SDG = service de garde, RQAP = Régime québécois d'assurance parental.

Figure 2.1 Chronologie des différentes politiques familiales ayant été mise en place au Québec et au Canada entre 1997 et 2006

2.3.1 Réforme du programme fédéral de congés parentaux

En 2001, afin de favoriser la conciliation famille-travail et assurer le meilleur départ dans la vie pour les jeunes enfants, le gouvernement fédéral du Canada a modifié le programme d'assurance emploi (Human Resources and Skills Development Canada, 2005). En pratique, le gouvernement fédéral a bonifié le programme d'assurance parental inclus dans le programme d'assurance-emploi en augmentant la durée du congé parental payé de 10 à 35 semaines. Ainsi, les parents d'enfants nés à partir du 1^{er} janvier 2001 ont ainsi pu obtenir 25 semaines supplémentaires de congé. En pratique ce sont surtout les mères qui ont pris des congés plus longs suite à cette extension du programme existant (Haeck, 2015). Lors de cette réforme, les critères d'éligibilité pour le congé parental ont aussi été réduits, passant de 700 heures de travail assurable dans l'année précédant la naissance à 600 heures. Le taux de couverture pour ces semaines supplémentaires a été établi à 55 % du revenu annuel assurable jusqu'à un seuil de 39 000 \$ en 2001. Ceci implique donc un bénéfice maximal de 412,50 \$ par semaine. Depuis, le revenu assurable a été révisé ; le maximum par semaine s'établit en 2019 à 562 \$ (Gouvernement du Canada, s. d.). Au Canada, le gouvernement fédéral assure la couverture financière durant le congé via son programme d'assurance emploi, mais c'est au niveau provincial que la protection de l'emploi est assurée. Ainsi, il existe des variations interprovinciales en ce qui concerne le nombre de semaines qu'un nouveau parent peut s'absenter de son travail tout en conservant son droit de retourner au même emploi (Baker et Milligan, 2008). Au Québec, le nombre de semaines est établi à 70 depuis mars 1997. Les autres provinces ont dû par contre étendre leur couverture pour s'arrimer au nouveau programme fédéral. À la suite de l'extension de la réforme fédérale, le taux d'utilisation des congés par les pères a triplé, passant de 3 % en 2000 à 10 % en 2001 (Marshall, 2003).

Enfin, pour les parents dont l'enfant est né après le 17 mars 2019 résidant en dehors du Québec, les parents peuvent maintenant obtenir cinq à huit semaines de congé parental

supplémentaires si les deux parents partagent en partie le congé parental. En d'autres termes, si le père et la mère prennent une partie du congé parental, le programme offre des semaines supplémentaires. Cette modification vise à augmenter le taux de participation des pères au programme. En 2016, seulement 11 % des pères réclamaient des prestations en dehors du Québec, alors que 78 % des pères au Québec le faisaient (Haeck et al., 2019). Au Canada, il existe de plus deux options depuis le 3 décembre 2017, soit l'option standard et l'option prolongée. L'option standard offre 35 semaines (ou 40 si les parents partagent depuis le 17 mars 2019) à 55 % du revenu (maximum de 562 \$ par semaine). L'option prolongée offre 61 semaines (ou 69 si les parents partagent) à 33 % du revenu (maximum de 337 \$ par semaine). Ainsi, l'option prolongée offre plus de temps, mais un montant de prestations total similaire, soit 19 670 \$ pour 35 semaines au maximum relativement à 20 557 \$ pour 61 semaines.

2.3.2 Régime québécois d'assurance parentale

Pour les enfants nés au Québec depuis le 1^{er} janvier 2006, les parents bénéficient de congés bonifiés par rapport au programme fédéral sous la couverture du Régime québécois d'assurance parentale (RQAP). Plusieurs éléments caractérisent le RQAP par rapport au programme fédéral. D'abord l'ajout d'un congé dédié au père, puis la bonification des prestations offertes pour les parents. Ensuite, la création de deux programmes, soit le régime de base et le régime particulier. Le régime de base offre 18 semaines de congé de maternité, 32 semaines de congé parental (les sept premières semaines sont couvertes à 70 % du revenu et les 25 suivantes à 55 %) et cinq semaines de congé de paternité, couvertes à 70 % du revenu. Le régime particulier offre 15 semaines de congé de maternité, 25 semaines de congé parental et trois semaines de congé de paternité, toutes couvertes à 75 % du revenu. Le RQAP se caractérise aussi par un revenu assurable maximal plus élevé, soit 57 000 \$ en 2006 relativement à 39 000 \$ au fédéral. En 2019, le revenu annuel assurable s'élève à un maximum de 76 500 \$. Les critères d'éligibilité sont aussi différents. Au Québec en 2006, un parent

devait avoir eu au minimum 2 000 \$ de revenu assurable dans l'année précédant la naissance pour se qualifier au RQAP. Ceci correspond à 182 heures de travail à 11 \$ de l'heure (relativement à 600 heures au fédéral). En 2019, le revenu minimal assurable est toujours de 2 000 \$. Enfin, le RQAP assure également les travailleurs et les travailleuses autonomes, ce qui n'est pas nécessairement le cas du programme fédéral.

L'ensemble de ces réformes s'inscrivent dans un mouvement progressiste sociétal visant à sortir du modèle de rémunération traditionnel des hommes et des femmes, à permettre aux familles d'investir du temps dans leurs enfants, à compenser la perte d'investissement en capital humain rencontrée par les femmes lorsqu'elles quittent le marché du travail temporairement pour s'occuper de leurs enfants et finalement à permettre aux deux parents de s'investir dans la vie de leurs enfants.

Tableau 2.1 Résumé des programmes de congé parental en 2019

	Régime fédéral		Régime québécois d'assurance parentale (RQAP)		
	Avant la réforme de 2001	Après la réforme de 2001	Régime de base		Régime particulier
Congé de maternité					
Semaines	15	15	18		15
Taux de remplacement	55 %	55 %	70 %		75 %
Congé de paternité					
Semaines	Aucune	Aucune	5		3
Taux de remplacement	NA	NA	70 %		75 %
Congé parental (partageable entre les deux parents)					
Semaines	10	35 (+5*)	7 premières	25 suivantes	25
Taux de remplacement	55 %	55 %	70 %	55 %	75 %
Semaines totales	25	50	55		43
Taux de remplacement des familles à faible revenu ($\leq 25\,921$ \$)	Jusqu'à 65 %	Jusqu'à 80 %	Jusqu'à 80 %		
Travailleurs autonomes	Non assurés	Assurés depuis 2011	Assurés		
Période d'attente	2 semaines	2 semaines	Aucune		
Revenu assurable maximal (2019)	53 100 \$	53 100 \$	76 500 \$		
Éligibilité	700 heures de travail assurable	600 heures de travail assurable	2 000 \$ de revenu assurable		

Note : * cinq (à huit) semaines supplémentaires sont offertes si les deux parents se partagent le congé parental.

2.3.3 Services de garde à contribution réduite

Au Québec, le programme de services de garde à contribution réduite a vu le jour en septembre 1997, date à laquelle les premières places à 5 \$ par jour ont été rendues disponibles, pour les enfants de quatre ans seulement. Le programme a ensuite été déployé année après année pour rendre le réseau accessible à l'ensemble des enfants de zéro à cinq ans. Ainsi, les enfants de trois ans sont devenus éligibles en septembre 1998, les enfants de deux ans en septembre 1999 et les zéro et un an en septembre 2000.

Ce n'est donc qu'à partir de 2001 que tous les enfants de zéro à cinq ans au Québec ont été éligibles à une place à contribution réduite pour l'année au complet. Bien entendu, tous n'en ont pas bénéficié puisque le nombre de places était contraint entre 1997 et 2000. De plus, le nombre de places à contribution réduite a continué d'augmenter passant de moins de 150 000 places en 2000 à plus de 200 000 places en 2009 (Haeck et al., 2015, Figure 1). Sachant qu'au Québec les cohortes de naissance sont d'environ 80 000 enfants, le réseau à contribution réduite rejoint plus de 60 % des enfants d'un à quatre ans. Les services de garde à contribution réduite sont ouverts 10 heures par jour, 261 jours par année. Le tarif unique à 5 \$ par jour a été augmenté à 7 \$ par jour en 2004, puis en avril 2015, une tarification modulée selon le revenu des parents a été mise en place. Cette modulation sera graduellement abolie (Finance Québec, s. d.) pour finalement revenir à un tarif unique en 2022. Il existe de plus un crédit d'impôt pour les frais de garde d'enfants qui varie en fonction des revenus, de telle sorte que la part réellement payée par le parent qui opte pour la garde en milieu privé non subventionné (par choix ou par manque de place dans le mode de son choix) voit sa facture largement prise en charge par le gouvernement.

Cette réforme a eu un impact majeur sur la vie des enfants et de leur famille. Avant la réforme, la majorité des enfants était gardée par leur(s) parent(s). Après la réforme, la majorité des enfants était gardée en service de garde (Haeck et al., 2015). En l'espace de 10 ans, l'univers des enfants québécois de zéro à cinq ans s'est complètement transformé. Si cette transformation a eu lieu, c'est que les mères ont été nombreuses à réagir à cette réforme et à retourner rapidement sur le marché du travail après la naissance de leur enfant. L'accessibilité à un service de garde à bas coût, offert toute l'année, ouvert 10 heures par jour, a permis aux mères de participer au marché du travail en plus grand nombre. On estime que la participation au travail des mères s'est accrue d'environ 12 points de pourcentage suite à cette réforme et que ce gain s'est maintenu à travers les années (Haeck et al., 2015). Ce faisant, cette réforme a contribué

directement à soutenir l'attachement des mères au marché du travail et à assurer qu'elles puissent retrouver l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de leur enfant. On peut donc s'attendre à ce que cette réforme, ainsi que celle du RQAP, ait permis de réduire l'écart de revenus entre les mères et les femmes sans enfant. Dans les prochaines sections, nous allons d'abord présenter la méthodologie pour mesurer l'incidence des politiques familiales du Québec sur l'écart salarial lié à la maternité, puis les résultats.

2.4 Données

Dans cette section, nous présentons l'enquête et les données utilisées et nous fournissons des statistiques descriptives à l'aide de tableaux et graphiques.

2.4.1 Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA)

À l'instar du précédent chapitre, nous exploitons les données provenant de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA). Cette enquête administrée par Statistique Canada a été élaborée dans le but de fournir des renseignements longitudinaux relatifs au marché du travail, à l'éducation et à la famille auprès de répondants canadiens. Tous les deux ans, les membres permanents de l'enquête, soit ceux sélectionnés à la vague 1 en 2012, sont interviewés. Les individus qui ont rejoint les membres du ménage permanents entre deux vagues sont ajoutés aux futures vagues, de même que les enfants du ménage une fois qu'ils ont atteint l'âge de 15 ans. La vague 1 comptait environ 16 000 ménages pour un total d'environ 32 000 répondants, tandis que la vague 2 en 2014 comptait environ 11 000 ménages pour 32 000 individus. Le questionnaire de l'ELIA intègre un contenu de base commun à toutes les vagues ainsi que des contenus spécifiques à chacune des vagues. L'une des caractéristiques spécifiques de la vague 2 était qu'elle incorporait des thèmes portant sur les changements familiaux, les soins aux enfants et la satisfaction à l'égard de divers

aspects de la vie. Les informations contemporaines et rétrospectives contenues dans cette enquête lui confèrent un avantage crucial et constituent une mine d'informations pour les chercheurs. Nous détaillons plus bas les variables pertinentes utilisées dans notre analyse ainsi que la construction de certaines variables dérivées.

2.4.2 Couplage des données administratives

L'une des caractéristiques maîtresses de cette enquête est le couplage de l'enquête avec des données administratives historiques de nature fiscale. Les fichiers T1 (du nom du formulaire utilisé pour faire une déclaration de revenus à l'Agence du revenu du Canada) de l'individu sont disponibles à chaque année, et ce à partir de 1982. Le fichier T1 est le formulaire que chaque résident remplit lors de sa déclaration annuelle de revenus. Il n'est pas obligatoire de remplir le fichier T1 si une personne n'a pas d'impôt à payer, toutefois certains crédits et prestations ne peuvent être réclamés sans avoir produit une déclaration (par exemple, le crédit pour la TPS ou l'allocation canadienne pour enfants). Ainsi, en pratique la majorité des résidents remplit le formulaire T1 (le pourcentage de couverture pour l'année d'imposition 2015 était de 75 %²¹). De ce fait, nous disposons d'informations annuelles détaillées provenant de différentes sources de revenus telles que les revenus d'emplois salariés et/ou autonomes, les revenus totaux de la famille, les revenus d'intérêts, les revenus de dividendes et de gains en capitaux, les revenus de location et les transferts gouvernementaux tels que l'allocation pour enfant, les prestations d'assurances-emploi, les bénéfices pour invalidité, etc. De plus, on y trouve également plusieurs informations complémentaires telles que le montant des dépenses de frais de garde d'enfants, les cotisations syndicales, les cotisations ainsi que les revenus d'un Régime enregistré d'épargne-retraite (REER), les montants reçus

²¹ Le pourcentage de couverture est basé sur le nombre de déclarants compris dans la banque de données de la Division de la statistique du revenu, comparé aux estimations de la population les plus récentes (Statistique Canada, 2019b)

et versés des paiements de pensions alimentaires pour conjoint et enfants²², de même que l'état matrimonial et la province de résidence pour chaque déclarant. Cette composante administrative constitue de ce fait une riche source d'informations²³. Nous disposons également des données sur les revenus d'emploi et les employeurs²⁴ à travers les fichiers T4 (du nom du relevé émis par l'employeur annuellement à chaque employé) qui contiennent de façon non agrégée les différentes sources de revenus d'emploi, les cotisations à un régime de pension agréé (RPA) et syndicales ainsi que les codes d'industrie à six chiffres basés sur le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), et ce à partir de 2000.

Pour la présente étude, nous utilisons les deux premières vagues de l'enquête ainsi que les informations relatives aux revenus contenues dans les fichiers T1 de 1982 à 2013 et les fichiers T4 de 2000 à 2013.

La sous-section qui suit présente les données à travers des statistiques descriptives. La description ainsi que la source des variables sont présentées en annexe.

2.4.3 Statistiques descriptives

Le Tableau 2.2 présente la répartition géographique des femmes en fonction du lieu de résidence de la mère au moment de la naissance de son premier enfant, noté $\tau = 0$ dans la suite du texte et défini plus en détail dans la section 2.5.2, et ce pour les périodes *pré* et *post* 2001. Les chiffres entre crochets donnent la répartition de la population

²² Depuis le 1^{er} mai 1997, les paiements de pension alimentaires pour enfants sont défiscalisés, seules les pensions alimentaires pour ex-conjoints sont disponibles après 1997.

²³ Dans le cadre de cette analyse, nous nous concentrons uniquement sur les revenus d'emploi, mais d'autres dimensions pourraient être exploitées dans des études futures.

²⁴ Les informations relatives à l'employeur ne sont pas disponibles dans la base de données.

canadienne pour les périodes *pré* et *post* 2001, telle que fournie par Statistique Canada (Tableau 17-10-0005). Ces chiffres sont très proches de ce que nous trouvons dans notre échantillon. Nos données sont donc bel et bien représentatives de la population canadienne pour les périodes observées, du moins en termes de lieu de naissance du premier enfant.

Tableau 2.2 Répartition géographique des femmes en fonction du lieu de naissance de leur premier enfant

	Pré 2001 (A)	Post 2001 (B)
Province de résidence à la naissance du premier enfant ($\tau = 0$)		
Québec	0,26 [0,25]	0,25 [0,23]
Ontario	0,39 [0,37]	0,41 [0,39]
Provinces atlantiques	0,08 [0,08]	0,06 [0,07]
Ouest canadien	0,27 [0,29]	0,27 [0,30]
Personnes-années	41 157	16 404
Personnes	2 961	1 581

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : l'échantillon considéré est le panel non balancé. Les chiffres présentés sont des proportions calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les chiffres entre crochets représentent l'estimation moyenne de la proportion de la population canadienne par province sur les périodes 1982-2000 et 2001-2013 respectivement pour les colonnes (A) et (B) (Source : Statistique Canada. Tableau 17-10-0005. Estimation de la population au 1^{er} juillet, calculs adaptés par les auteures).

Le Tableau 2.3 décrit les caractéristiques des femmes qui ont donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada. L'un des objectifs principaux de cette étude étant d'analyser l'impact de différentes politiques familiales survenues après 2001 sur l'écart salarial lié à la maternité, il convient d'inspecter au préalable la constitution des échantillons et de vérifier que les différents groupes soient suffisamment homogènes pour pouvoir attribuer l'impact observé à l'effet des politiques et non à des caractéristiques différentes entre les deux groupes, soit dues à l'échantillonnage, soit réellement observées dans la population. Nous disposons de deux groupes différents séparés sur deux périodes temporelles. Les deux groupes semblent similaires dans leur composition au niveau de plusieurs variables. En effet, les femmes avec enfant dans les deux groupes sont du même âge, soit environ 49

ans pour la période pré 2001 et 36 ans pour la période post-réforme. L'âge de la mère à la naissance du premier enfant est également similaire, avec une tendance à la hausse observée entre les deux périodes, passant de 27,5 en moyenne à 29-30 ans. Cette tendance à la hausse est également observée dans la population totale passant de 25,1 ans à 28,5 ans entre 1982 et 2011 (Statistique Canada, 2018a). Le nombre d'enfants des femmes québécoises est légèrement inférieur à celui des femmes dans le reste du Canada avant les années 2000, avec 2,1 au Québec comparativement à 2,2 ailleurs au Canada. Ce nombre diminue pour s'établir à 1,9 dans les deux groupes pour les années post-réforme. Elles étaient 23 % à avoir plus de trois enfants au Québec contre 30 % dans le reste du Canada. Ces chiffres sont plus élevés que les taux de fertilité observés dans la population totale, puisque notre échantillon comprend seulement les mères et non les femmes qui n'ont pas d'enfant. Globalement, les femmes ont tendance à avoir moins d'enfants avec le temps, et ce dans les deux groupes.

Tableau 2.3 Caractéristiques sociodémographiques des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada

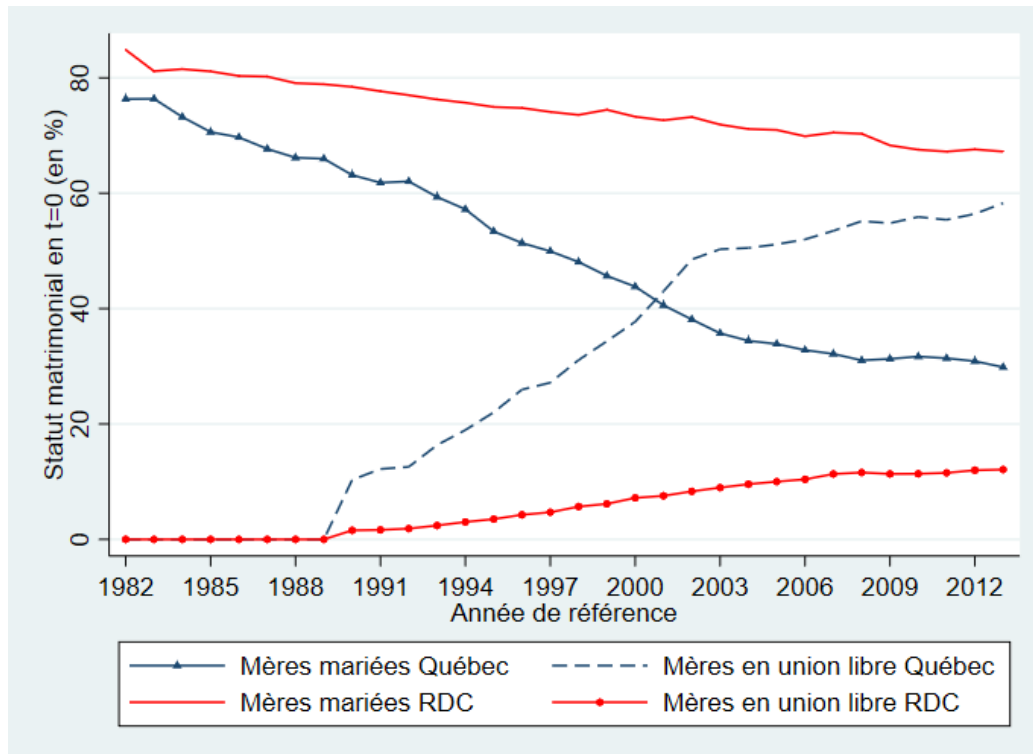
	Québec		Reste du Canada	
	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001
Caractéristiques sociodémographiques				
Âge en 2013	49,4 (6,35)	35,8 (5,05)	49,1 (6,34)	36,4 (5,65)
Née au Canada	0,90 (0,30)	0,85 (0,35)	0,77 (0,42)	0,69 (0,46)
Caractéristiques familiales				
Âge au moment de la 1 ^{ère} naissance	27,5 (4,03)	29,1 (4,25)	27,7 (4,4)	29,6 (4,68)
Nombre d'enfants	2,10 (1,01)	1,9 (0,81)	2,2 (0,90)	1,9 (0,84)
Un enfant (proportion)	0,27 (0,44)	0,31 (0,46)	0,17 (0,38)	0,32 (0,47)
Deux enfants (proportion)	0,50 (0,50)	0,52 (0,50)	0,53 (0,50)	0,52 (0,50)
Trois enfants et plus (proportion)	0,23 (0,42)	0,18 (0,38)	0,30 (0,46)	0,16 (0,37)
Statut matrimonial à $\tau = 0$ (proportion)				
Mariées	0,56 (0,50)	0,31 (0,46)	0,75 (0,43)	0,71 (0,46)
Union de fait	0,20 (0,40)	0,56 (0,50)	0,04 (0,19)	0,11 (0,32)
Séparées/divorcées/veuves	0,03 (0,17)	0,01 (0,11)	0,03 (0,17)	0,02 (0,15)
Seules	0,18 (0,39)	0,09 (0,28)	0,13 (0,34)	0,12 (0,32)
Éducation				
Nombre d'années d'éducation	13,9 (3,13)	15,4 (3,44)	14,6 (3,06)	15,4 (3,1)
Sans diplôme (proportion)	0,10 (0,30)	0,06 (0,25)	0,07 (0,26)	0,05 (0,22)
Diplôme d'études secondaires (prop.)	0,20 (0,40)	0,10 (0,30)	0,24 (0,43)	0,17 (0,38)
Diplôme collégial (proportion)	0,48 (0,50)	0,46 (0,50)	0,42 (0,49)	0,35 (0,48)
Diplôme universitaire (proportion)	0,22 (0,41)	0,38 (0,48)	0,27 (0,44)	0,43 (0,49)
Personnes-années	8 975	3 698	32 182	12 706
Personnes	639	331	2 322	1 141

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : l'échantillon considéré est le panel non balancé. Les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

En revanche, en ce qui a trait au statut matrimonial et au pays de naissance, le Québec se distingue du reste du Canada. En effet, 56 % des femmes québécoises étaient mariées et 20 % vivaient en union libre au moment d'avoir leur premier enfant, contre respectivement 75 et 4 % dans le reste du Canada avant 2001. Après 2001, la proportion de femmes au Québec étant mariée a diminué aux dépens de l'union libre. En contraste, dans le reste du Canada les mères restent majoritairement mariées (71 %). En ce qui concerne le pays de naissance, il y a une différence importante dans la proportion de femmes nées au Canada, qui est moins élevée et baisse plus rapidement dans le reste du Canada. Cette différence peut avoir un impact sur le comportement des femmes sur le marché du travail après l'arrivée des enfants, puisque les femmes immigrantes sont

moins susceptibles de travailler, ce qui s'expliquerait principalement par des facteurs culturels traditionnels (Bouarbat et Grenier, 2015).



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).
 Note : les revenus sont exprimés en dollars constants de 2016 et pondérés par les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 2.2 Évolution des statuts matrimoniaux des femmes à la naissance du premier enfant au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)

La Figure 2.2 représente l'évolution des statuts matrimoniaux des femmes au moment de la naissance du premier enfant à travers le temps au Québec et dans le reste du Canada. Le statut matrimonial peut être un facteur important dans la détermination des salaires. En effet, les femmes vivant en union libre ont tendance à suivre un modèle de vie plus égalitaire, c'est-à-dire qu'elles participent plus activement au marché du travail, la division du travail est moins marquée au sein du ménage comparé aux

femmes mariées (Davis et al., 2007 ; Domínguez-Folgueras, 2013). On constate que la diminution de la proportion de femmes mariées s'est faite de façon progressive et continue, et il en est de même pour la portion de femmes en union libre dans la province. Il n'y a pas eu de changement drastique autour de l'année du traitement, en 2001, qui pourrait expliquer une augmentation de revenus et interférer dans notre estimation de l'effet des politiques.

De retour au Tableau 2.3, l'écart de niveau d'éducation entre les deux groupes est minime, en effet il semble que les mères au Québec ont un niveau d'éducation légèrement plus faible que les femmes dans le reste du Canada, même si celui-ci s'est amélioré à travers le temps. L'écart est de 1,5 année de scolarisation avant 2001 et 0,8 pour la période après 2001. En termes du plus haut niveau de scolarité atteint, 10 et 6 % des mères au Québec n'ont aucun diplôme sur les deux périodes contre 7 et 5 % dans le reste du Canada. À première vue, il n'y a donc pas de différences majeures survenues avant et après 2001 dans les deux groupes géographiques. Nous pouvons donc observer que les deux groupes comparés sont relativement similaires en termes de caractéristiques sociodémographiques, exception faite du statut matrimonial.

Le Tableau 2.4 décrit les échantillons sur la base des caractéristiques liées au marché du travail²⁵. On voit que les mères au Québec ont rapporté avoir moins d'expérience professionnelle (9 ans) avant 2001 que les mères dans le reste du Canada (9,5 ans), contrairement à la période après 2001 où elles ont rapporté travailler plus (11,1 années contre 10,9).

²⁵ Les caractéristiques professionnelles, dont les heures travaillées, ne sont disponibles que pour les années de l'enquête, c'est-à-dire en 2011 et en 2013. Celles-ci sont présentées uniquement dans le but de dresser un portrait en ce qui concerne les caractéristiques liées à l'emploi des femmes et ne sont donc pas formellement utilisées dans les analyses des trajectoires de revenus.

Tableau 2.4 Caractéristiques professionnelles des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada

	Québec		Reste du Canada	
	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001
Caractéristiques professionnelles en 2013				
Expérience potentielle	29,6 (7,02)	14,5 (5,34)	28,5 (6,78)	15 (5,66)
Expérience effective	9,0 (5,75)	11,1 (5,8)	9,5 (5,88)	10,9 (6,05)
Heures travaillées par semaine	35,9 (11,29)	34,7 (10,83)	35,5 (12,04)	33,3 (13,18)
Ancienneté	13,7 (10,54)	7,95 (6,09)	12,9 (10,03)	6,5 (5,29)
Nombre d'employeurs	1,5 (0,90)	2,2 (3,06)	1,6 (1,03)	1,9 (1,34)
Secteur industriel à $\tau = 0$ (proportions)				
Commerce de détail	—	0,13 (0,34)	—	0,10 (0,30)
Finance et assurances	—	0,05 (0,21)	—	0,06 (0,23)
Services professionnels, scientifiques et techniques	—	0,06 (0,24)	—	0,08 (0,28)
Services administratifs, de soutien	—	0,06 (0,23)	—	0,06 (0,24)
Services d'enseignement	—	0,10 (0,30)	—	0,09 (0,28)
Soins de santé et assistance sociale	—	0,20 (0,40)	—	0,12 (0,32)
Services d'hébergement et de restauration	—	0,05 (0,21)	—	0,09 (0,28)
Administrations publiques	—	0,05 (0,21)	—	0,03 (0,17)

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : l'échantillon considéré comprend le panel non balancé. Le secteur « Services administratifs, de soutien » a été abrégé, le titre complet est « Services administratifs, service de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement ». Les 24 secteurs industriels ne sont pas tous présentés dans le tableau, nous avons inclus uniquement les plus gros secteurs. Les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

La différence entre l'expérience potentielle²⁶ et l'expérience effective est plus élevée au Québec avant 2001, indiquant que les mères se sont absentes plus souvent sur le marché du travail (20,6 ans contre 19 ans). Ceci ne tient plus après 2001, où on observe qu'elles se sont absentes moins souvent que dans le reste du Canada. Pour ce qui est des heures travaillées par semaine, les mères au Québec ont déclaré travailler plus, sur les deux périodes, que les femmes dans le reste du Canada. Le nombre d'heures a légèrement diminué entre les deux périodes d'environ une heure par semaine au Québec et deux heures dans le reste du Canada. Le nombre d'employeurs a évolué

²⁶ L'expérience potentielle est calculée de la façon suivante : âge en 2015 – nombre d'années d'éducation de la personne en 2015 – 6 ans (correspondant à l'âge d'entrée à l'école élémentaire)..

identiquement dans les deux groupes, passant de 1,9 à 2,2 au Québec et de 1,6 à 1,9 dans le reste du Canada.

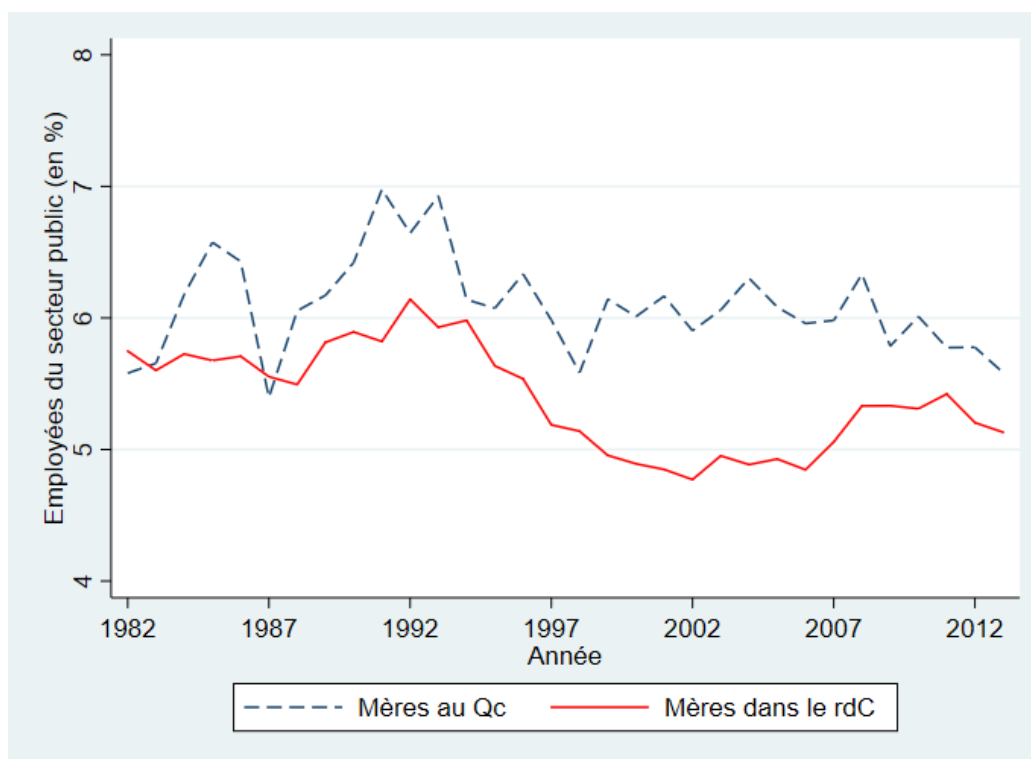
En ce qui concerne le secteur industriel, rappelons que les codes SCIAN ne sont disponibles qu'à partir de l'an 2000, raison pour laquelle les statistiques ne sont présentées que pour la période post-réforme. Autour de l'année de naissance du premier enfant, soit l'année précédente ou suivante selon l'information disponible, au Québec respectivement 20, 13 et 10 % des femmes travaillaient dans les soins de santé et assistance sociale, le commerce de détail ainsi que les services d'enseignement. Ces chiffres sont respectivement de 12, 10 et 9 % dans le reste du Canada. Cinq pour cent des mères travaillaient dans les administrations publiques²⁷ au Québec au moment d'avoir leur premier enfant contre 3 % dans le reste du Canada.

La Figure 2.3 montre l'évolution du pourcentage des femmes occupant un emploi dans le secteur des administrations publiques²⁸. On voit que sur la période de 1982-2013, les femmes au Québec sont proportionnellement plus employées par le secteur public que les femmes dans le reste du Canada, et on observe une tendance à la baisse dans les deux zones géographiques. Le secteur public offre généralement des conditions de travail plus avantageuses que dans le secteur privé, même si la rémunération y est moindre, ce qui pourrait affecter positivement les trajectoires de revenus des individus y travaillant. Le fait qu'une proportion beaucoup plus importante de femmes travaillant

²⁷ Le secteur des administrations publiques comprend les administrations fédérales, provinciales et territoriales, locales, municipales et régionales, autochtones et internationales et autres administrations publiques extraterritoriales.

²⁸ La variable « travailler dans le secteur public » n'est pas intégrée dans les analyses, elle est présentée ici uniquement pour appuyer le fait que les différences entre les trajectoires de revenus des femmes au Québec et dans le reste du Canada ne sont pas influencées par la proportion plus importante de femmes travaillant dans le secteur public au Québec.

dans le secteur public soit présente au Québec et qu'un changement important apparaisse autour de l'année 2001 aurait pu contaminer nos analyses, mais nous observons que ce n'est pas le cas. Nous n'avons pas présenté les statistiques pour chacun des 14 secteurs industriels, toutefois ces informations sont disponibles sur demande auprès des auteures.



Source : calculs des auteures à partir des données provenant de Statistique Canada. Tableau 14-10-0023-01. Caractéristiques de la population active selon l'industrie, données annuelles.

Figure 2.3 Évolution du nombre d'employées dans le secteur public au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)

Le Tableau 2.5 présente la comparaison de différents revenus pour chacun des groupes, soit les mères ayant eu leur premier enfant au Québec et celles ayant eu le leur dans le reste du Canada couvrant les deux périodes temporelles, à savoir les années regroupées avant et après 2001. Le panel A présente les revenus moyens gagnés avant la naissance,

soit $\tau < 0$ alors que le panel B présente ceux touchés l'année de la naissance et après, soit $\tau \geq 0$.

En ce qui concerne les revenus d'emploi réels, il y a des différences importantes entre les groupes. Premièrement, le niveau de revenu est plus faible au Québec que dans le reste du Canada, mais cette différence est plus importante avant 2001. Deuxièmement, les mères ayant eu leur premier enfant avant 2001 ont des revenus moins élevés que celles ayant eu leur enfant après 2001. Au Québec, la différence est de l'ordre de 20 %, différence beaucoup plus marquée que dans le reste du Canada où elle est d'environ 7 %. Cela peut s'expliquer en partie par la composition des groupes. Les mères ayant eu leur premier enfant avant 2001 ont eu leur premier enfant plus jeune et elles sont moins scolarisées que celles ayant donné naissance à partir de 2001. Il y a également une différence importante observée dans les revenus provenant de l'assurance-emploi. On remarque que cette source a presque doublé pour la période post-réforme et que l'augmentation est plus importante au Québec. On remarque aussi des prestations plus importantes d'assurance-emploi au Québec avant la naissance. Ceci peut en partie refléter des pratiques différentes en matière de retrait préventif. En ce qui concerne la participation au marché du travail (mesurée par des revenus de travail nuls dans les données), nous notons qu'après la naissance des enfants ($\tau \geq 0$), la participation des mères a augmenté au Québec : la proportion de mères avec un revenu de travail nul est passée de 28 % chez celles ayant eu leur premier enfant avant 2001 à 22 % pour les autres. Dans le reste du Canada, la participation au travail a diminué entre les deux cohortes, la proportion de mères avec un revenu de travail nul passant de 26 à 27 %. Notons également les différences importantes entre la participation au travail avant et après la naissance du premier enfant. Il y a une diminution importante du taux de participation après la naissance, ce qui pourrait être un des mécanismes en faveur de la baisse des revenus des mères post-naissance.

Tableau 2.5 Revenus réels moyens des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada

	Québec		Reste du Canada	
	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001
Panel A : Revenus moyens avant la naissance ($\tau < 0$)				
Revenu d'emploi	21 590 (15 389)	26 269 (19 206)	28 793 (20 666)	30 900 (24 466)
Prestations d'assurance-emploi	1 648 (1 907)	2 364 (2 797)	1 247 (1 818)	1 214 (1 952)
Revenu total avant impôt	24 983 (15 622)	33 211 (23 613)	31 949 (21 186)	35 021 (25 805)
Revenu total après impôt	24 485 (16 198)	27 826 (16 513)	26 826 (15 789)	30 046 (19 816)
Revenu familial	60 459 (31 469)	80 669 (46 553)	78 163 (50 201)	88 609 (54 351)
Revenu nul (en proportion)	0,10 (0,30)	0,09 (0,28)	0,06 (0,24)	0,11 (0,31)
Panel B : Revenus moyens après la naissance ($\tau \geq 0$)				
Revenu d'emploi	21 920 (20 822)	26 835 (23 732)	25 050 (26 326)	25 889 (26 088)
Prestations d'assurance-emploi	1 547 (1 518)	3 772 (4 098)	1 608 (1 566)	2 956 (2 996)
Revenu total avant impôt	29 644 (24 570)	40 336 (25 367)	32 638 (29 357)	35 470 (28 038)
Revenu total après impôt	26 361 (20 604)	35 027 (17 858)	27 787 (20 208)	31 020 (21 420)
Revenu familial	74 506 (51 272)	91 074 (54 386)	85 228 (72 163)	98 496 (66 094)
Revenu nul (en proportion)	0,28 (0,45)	0,22 (0,41)	0,26 (0,44)	0,27 (0,44)

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012-2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : l'échantillon considéré est le panel non balancé. Les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada et les revenus sont exprimés en dollars constants de 2016. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Dans l'ensemble, le Québec et le reste du Canada présentent de nombreuses caractéristiques démographiques comparables. Il en est de même pour les tendances temporelles observées dans les deux zones géographiques. Néanmoins, ces deux groupes ont suivi des cheminements différents quant à l'évolution de la structure des ménages, où une proportion grandissante de couples choisit l'union libre au Québec. Mis à part cet aspect, il n'y a pas de différences notables entre le Québec et le reste du Canada, avant et après les changements de politiques, excepté pour les différentes variables dépendantes que nous considérons, soit les revenus.

2.5 Méthodologie

Dans cette section, nous décrivons le processus de sélection des échantillons ainsi que les méthodologies utilisées pour estimer, respectivement, les trajectoires de revenus des femmes et des hommes relativement à la naissance de leur premier enfant, et l'effet des politiques familiales sur ces trajectoires de revenus.

2.5.1 Échantillonnage

Pour mener cette étude, la base de données finale doit inclure des mères et des pères observés sur une longue période avant et après la naissance du premier enfant, ainsi que des individus sans enfant ayant des caractéristiques semblables à celles des individus avec enfants pour fins de comparaison. Ayant en tête ces considérations, les restrictions suivantes ont été appliquées.

Premièrement, puisque l'objet de l'étude est l'évolution des revenus sur le marché du travail²⁹, l'échantillon est restreint aux individus en âge de travailler, soit ceux entre 18 à 64 ans durant la période d'observation (1982 à 2013).

Deuxièmement, les femmes et les hommes ayant eu leur premier enfant après 40 ans ont été retirés de l'échantillon puisqu'ils ont des profils de revenus différents (Zhang, 2008). Selon la Base de données sur les naissances, la majorité des enfants nés au Canada ont été mis au monde par des mères âgées de moins de 40 ans. Le pourcentage d'enfants nés de mères de plus de 40 ans était de 1 % en 1991, comparativement à 2,9 % en 2005 (Statistique Canada, Tableau 13-10-0416-01).

Par contre, on remarque que l'âge à la première naissance ne cesse d'augmenter depuis la fin des années soixante. En 1966, l'âge moyen à la première naissance était à son plus bas à 23,5 ans, puis en 1980 on remonte à 24,9 ans pour finalement atteindre 28 ans en 2005, dernière année de naissance dans notre échantillon (Statistique Canada, 2018a). Durant les dernières décennies, les femmes ont donc de plus en plus tendance à reporter le moment d'avoir leur premier enfant. Compte tenu de la période couverte

²⁹ Nous nous concentrons uniquement sur les revenus d'emploi des personnes employées (les revenus issus d'un travail autonome sont exclus).

par nos données, il sera donc important de créer un groupe contrôle dont les caractéristiques incluant l'âge évoluent de la même manière.

Enfin, afin d'obtenir un groupe contrôle comparable d'individus sans enfant, nous avons généré un échantillon de parents synthétiques, c'est-à-dire que nous avons assigné des naissances fictives à des individus initialement sans enfant dans la base de données. Pour cela, nous avons appliqué une méthode d'appariement des coefficients de propension (*propensity score matching* en anglais) pour appairer les femmes et les hommes sans enfant aux femmes et aux hommes ayant des enfants. Basés sur des caractéristiques observables telles que l'éducation, le statut matrimonial et la cohorte de naissance, nous avons apparié des individus sans enfant à des individus avec enfant comparables sur les scores de propension en utilisant la méthode du plus proche voisin. Ensuite, à l'intérieur de chaque paire, nous avons attribué l'âge auquel les vrais parents ont eu leur premier enfant aux individus sans enfant, et nous en avons ainsi déduit l'année fictive de la première naissance de ces individus sans enfants³⁰. Ces restrictions mènent en bout de ligne à un échantillon final de parents et d'individus sans enfant âgés de 18 à 50 ans³¹.

Pour l'analyse des politiques et programmes, nous utilisons ce que nous appelons le « panel non balancé » afin de maximiser la taille des échantillons. Dans ce panel, nous conservons tous les individus qui sont observés en continu autour de la naissance dans

³⁰ Nous avons également utilisé la méthodologie de Kleven et al. (2019b) qui consiste premièrement à exclure les individus âgés de moins de 40 ans et qui ont une forte probabilité d'avoir des enfants dans les années futures. Ensuite, l'âge de la première naissance est imputé aléatoirement aux individus sans enfant de façon à ce que la distribution dans les deux groupes soit identique. Les résultats obtenus sont similaires, peu importe la méthode d'imputation choisie.

³¹ Des analyses supplémentaires, non présentées ici, ont également montré que les résultats sont robustes au choix de prendre en compte les individus âgés de 25 à 50 ans.

les relevés fiscaux, mais la période d'observation peut être inférieure à 15 ans. La période minimale d'observation est d'une année. Ainsi, le panel n'est pas parfaitement équilibré, c'est-à-dire que nous n'imposons pas de contrainte sur la fenêtre temporelle d'observation, imposant aux individus d'être présents à chacune des années dans la fenêtre de 15 ans. De plus, la contrainte concernant le moment de la naissance est aussi relâchée. Ainsi toutes les naissances entre 1982 et 2013 sont conservées.

Dans une analyse de robustesse, nous construisons également un échantillon de parents parfaitement équilibré, c'est-à-dire que l'on peut continuellement suivre dans un intervalle de temps défini aux alentours de la naissance du premier enfant. Nous restreignons l'échantillon aux parents pour lesquels la déclaration de revenus est disponible dans l'intervalle de temps allant de cinq ans avant à 10 ans après la naissance de leur premier enfant. Ceci nous permet de ne pas avoir de « trous » ou de revenus manquants pour une ou plusieurs années dans l'historique de revenus de la personne. Cette restriction nous impose de conserver uniquement les parents qui ont donné naissance à leur premier enfant entre 1987 et 2003 et qui avaient plus de 23 ans lors de cet événement. Par la suite, nous ferons référence à ce panel sous l'appellation « panel restreint » ou « panel parfaitement équilibré ».

2.5.2 Modèle pour l'estimation des trajectoires de revenus

Le modèle le plus approprié pour étudier de manière longitudinale les écarts de revenus entre les mères et les femmes sans enfant est celui basé sur une approche événementielle (*event study analysis* en anglais). Par ailleurs, nous avons constaté qu'un nombre croissant d'études en économie se sont basées sur cette approche pour explorer les questions associées aux conséquences économiques liées à la naissance des enfants (Zhang, 2010 ; Kleven et al., 2019b ; Kuziemko et al., 2018 ; Angelov et al., 2016). Dans la présente étude, nous utilisons également cette approche pour examiner les variations de revenus des femmes et des hommes suite à la naissance de leur premier enfant.

Tout d'abord, pour l'échantillon des parents, nous définissons ici l'évènement comme étant l'année de naissance du premier enfant et construisons un ensemble d'indicateurs temporels s'échelonnant sur une période de 15 ans autour de celle-ci, soit cinq ans avant et 10 ans après. Toutes les naissances sont donc indexées de façon à observer les trajectoires de revenus des individus relativement à la naissance de leur premier enfant ($\tau = 0$). Les années observées sont donc de cinq ans avant la naissance ($\tau = -5$) à 10 ans après la naissance ($\tau = +10$), autrement dit sur la période $-5 \leq \tau \leq 10$.

Afin d'analyser les changements de revenus des parents survenus dans la fenêtre de 15 ans entourant la naissance de leur premier enfant, nous estimons le modèle de régression linéaire multiple suivant :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - YOB_i] + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt} \quad (1)$$

Dans ce modèle, qui est également celui utilisé par Kleven et al. (2019b), la variable dépendante Y_{ipt}^g correspond aux revenus d'emploi annuels en termes réels, c'est-à-dire corrigés pour l'inflation et exprimés en dollars constants de 2016, pour l'individu i (de genre g), dans la province p , au temps t . Dans d'autres spécifications, nous utilisons également d'autres sources de revenus tels que les revenus totaux individuels avant et après impôt, le revenu familial ainsi que le montant des prestations d'assurance-emploi. Le terme $I[\tau = t - YOB_i]$ est une variable indicatrice égale à 1 si l'année d'observation t correspond à τ années avant ou après la naissance. Ainsi, les paramètres d'intérêt, soit les paramètres mesurant les changements dans les revenus des individus à la suite de la naissance de leur premier enfant, sont β_{τ} . Ces paramètres sont indexés par rapport à la naissance du premier enfant, soit de cinq ans avant à 10 ans après. Ici, nous omettons la variable dichotomique associée à $\tau = -2$, impliquant que tous les autres coefficients seront interprétés relativement à celui-ci. Ainsi, les coefficients $\beta_{\tau \neq -2}$ mesurent les

changements de revenus moyens des parents suite à l'arrivée de leur premier enfant, et sont exprimés par rapport aux revenus gagnés deux ans avant ladite naissance.

Au Canada, puisque les futures mères sont éligibles au congé de maternité plusieurs semaines avant la date prévue de l'accouchement³², une baisse des revenus dès l'année calendaire précédant la naissance, soit $\tau = -1$, est anticipée. Effectivement, pour les naissances ayant lieu en début d'année, le retrait du marché du travail s'effectue l'année calendaire précédant l'année de naissance. Or, la base de données que nous utilisons, aussi riche soit-elle, ne nous permet pas de confirmer cette hypothèse, car les répondants ont seulement indiqué l'année de naissance de leur(s) enfant(s) et non la date complète incluant le mois. Kleven et al. (2019b), qui disposaient de l'information complète concernant la date de naissance des enfants et d'un échantillon considérablement plus large, ont cependant montré qu'en restreignant leurs analyses sur les naissances ayant eu lieu en janvier, une légère baisse des revenus d'emploi était observée l'année calendaire précédant la naissance, ce qui appuie notre hypothèse.

Le terme $I[\alpha = Age_{it}]$ est un ensemble de variables dichotomiques d'âge. Les individus inclus dans l'échantillon restreint (c'est-à-dire l'échantillon parfaitement balancé) sont âgés de 25 à 50 ans, ce qui implique qu'il y a 25 variables dichotomiques d'âge (dont la variable dichotomique omise associée à $\alpha = 25$). Ajouter des effets fixes d'âge dans le modèle permet de contrôler pour les effets de cycle de vie en comparant des individus de même âge. Nous introduisons également des effets fixes de provinces

³² Historiquement, le congé de maternité peut débuter plus tôt avant la date d'accouchement prévue dans la province du Québec comparativement aux autres provinces canadiennes. Actuellement, celui-ci peut débuter 16 semaines avant la date prévue de l'accouchement au Québec, contre 12 semaines au Canada (Gouvernement du Canada, s. d. ; Gouvernement du Québec, s. d.).

δ_p et d'années γ_t afin de prendre en compte les différences provinciales et temporelles observées au cours de la période. Nous avons omis la province $p = 10$, correspondant à la province de Terre-Neuve-et-Labrador³³, et l'année $t = 1982$. Le dernier terme, μ_{ipt} , correspond au terme d'erreur du modèle. Nous estimons l'équation (1) séparément pour les mères et les pères (le genre g).

Les coefficients $\beta_{\tau \neq -2}$ obtenus sont exprimés en niveau, c'est-à-dire qu'ils représentent les variations de revenus rapportés en dollars. Afin de convertir ces estimations en pourcentage du revenu relativement aux individus sans enfant (P_τ), nous avons appliqué la méthode de conversion également utilisée par Kleven et al. (2019b). Cette méthode consiste à diviser chacun des coefficients estimés $\hat{\beta}_\tau$ par l'espérance du revenu des individus sans enfant. La formule pour obtenir P_τ est donc la suivante :

$$P_\tau = \frac{\hat{\beta}_\tau}{E[\hat{Y}_{ipt}|\tau]} \quad (2)$$

Les valeurs \hat{Y}_{it} sont les prédictions obtenues à partir des estimations du modèle linéaire suivant, estimé uniquement à partir des données des individus sans enfant :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt} \quad (3)$$

Ce modèle n'inclut pas les dichotomiques de temps relativement à la naissance. Par contre, puisque des naissances fictives ont été attribuées aux personnes sans enfant sur la base de leurs caractéristiques, il nous est ensuite possible d'estimer $E[\hat{Y}_{ipt}|\tau]$. Les coefficients P_τ expriment les variations (en pourcentage, si multiplié par 100) de

³³ Le choix de la variable omise, ici Terre-Neuve-et-Labrador, n'influence pas la valeur des coefficients d'intérêt $\hat{\beta}_\tau$, celle-ci jouant le rôle de variable de contrôle.

revenus des mères et des pères relativement aux femmes et aux hommes sans enfant et relativement aux revenus gagnés deux ans avant la première naissance.

La section précédente révèle que l'entrée dans la parentalité génère des différences importantes en termes de revenu d'emploi entre les femmes et les hommes. La section qui suit évalue l'impact de différentes politiques familiales sur les pénalités liées à la maternité et donc potentiellement sur les écarts homme-femme.

2.5.3 Modèle pour l'analyse de politiques familiales

Nous présentons dans cette sous-section les différentes méthodologies utilisées pour analyser l'impact des politiques familiales, implémentées au Canada et au Québec depuis 1997 et décrites dans la section 2.3, sur les trajectoires de revenus des femmes et des hommes.

2.5.3.1. Modèle de simple différence — Réforme du congé parental fédéral

Nous commençons par l'analyse de la réforme du programme fédéral des congés parentaux ayant eu lieu en 2001. Globalement, cette réforme a permis d'augmenter la durée cumulative des congés parentaux, incluant le congé de maternité et parental, de six mois à un an dans l'ensemble des provinces canadiennes. À cet égard, nous avons suivi la méthodologie utilisée par Baker et Milligan (2010) qui estiment l'impact des soins maternels offerts aux nouveau-nés sur le bien-être et le développement des enfants en exploitant la réforme fédérale des congés parentaux comme source exogène de variation. Nous estimons le modèle linéaire suivant par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)³⁴ :

³⁴ Afin d'obtenir une meilleure visualisation des effets de la réforme, nous présentons graphiquement les résultats de l'estimation du modèle suivant (équivalent au modèle (4)) :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - YOB_i] + \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau}^D \cdot I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{Post}_i + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt} \quad (4)$$

Dans le modèle (4), nous utilisons certaines des variables dépendantes parmi celles utilisées dans les modèles de base, à savoir les revenus d'emploi ainsi que les revenus totaux individuels avant impôts. \mathbf{Post}_i est une variable dichotomique égale à 1 si un individu a eu son premier enfant en 2001 ou après, 0 sinon. Ainsi, les coefficients β_{τ}^a capturent les variations de revenus de $\tau = -5$ à $\tau = 10$, et les coefficients β_{τ}^D mesurent les variations supplémentaires pour ceux et celles ayant eu le premier enfant après 2001. Les coefficients β_{τ}^D nous permettent ainsi d'estimer l'impact de la réforme des congés parentaux canadiens sur les trajectoires de revenus entourant la naissance d'un enfant. Nous continuons d'omettre la variable dichotomique associée à $\tau = -2$, de façon à ce que tous les autres coefficients soient toujours interprétés par rapport aux revenus gagnés deux ans avant la naissance.

Nous appelons le modèle (4) modèle de simple différence (D), puisque ce type de modèle nous permet de comparer la moyenne conditionnelle des revenus des individus ayant bénéficié de la réforme à ceux n'en ayant pas bénéficié, correspondant de fait aux individus ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 respectivement et tel que représenté par l'équation (5). Y_{ipt}^g représente la variable dépendante, soit les revenus, $\mathbf{Post}_i = 1$ représente les années de naissance

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{Pre}_i + \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau}^D \cdot I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{Post}_i + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt}$$

postérieures à 2001 (incluant 2001) et $\mathbf{Post}_i = 0$ représente les années de naissance antérieures à 2001. La réforme s'étant appliquée à l'ensemble des provinces canadiennes, nous ne pouvons pas construire de groupe contrôle.

$$\beta_\tau^D = E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 1] - E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 0] \quad (5)$$

En bref, cette méthode permet d'estimer l'effet total moyen de l'augmentation des congés parentaux en exploitant la réforme comme source de variation exogène et en comparant les trajectoires de revenus des hommes et des femmes qui ont eu leur premier enfant avant à ceux qui l'ont eu après 2001.

Il faut noter que nous n'avons pas d'informations rétrospectives concernant les congés parentaux au sein de l'enquête³⁵ et que ces informations ne sont pas non plus disponibles dans les fichiers administratifs. Nous ne sommes donc pas en mesure d'identifier les individus qui ont effectivement pris un congé plus long suite à la réforme. La procédure que nous utilisons nous permet d'identifier les effets de l'intention de traitement (*intent-to-treat (ITT)* en anglais), puisque nous estimons l'effet sur toute la population potentiellement éligible plutôt que sur les individus qui ont effectivement reçu le traitement, c'est-à-dire les individus qui auraient bénéficié des nouvelles modalités du congé parental. En 2001, le taux estimé de prise de congé parental était d'environ 59 % pour les nouvelles mères et 21 % pour les nouveaux pères. En 2005, ce taux est passé à 61 % pour les mères et est resté stable pour les pères, soit 21 % (Statistique Canada, 2018b). Étant donné les niveaux de revenus observés

³⁵ Ces informations sont disponibles dans l'enquête à partir de la vague 2, mais ne concernent que les enfants qui sont nés au cours de la période de référence, soit entre janvier et mai 2014.

avant la naissance de l'enfant, il est fort probable que la majorité des parents dans notre échantillon aient été éligibles aux congés parentaux depuis 2001.

L'un des objectifs de la réforme fédérale des congés parentaux était de permettre aux parents en emploi de prendre soin de leur enfant plus longtemps, tout en garantissant leur retour sur le marché du travail. Étant donné que les congés sont dorénavant d'une durée d'un an, il est fort probable que les revenus d'emploi perçus l'année suivant la naissance ($\tau = 1$) soient plus faibles comparativement à ceux n'ayant pas bénéficié de la réforme. Mais à long terme, les trajectoires de revenus devraient être affectées positivement puisque cette réforme permet de renforcer la continuité au marché du travail. Selon une étude réalisée par Marshall (2003), la proportion de femmes qui retourne sur le marché du travail après un congé long (neuf à 12 mois) est passée de 8 % en 2000 à 47 % en 2001, soit une année après la mise en place de la réforme. La grande majorité des mères qui retournent rapidement au travail après l'accouchement sont des travailleuses autonomes ou des employées non éligibles. Ces individus ont peu de chance de se retrouver dans notre échantillon puisque nous avons sélectionné les hommes et les femmes qui ont déclaré des revenus d'emploi provenant des T4, ne tenant pas en compte les revenus de travail autonome.

Les parents qui trouvaient les congés trop courts ne sont plus contraints de quitter leur emploi pour continuer à s'occuper de leur enfant en bas âge. Dans ce contexte, nous nous attendons à ce que la réforme ait eu un effet moyen positif sur les trajectoires de revenus des nouveaux parents, du moins à long terme. En effet, à court terme, les congés parentaux peuvent entraîner des effets négatifs directs sur les revenus, en s'absentant du marché du travail pour une durée prolongée. Mais à plus long terme, cela permet aux mères de garder un meilleur attachement au marché du travail, du moins pour celles désirant retourner travailler avec le même employeur et dans les mêmes conditions de travail.

Une des limites de notre approche est que l'effet estimé peut à la fois mesurer l'impact de la réforme fédérale, mais aussi l'impact de tout autre changement ayant eu lieu durant les mêmes années et ayant un effet sur les trajectoires de revenus des parents. Nous pouvons identifier au moins trois réformes qui sont survenues en 2001 et qui potentiellement pourraient interférer avec notre analyse.

La première est le programme de places à contribution réduite instaurée au Québec à partir de 1997, mais qui depuis 2001 permet à tous les parents d'enfants âgés de moins de cinq ans de bénéficier d'un tarif réduit pour une place en service de garde (voir Figure 2.1). Comme mentionné dans la section 2.3, Baker et al. (2008), Lefebvre et Merrigan (2008) et Haeck et al. (2015) trouvent que l'introduction de ce programme sur la période de 1997 à 2000 a eu un impact positif et significatif sur l'offre de travail des mères et donc indirectement sur leur revenu d'emploi. Afin de ne pas confondre ces deux effets, nous estimons notre modèle sur l'ensemble des provinces canadiennes, mais en excluant le Québec.

La deuxième est l'initiative de prestation nationale pour enfants (PNE) survenue en 2001 et visant principalement les familles avec enfant ayant de faibles revenus, mais aussi dans une moindre mesure celles ayant des revenus moyens. Baker et Milligan (2008 ; 2010) soulignent que la bonification de la prestation pour enfant a principalement touché les familles monoparentales. Ces auteurs suggèrent une analyse sur les familles à deux parents afin de cibler l'effet de la réforme des congés parentaux sur les enfants. Comme notre objectif est de comprendre l'effet sur les revenus de travail et que ces réformes n'affectent pas directement les revenus d'emploi, nous

conservons les familles monoparentales dans nos analyses. Il demeure cependant possible que la PNE ait eu un effet indirect sur la participation au marché du travail³⁶.

Enfin, la troisième réforme est celle de l'aide au revenu ayant eu lieu au Manitoba en 2001. Les familles à faible revenu ont bénéficié du rétablissement complet du supplément de la prestation nationale pour enfant (SPNE). Milligan et Stabile (2009) étudient l'effet de cette réforme sur l'offre de travail et les revenus des familles et trouvent que cette réforme a eu un impact significatif sur les familles avec un faible niveau d'éducation et donc à faible revenu. Cette réforme a eu un impact négatif sur l'offre de travail, mais positive sur les revenus gagnés, indiquant que d'une part certains individus ont quitté le marché du travail y voyant un avantage, mais que ceux qui sont restés ont gagné significativement plus. Nous pouvons estimer la régression en imposant un revenu minimum et voir si cette restriction affecte les résultats. Nous avons également conduit les analyses en excluant la province du Manitoba et les résultats sont robustes (voir Figure B2 en annexe).

2.5.3.2. Modèle de différence-en-différences — Les politiques du Québec

Afin d'évaluer l'effet des politiques familiales québécoises sur l'écart salarial lié à la maternité, à savoir l'instauration de services de garde subventionnés à partir de 1997 et la création en 2006 du Régime québécois d'assurance parental, nous estimons le modèle linéaire suivant par la méthode des moindres carrés ordinaires³⁷ :

³⁶ Nous avons également effectué une analyse dans laquelle nous avons exclu les femmes monoparentales de l'échantillon et les résultats ne changent pas de manière significative (voir Figure B1 en annexe). Nous en concluons qu'inclure les parents monoparentaux n'influence pas nos résultats.

³⁷ Afin d'obtenir une meilleure visualisation des effets des réformes, nous présentons graphiquement les résultats de l'estimation du modèle suivant (équivalent au modèle 6) :

$$\begin{aligned}
Y_{ipt}^g = & \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau}^a \cdot I[\tau = t - YOB_i] + \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau}^{DD} \cdot I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{Post}_i * \mathbf{Quebec}_i \\
& + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt} \quad (6)
\end{aligned}$$

Les termes de la régression du modèle (6) sont identiques à ceux du modèle (4), excepté le deuxième terme. Il y a désormais deux termes d'interaction à l'ensemble de variables temporelles relatives à la naissance, soit la variable dichotomique post-traitement \mathbf{Post}_i et une variable dichotomique (\mathbf{Quebec}_i) égale à 1 si un individu a donné naissance à son premier enfant au Québec, 0 sinon. Les coefficients β_{τ}^{DD} obtenus mesurent l'effet total moyen du traitement, qui est défini par le fait d'avoir eu un premier enfant au Québec en 2001 ou après, dans toute la population.

$$\begin{aligned}
\beta_{\tau}^{DD} = & \{E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 1, \mathbf{Quebec}_i = 1] - E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 0, \mathbf{Quebec}_i = 1]\} \\
& - \{E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 1, \mathbf{Quebec}_i = 0] - E[Y_{ipt}^g | \tau, \mathbf{Post}_i = 0, \mathbf{Quebec}_i = 0]\} \quad (7)
\end{aligned}$$

L'estimateur β_{τ}^{DD} est appelé estimateur de double-différences ou de différence-en-différences (DD). Cette approche quasi expérimentale permet d'estimer l'effet causal d'un traitement en comparant les changements d'une variable à travers le temps pour le groupe traitement (les personnes touchées par le traitement) à ceux du groupe contrôle (les personnes non touchées par le traitement). Dans l'équation (5), $\mathbf{Quebec}_i = 1$ représente le groupe traitement à savoir les parents dont le premier

$$\begin{aligned}
Y_{ipt}^g = & \sum_{\tau=-5}^{10} \left[I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{Quebec}_i * [\delta_{\tau}^{post,qc} \mathbf{Pre}_i + \delta_{\tau}^{pre,qc} \mathbf{Post}_i] \right] \\
& + \sum_{\tau=-5}^{10} \left[I[\tau = t - YOB_i] * \mathbf{RoC}_i * [\delta_{\tau}^{post,rdc} \mathbf{Pre}_i + \delta_{\tau}^{pre,rdc} \mathbf{Post}_i] \right] + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \\
& \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt}
\end{aligned}$$

enfant est né au Québec, $Quebec_i = 0$ représente le groupe contrôle, soit les parents dont le premier enfant est né dans le reste du Canada. Le traitement représente le fait d'avoir été exposé aux politiques favorables survenues après 2001, soit les services de garde à contribution réduite et le régime d'assurance parentale bonifiée en 2006, $Post_i = 0$ représente les années antérieures à 2001 et $Post_i = 1$ représente les années postérieures à 2001 (incluant 2001).

De même que la méthode de simple différence, cette méthode nous permet d'identifier l'effet de l'intention de traiter (ITT), puisque nous ne sommes pas en mesure d'identifier à travers les fichiers administratifs les parents dont les enfants ont effectivement fréquenté un service de garde subventionné ou ceux ayant profité de l'assurance parentale³⁸. Selon Findlay et Kohen (2012), qui utilisent les données de l'Enquête sur les jeunes Canadiens de 2010, la plupart des mères vivant au Québec et qui travaillaient l'année précédant la naissance ont déclaré avoir pris un congé payé (97 %) et ce congé était d'environ 48 semaines. McKay et al. (2016) révèlent que la proportion de mères québécoises éligibles aux congés parentaux est passée de 80,5 à 89,3 % entre 2007 et 2013, soit une augmentation de 8,8 points de pourcentages entre les deux périodes, alors qu'ailleurs au Canada cette proportion est restée relativement stable sur la même période (64 %). La proportion relativement élevée du taux d'utilisation des congés parentaux au Québec nous assure de capter une large proportion de parents susceptibles d'avoir bénéficié des modifications des politiques familiales québécoises au sein de notre échantillon. De même, selon les données du ministère de la Famille (Ministère de la Famille, s. d.), 56,6 % des enfants de moins de cinq ans fréquentaient un service de garde régi en 2013. Aussi, en estimant l'effet sur

³⁸ Ces informations sont disponibles dans l'enquête à partir de la vague 2, mais ne concernent que les enfants qui sont nés au cours de la période de référence, soit entre janvier et mai 2014.

toute la population plutôt que sur ceux qui ont réellement bénéficié de la réforme, on a l'avantage de potentiellement capter l'impact total et indirect de ces réformes.

Nous nous attendons également à ce que ces réformes aient eu un impact positif sur les revenus des mères, contribuant ainsi à réduire la pénalité liée à la maternité et plus généralement les écarts de revenus entre les femmes et les hommes. En effet, les parents qui trouvaient les congés trop courts ne sont plus contraints de quitter leur emploi pour continuer à s'occuper de leur enfant en bas âge. Une fois leur congé parental achevé, qui peut durer jusqu'à un an, les parents peuvent bénéficier d'une place en service de garde à un tarif avantageux. Dans ce contexte, nous nous attendons à ce que la réforme ait eu un effet moyen positif sur les trajectoires de revenus des nouveaux parents, du moins à long terme. En effet, à court terme, les congés parentaux peuvent entraîner des effets négatifs directs sur les revenus, en s'absentant du marché du travail pour une durée prolongée. Mais à plus long terme, cela permet de maintenir une continuité d'emploi, et de limiter la mobilité professionnelle qui peut être un frein à l'avancement professionnel (Lundborg et al., 2017).

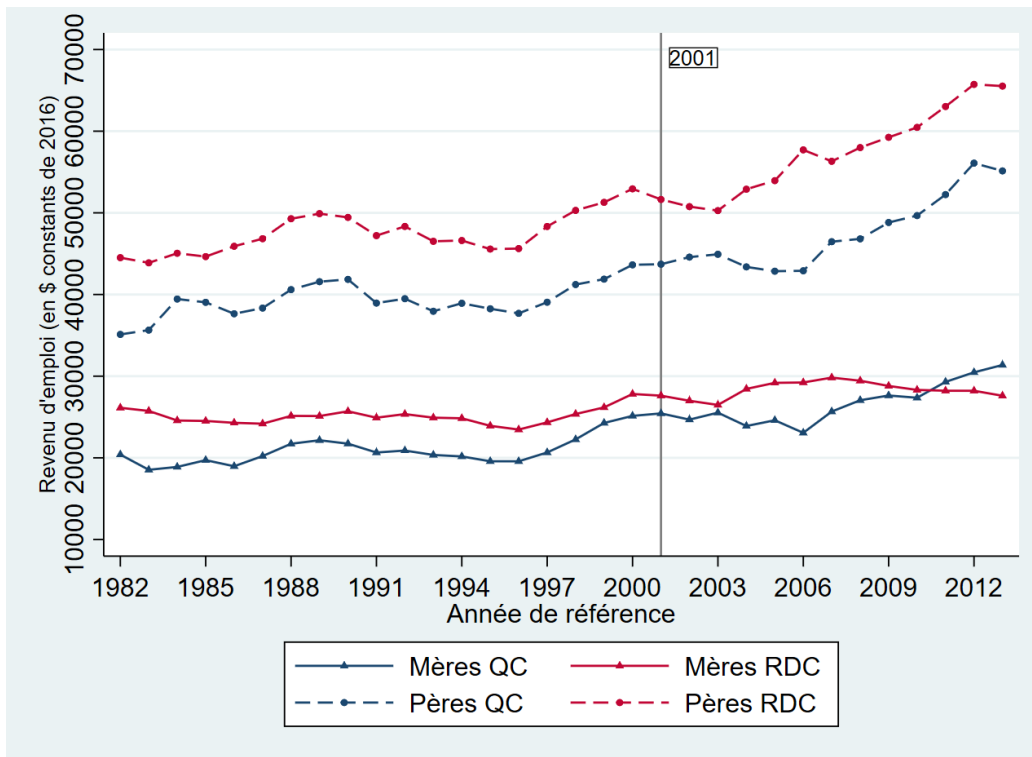
La méthode DD fournit une estimation plus fiable que la méthode de simple différence (D) qui compare seulement les changements dans le temps. La méthode DD permet de neutraliser les différences initiales entre les groupes traitement et contrôle, en plus de neutraliser l'impact d'autres changements ayant pu survenir durant la période d'observation et ayant affecté également le groupe contrôle et le groupe traitement. Bien entendu, il demeure possible qu'un événement spécifique au Québec soit survenu durant la période d'observation, mais à notre connaissance les changements majeurs ayant pu affecter le travail des parents ont été identifiés dans cette étude. C'est l'impact de l'ensemble de ces changements que nous mesurons et que nous regroupons sous le terme *politiques familiales*.

Une des hypothèses fondamentales à la validité de l'approche DD est l'hypothèse de la tendance commune. L'implémentation de cette approche est efficace seulement si les tendances étaient les mêmes dans les deux groupes avant le traitement, soit avant 2001 dans notre cas. Ainsi on souhaite s'assurer que nos variables de résultats dans le groupe de contrôle et le groupe traitement évoluaient de la même manière avant la réforme, afin qu'ils soient effectivement comparables.

On peut tout d'abord évaluer visuellement cette hypothèse en inspectant les données. La Figure 2.4 nous donne une visualisation graphique des revenus d'emploi gagnés par les hommes et les femmes ayant des enfants dans les deux groupes. Nous observons qu'avant 1995³⁹, les trajectoires de revenus des parents dans les deux groupes (Québec et le reste du Canada) sont quasiment similaires. Il est important de noter que la différence en niveau des courbes est captée par le modèle, c'est l'évolution qui se doit d'être similaire avant la réforme. À partir de 1997, moment où la réforme des services de garde à contribution réduite entre en vigueur pour les enfants de quatre ans, les revenus des mères québécoises commencent à converger vers les revenus des mères canadiennes. En 2010, les revenus des mères québécoises sont égaux à ceux des mères canadiennes, puis finalement deviennent même plus élevés de 2011 à 2013. Ainsi, depuis 1982, les femmes québécoises ont gagné relativement moins que leurs homologues dans le reste du Canada, cependant l'écart commence à se réduire dès 1998 et la tendance se renverse complètement après 2010. Ce schéma n'est pas observé chez les pères. Les revenus des pères du Québec et du reste du Canada évoluent en parallèle durant toute la période d'observation.

³⁹ Des analyses de robustesse sont réalisées pour changer 2001 en 1995 pour identifier l'année de la réforme, et ceux-ci ne suggèrent qu'il n'y a aucun effet.

La Figure 2.5 présente les revenus d'emploi annuels des mères relativement à la naissance de leur premier enfant. Les courbes identifiées par *pré* et *post* représentent respectivement les trajectoires de revenus des femmes qui ont donné naissance à leur premier enfant avant 2001 et à partir de 2001.

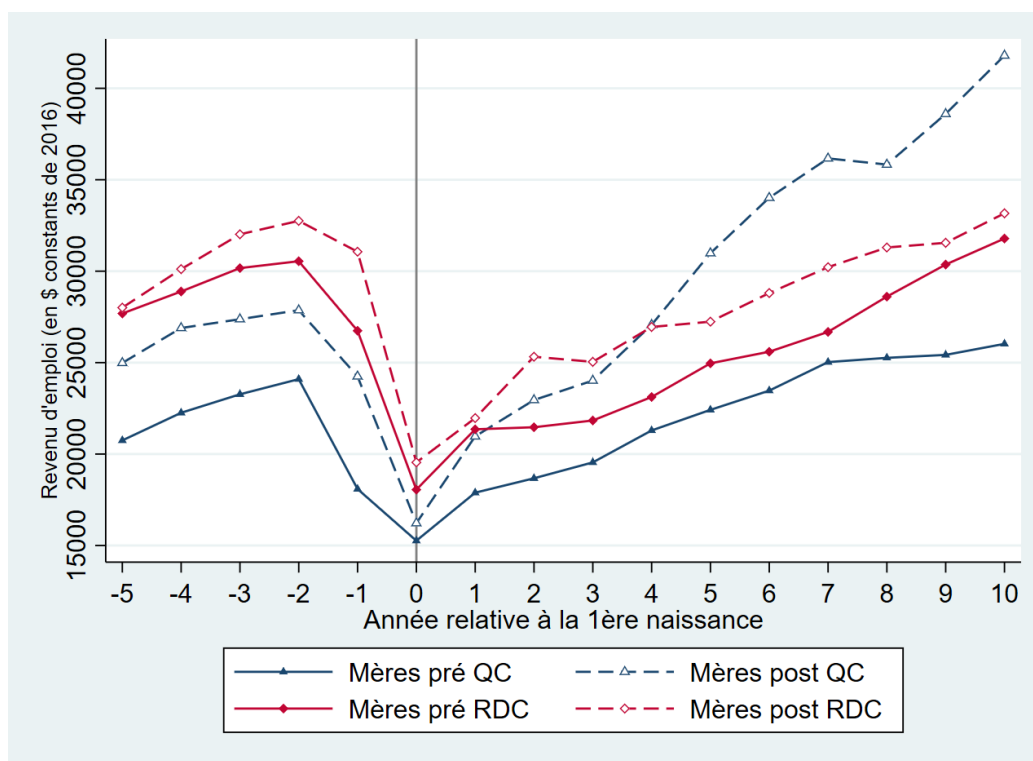


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).
 Note : les revenus sont exprimés en dollars constants de 2016 et pondérés par les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 2.4 Évolution des revenus des mères et des pères (1982-2013)

Tout d'abord, on constate que les tendances pré-naissance sont relativement les mêmes au Québec et dans le reste du Canada que ce soit pour les courbes *pré* ou *post*. Ceci vient appuyer l'hypothèse de tendance commune et par le fait même notre utilisation de la méthode de différence-en-différences. La validité de l'hypothèse de tendance commune est toutefois vérifiée plus formellement à la section 2.6.4.3 au moyen d'un test « placebo ». On constate que la trajectoire de revenus des mères qui ont donné

naissance à leur premier enfant après 2000 au Québec rattrape celle des mères dans le reste du Canada dès la quatrième année, alors que les mères québécoises gagnaient moins avant la naissance. On remarque aussi que la trajectoire de revenu des mères québécoises continue d'augmenter au-delà de l'année quatre, accentuant ainsi l'écart entre les mères du Québec et celles du reste du Canada. Enfin, on note aussi qu'au Québec les mères rattrapent le niveau de revenus qu'elles gagnaient avant la naissance plus rapidement que les mères dans le reste du Canada (quatre à six ans au Québec, contre 9 à 10 ans dans le reste du Canada).

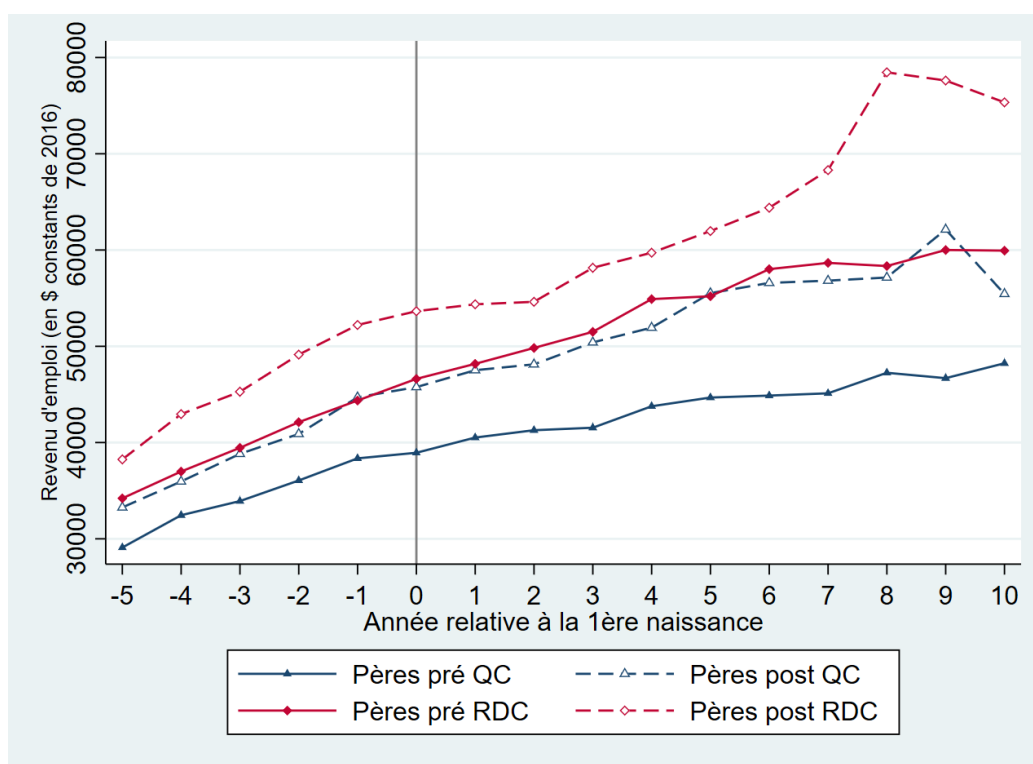


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus sont exprimés en dollars constants de 2016 et pondérés par les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 2.5 Trajectoires de revenus des mères relativement à la naissance du premier enfant avant et après 2001 pour le Québec et le reste du Canada

La Figure 2.6 présente le même graphique, mais cette fois pour les pères. On constate que les trajectoires de revenus des pères, peu importe le groupe ou l'année où ils ont eu le premier enfant, évoluent de manière parallèle et aucune variation n'est observée autour de la naissance du premier enfant. La naissance d'un enfant n'affecte donc pas la trajectoire de revenus des pères que ce soit au Québec ou au Canada.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les revenus sont exprimés en dollars constants de 2016 et pondérés par les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 2.6 Trajectoires de revenus des pères relativement à la naissance du premier enfant avant et après 2001 pour le Québec et le reste du Canada

Une autre hypothèse qu'il faut respecter afin que le modèle de doubles-différences donne un effet causal est celui de la composition de groupe : il faut que les groupes traités (Québec) et témoins (reste du Canada) évoluent de manière similaire dans le

temps. Ceci avait été abordé dans la section précédente. Mis à part l'évolution du statut matrimonial, les deux groupes évoluent de manière raisonnablement similaire. Quant au statut matrimonial, nous rappelons que les tendances observées au Québec ne connaissent pas de changement marqué autour de 2001 : la tendance à la baisse du mariage, et à la hausse de l'union libre, date de bien avant 2001.

Finalement, notons que dans toutes nos analyses, nous utilisons les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada dans les données de l'ELIA afin d'assurer une représentativité de la population canadienne. Nous utilisons également généralement des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité. Cette approche suit la méthodologie de Kleven et al. (2019b) et permet donc une comparaison directe avec la littérature sur le sujet. Notons par ailleurs que l'utilisation d'écarts-types regroupés (*clustered*) au niveau de l'individu, de la province ou de l'interaction individu-nombre d'enfant ne change pas les conclusions de manière significative.

2.6 Résultats

Dans cette section, nous présentons dans un premier temps les estimations portant sur les trajectoires de revenu d'emploi des femmes et des hommes relativement à la naissance de leur premier enfant. Dans un deuxième temps, nous présentons les estimations obtenues pour différents sous-groupes. Nous présentons ensuite les estimations portant sur l'analyse des différentes politiques familiales survenues au Canada et au Québec à partir de 2001. Nous terminons par des analyses de robustesse, afin d'évaluer si nos résultats sont sensibles à nos choix méthodologiques.

2.6.1 Trajectoires de revenus des femmes et des hommes : modèle de base

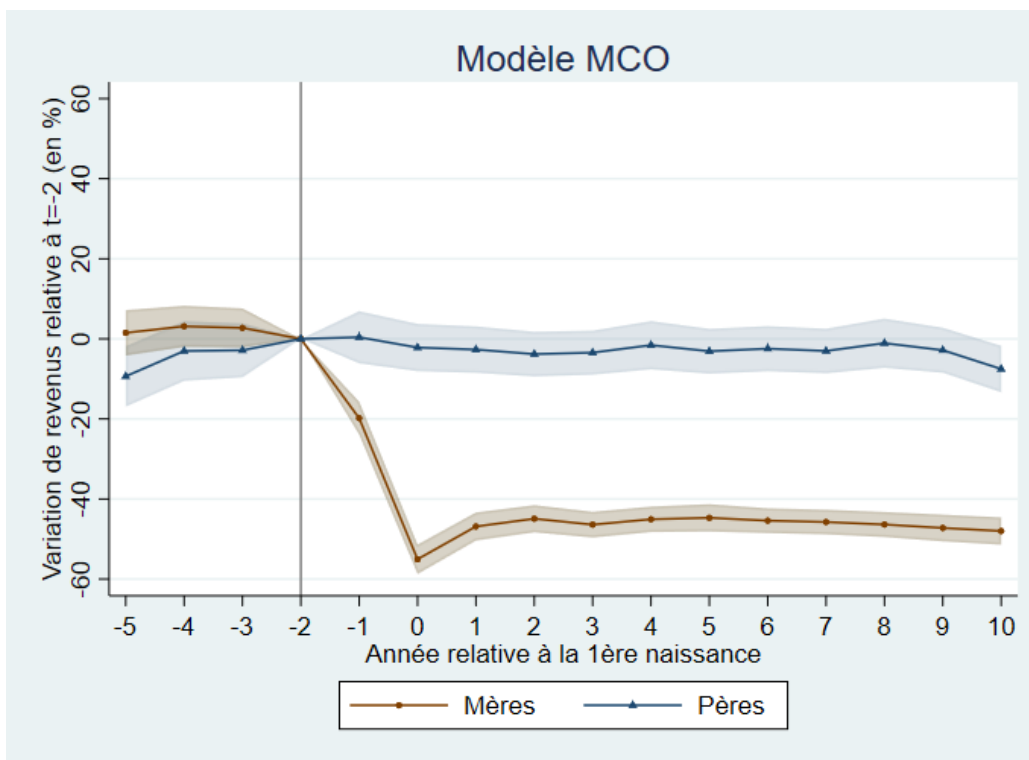
Nous commençons notre analyse en utilisant les données du panel non balancé, afin de maximiser la taille de l'échantillon⁴⁰. Les résultats de l'estimation du modèle (1), (et transformés en pourcentage) sont présentés sous forme graphique à la Figure 2.7. Rappelons que les coefficients rapportés graphiquement représentent les variations de revenus des mères et des pères relativement à la naissance de leur premier enfant et exprimés par rapport aux revenus des individus sans enfant. La variable dépendante est composée des revenus d'emploi provenant des fichiers T1 que nous avons expliquée par un ensemble de variables dichotomiques d'âge, de province et de temps afin de neutraliser les différences temporelles et provinciales ainsi que les différences liées à l'âge sur les revenus. Nous avons omis la variable dichotomique associée à $\tau = -2$ dans le vecteur de variables dichotomiques indexées par rapport à la naissance du premier enfant, allant de cinq ans avant à 10 ans après, impliquant que tous les autres coefficients sont interprétés relativement aux revenus gagnés deux ans avant la naissance du premier enfant. Les trajectoires de revenus des mères et des pères sont présentées distinctement sur le même graphique.

Les résultats montrent dans un premier temps que, relativement aux revenus gagnés deux ans avant la naissance, les trajectoires de revenus des hommes et des femmes sont similaires les années précédant la naissance du premier enfant. Cependant, l'année de la naissance de l'enfant, les femmes subissent des pertes de revenus importantes par rapport aux revenus qu'elles gagnaient deux ans avant. Cette baisse correspond à une diminution de 55 % de leurs revenus d'emploi. Les hommes, quant à eux, ne voient pas leurs revenus affectés par la naissance de leur premier enfant. Les pertes de revenus

⁴⁰ Les résultats portant sur le panel balancé sont présentés dans la sous-section sur les analyses de robustesse.

des mères se résorbent légèrement dans les années subséquentes. Cependant, 10 ans après la naissance, les femmes n'ont toujours pas retrouvé le niveau de revenu qu'elles avaient avant la naissance. En moyenne, elles perçoivent des revenus inférieurs d'environ 48 %. Notons ici que les coefficients sont indexés par rapport à la première naissance, mais la majorité des femmes auront leurs autres enfants dans cet intervalle de 10 ans. Par conséquent, les coefficients estimés ici prennent en compte les changements de court terme associés à l'arrivée premier enfant, mais aussi les changements de long terme associés à l'arrivée des enfants subséquents. Donc la Figure 2.7 suggère que les femmes ne rattrapent jamais la trajectoire sur laquelle elles étaient avant la naissance. Elles demeurent sur une trajectoire inférieure par rapport aux femmes sans enfant et par rapport aux hommes.

Cette figure soulève une autre particularité : nous observons que les revenus des mères commencent à diminuer d'environ 20 % à partir de l'année précédant la naissance, soit $\tau = -1$. Comme nous ne disposons pas de l'information concernant le mois de naissance des enfants, nous ne sommes pas en mesure de valider l'hypothèse que nous avons exprimée précédemment, à savoir que cette baisse de revenus résulterait des retraits préventifs des naissances ayant lieu en début d'année. En 2016, on dénombrait plus de 35 000 retraits préventifs (CNESST, s.d.) liés à la maternité, soit plus de 40 % des naissances en 2017. Kleven et al. (2019b) montrent qu'en se concentrant uniquement sur les naissances ayant eu lieu en janvier, toutes les variables de marché du travail sont affectées négativement l'année calendaire -1 , ce qui appuie notre hypothèse de départ.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %⁴¹. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité⁴².

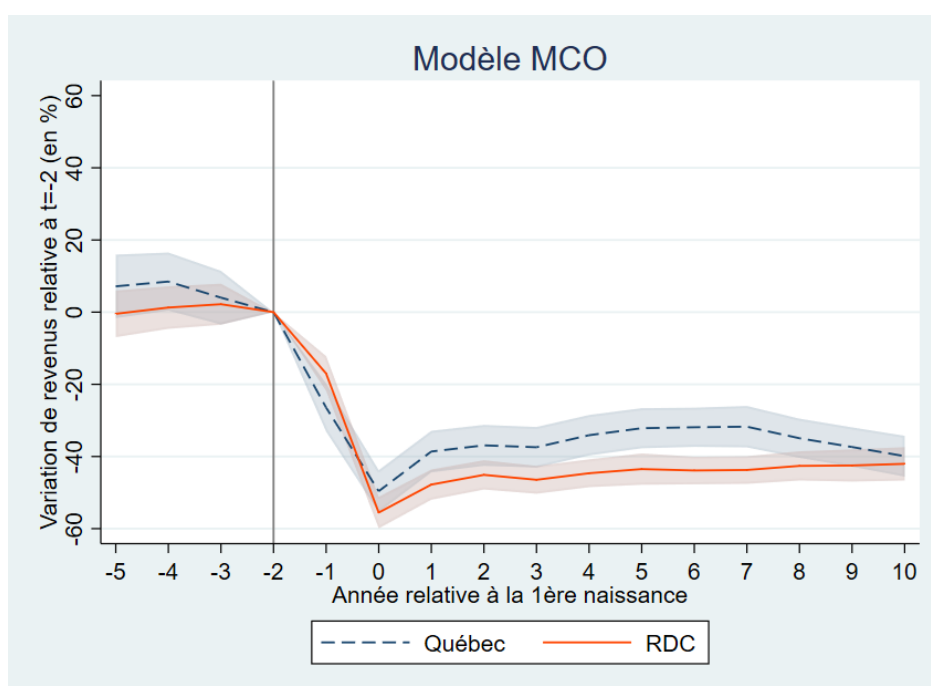
Figure 2.7 Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères

⁴¹ Dans le but de garder une certaine cohérence à travers les différentes analyses, nous utilisons le seuil de significativité à 90 % afin d'augmenter la puissance statistique des modèles dans les cas où la taille des échantillons est faible. Par exemple, l'échantillon de mères québécoises ayant donné naissance à leur premier enfant après 2001 contient environ 400 individus (Tableau B2 en annexe). Cet ajustement n'a pour seul but que de mieux illustrer les résultats obtenus.

⁴² Tel que mentionné à la fin de la section Méthodologie, des analyses supplémentaires ont montré que l'utilisation d'écarts-types regroupés (*clustered*) par individu ou par province, ainsi que par l'interaction individus-nombre d'enfants, ne changeait pas significativement la valeur des intervalles de confiance. Pour cette raison, nous avons choisi de conserver les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité, répliquant ainsi la méthodologie utilisée par Kleven et al. (2019b).

2.6.2 Trajectoires de revenus des femmes : analyses par sous-groupe

Comme nous l'avons souligné dans le précédent chapitre, il existe des différences importantes entre les provinces canadiennes en termes d'écart salarial lié à la maternité. La Figure 2.8 montre les différentes trajectoires de revenus des femmes, en fonction du lieu de résidence lors de la première naissance, soit au Québec ou dans le reste du Canada.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 2.8 Trajectoires de revenus d'emploi des mères au Québec et dans le reste du Canada

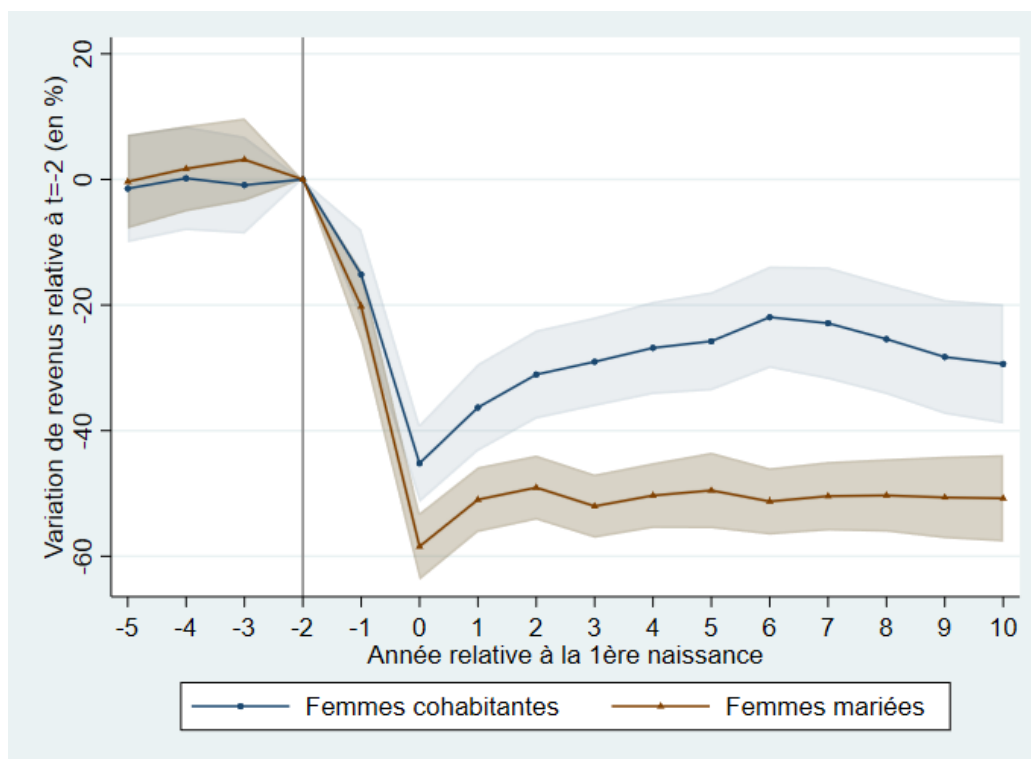
Au regard de ces graphiques, on peut dire que les trajectoires de revenus des femmes qui résidaient au Québec au moment où elles ont donné naissance à leur premier enfant se distinguent de celles qui résidaient dans le reste du Canada lors de cet évènement. En effet, la trajectoire de revenus des femmes québécoises est plus pentue que celles

des femmes dans les autres régions, quand bien même elles partaient d'un niveau plus bas les années pré-naissance. Il y a des différences statistiquement significatives à 10 % dès l'année de la naissance ($\tau = 0$) et toutes les années successives, indiquant que les mères au Québec ont des revenus significativement supérieurs à ceux des femmes du reste du Canada après la naissance. De plus, au Québec les mères retrouvent les revenus qu'elles gagnaient avant la naissance plus rapidement, soit deux ans après la naissance contrairement à neuf ans pour le reste du Canada. Les résultats du modèle (1) (Figure 2.8) semblent indiquer que les revenus moyens des mères québécoises diminuent à partir de la septième année suivant la naissance. Cependant, ce phénomène est attribuable au plus faible échantillon présent au Québec. De façon générale, les résultats indiquent que les Québécoises semblent favorisées en termes de revenus comparés aux femmes dans le reste du Canada. Nous testons plus bas l'hypothèse que cette situation plus avantageuse soit imputable à la présence de politiques familiales favorables aux mères au Québec.

Une des caractéristiques particulières de la province du Québec, comme nous l'avons souligné à travers les statistiques descriptives, est la proportion élevée et grandissante de couples qui choisissent l'union libre comme mode d'union plutôt que le mariage. La Figure 2.9 montre les trajectoires de revenus des femmes qui vivaient en union libre et celles qui étaient mariées au moment d'avoir leur premier enfant, obtenues par l'estimation du modèle (1). Les résultats proviennent de deux régressions séparées.

On observe à la Figure 2.9 que le statut matrimonial influence les trajectoires de revenus des mères. En effet, avant la naissance, les revenus des deux groupes sont similaires. En revanche, après la naissance, les mères qui vivaient en union libre subissent des pertes de revenu moins importantes que les mères qui étaient mariées. L'évolution de leur revenu au cours des années subséquentes est également nettement plus pentue, indiquant qu'elles participent plus activement au marché du travail que les femmes mariées. Il est possible que le statut en soi change le comportement des

femmes, mais il est aussi possible que des caractéristiques non observables, mais corrélées avec le statut matrimonial influencent cette association. De plus, les femmes mariées ont plus d'enfants, ce qui pourrait influencer leur participation sur le marché du travail⁴³.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

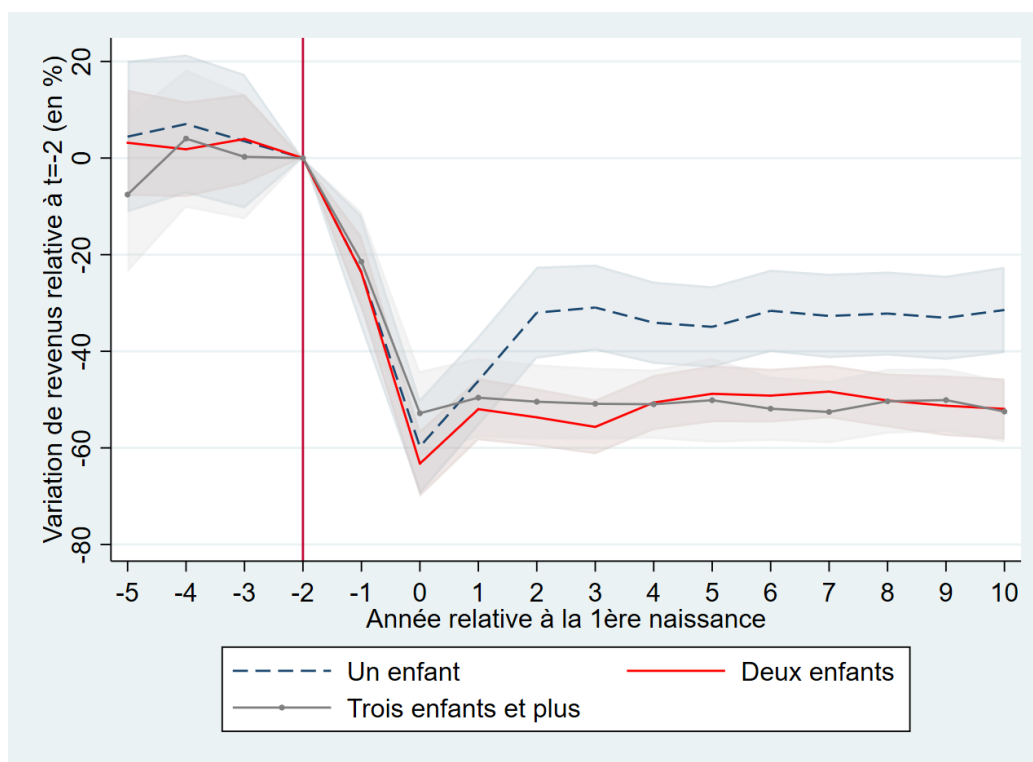
Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de base. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 2.9 Trajectoires de revenus d'emploi des femmes mariées et en union libre

Il n'en demeure pas moins que la baisse directe de court terme est moins prononcée parmi les mères en union libre comparativement aux mères mariées. Nous en concluons

⁴³ Dans notre échantillon, le taux de fertilité des femmes mariées est de 1,88, tandis que celui des femmes vivant en union libre est de 1,67.

que le statut matrimonial est un facteur déterminant des salaires, puisque les mères mariées et en union libre ont des comportements sur le marché du travail qui sont différents. La littérature portant sur la sélection au mariage indique que les hommes mariés ont des revenus supérieurs à ceux des hommes non mariés (Korenman et Neumark, 1991). Cependant, les résultats ne font pas consensus en ce qui concerne le lien entre le mariage et le revenu des femmes, mais de nombreuses études ne trouvent pas de lien ou alors un lien faible entre les deux (Korenman et Neumark, 1992). Ici, nous trouvons que la pénalité liée à la maternité estimée selon le statut matrimonial est en faveur des femmes étant en union libre. Ces résultats corroborent ceux obtenus de l'étude menée par Le Bourdais et al. (2016), où les auteures trouvent que même après avoir contrôlé pour la participation au travail et le nombre d'enfants, les femmes divorcées connaissent une baisse de revenus plus importante que les femmes séparées. En effet, les femmes qui se marient sont différentes des femmes qui vivent en union libre, elles ont généralement un taux de participation plus faible et plus d'enfants que les femmes en union libre. La division du travail peut donc être plus égalitaire parmi les couples en union libre.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

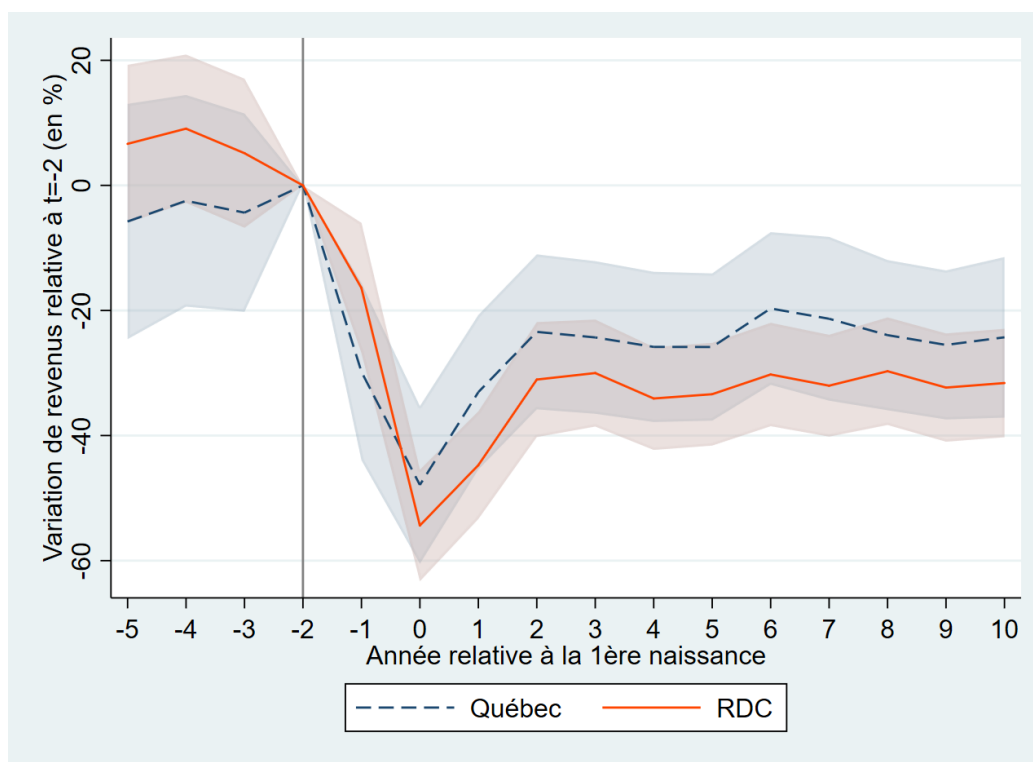
Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de base. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Figure 2.10 Trajectoires de revenus d'emploi des mères selon le nombre d'enfants

Une autre dimension pouvant influencer les trajectoires des individus est le nombre d'enfants. Comme mentionné plus tôt, la pénalité de long terme mesure en réalité la pénalité cumulative incluant les pénalités associées à l'arrivée des autres enfants survenant à différents points dans le temps après la première naissance. Le nombre d'enfants peut être un facteur important dans la décision de retourner sur le marché du travail. Comme le montre la Figure 2.10, l'écart salarial lié à la maternité augmente avec le nombre d'enfants. Plus spécifiquement, les mères ayant un seul enfant ont des revenus supérieurs à celles qui ont deux enfants ou plus. Nous avons également remarqué que le nombre d'enfants était plus faible au Québec que dans le reste du

Canada. Dans ce contexte, on peut penser que le nombre d'enfants influence la différence entre les résultats des différentes régions du Canada. Si on estime l'écart lié à la maternité pour le Québec et le reste du Canada séparément, et qu'on neutralise le nombre d'enfants en ne considérant que les femmes qui ont eu un seul enfant, on voit que les tendances sont cependant les mêmes. Les trajectoires de revenus des mères au Québec se distinguent de celles du reste du Canada, comme le montre la Figure 2.11.

La situation économique des femmes à la suite de la naissance de leur premier enfant semble meilleure au Québec comparativement à celle des femmes dans le reste du Canada. Bien que la méthodologie soit différente et plus à même de capter l'ensemble des différences pour les mères, nous obtenons des conclusions très similaires à celles du précédent chapitre. Avant, nous étions en mesure de capter uniquement les changements à la marge intensive, alors que maintenant on inclut aussi les changements à la marge extensive. Dans ce chapitre, nous allons plus loin en examinant l'impact des politiques familiales québécoises sur l'écart salarial lié à la maternité.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de base. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 2.11 Trajectoires de revenus d'emploi des mères ayant eu un seul enfant

2.6.3 Analyses de politique

Dans cette sous-section, nous allons dans un premier temps présenter les résultats du modèle de simple différence, soit celui qui analyse l'impact de la réforme du congé parental survenue en 2001 et affectant toutes les provinces. Dans une deuxième partie, nous présentons les résultats du modèle de différence-en-différences, soit l'analyse des politiques familiales québécoises mises en place depuis le tournant du 21^e siècle.

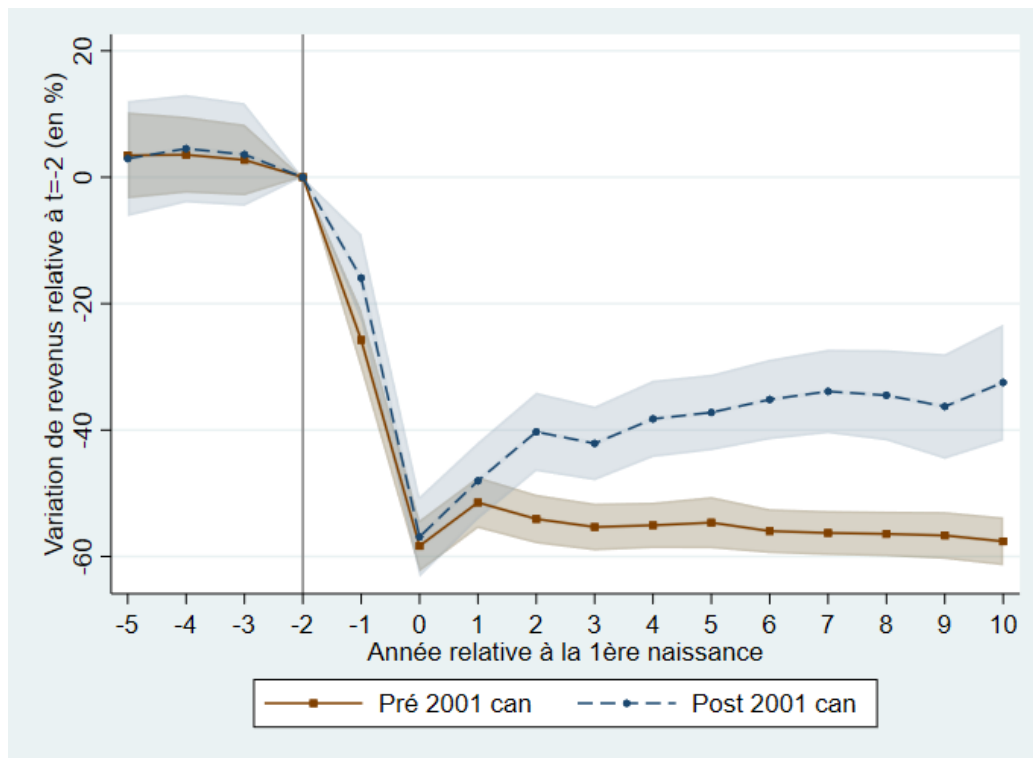
2.6.3.1. La réforme fédérale du congé parental

La Figure 2.12 présente les trajectoires de revenus d'emploi des mères pré- et post-réforme, c'est-à-dire les coefficients associés aux trajectoires de revenus des femmes

qui ont eu leur premier enfant avant 2001 et celles ayant eu leur premier enfant en 2001 ou après. Le modèle de régression de l'équation (6) a été estimé pour l'ensemble des femmes résidant au Canada. On observe que les deux groupes de femmes ont des revenus identiques les années précédant la naissance. Toutefois, la réforme semble avoir eu un impact positif et significatif sur les revenus des mères. En effet, les mères qui ont bénéficié du nouveau programme d'assurance parentale rattrapent leurs revenus plus rapidement par rapport aux femmes n'ayant pas été couvertes par le nouveau programme. La différence se fait sentir dès la deuxième année après la naissance du premier enfant. À long terme, soit 10 ans après la naissance, les pertes en termes de revenus d'emploi sont de l'ordre de 58 % avant 2001, alors qu'elles se chiffrent à 32 % à partir de 2001.

En revanche, comme mentionnée précédemment, l'année 2001 est aussi l'année où tous les enfants âgés de zéro à cinq ans ont pu bénéficier d'une place de garderie dans le réseau des Centres de la petite enfance au Québec pour l'année au complet. La littérature montre que cette réforme a eu un impact positif et significatif sur l'offre de travail des mères. Par conséquent, le changement observé est probablement en partie aussi attribuable à l'effet de cette réforme. Nous nous tournons donc dans la prochaine sous-section à l'analyse par différence-en-différences, ce qui permet d'isoler le Québec du reste du pays.

Les résultats pour les pères sont présentés en annexe (voir la Figure B3). Les revenus d'emploi des pères ne semblent pas avoir été affectés par la réforme fédérale du congé parental en 2001.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de simple différence. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 2.12 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères

2.6.3.2. Les politiques familiales du Québec

Passons maintenant à l'analyse de l'impact spécifique de la politique familiale du Québec, incluant principalement les services de garde à contribution réduite et le régime québécois d'assurance parentale. Dans cette section, nous estimons le modèle (6), soit le modèle de DD mesurant l'effet des politiques québécoises mises en place à partir des années 2001.

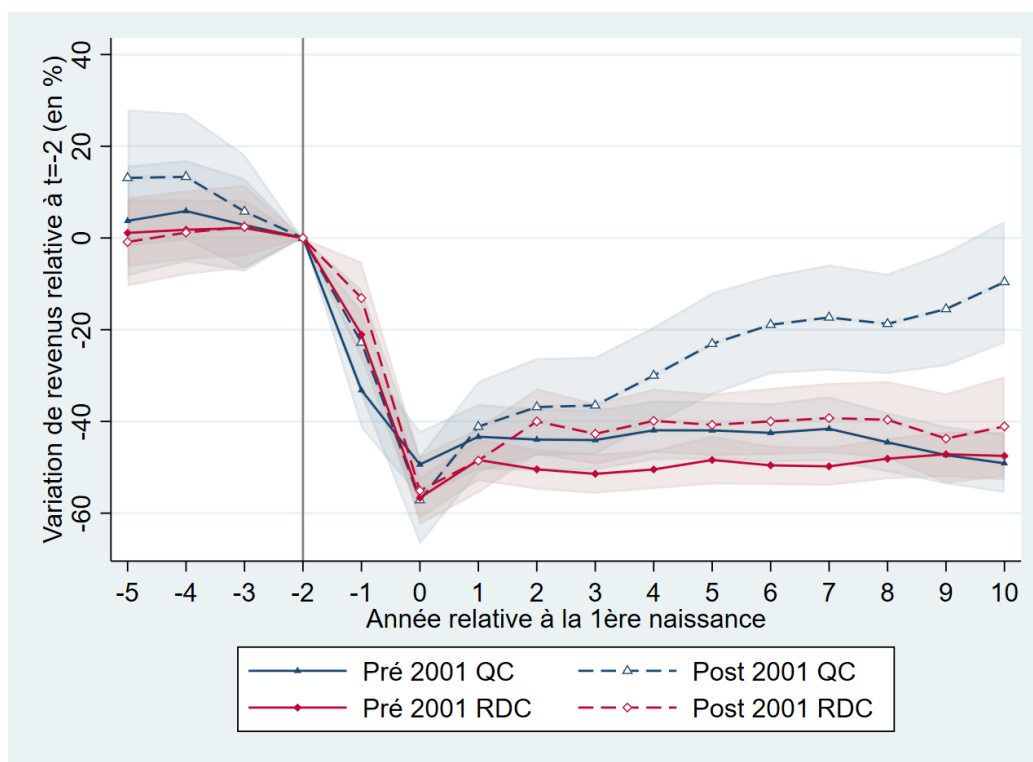
La Figure 2.13 présente graphiquement les coefficients estimés de la régression de DD⁴⁴ et transformés de façon à être exprimés en comparaison aux femmes sans enfant. On constate que les trajectoires de revenus des mères dans le reste du Canada, indépendamment de l'année de naissance du premier enfant, ont évolué de manière parallèle. Les mères du Québec qui ont donné naissance à leur premier enfant en 2001 ou après ont des revenus d'emploi moindres que celles qui ont donné naissance à leur enfant avant 2001 l'année de la naissance ($\tau = 0$). Cela peut s'expliquer par le fait qu'elles sont dorénavant plus nombreuses à s'absenter du marché du travail après la naissance. Le régime fédéral de 2001 a réduit les critères d'éligibilité au programme d'assurance emploi de 700 heures à 600. De plus, le RQAP, mis en place en 2006, a augmenté de manière importante le pourcentage de mères éligibles à un congé payé en réduisant les critères et permettant aux travailleurs autonomes d'être assurés. Ainsi, un plus grand pourcentage de mères se sont absentes de leur emploi durant la première année, ce qui a eu un impact sur leurs revenus. En revanche, dès la deuxième année suivant la naissance, les revenus des mères deviennent supérieurs, quoique non statistiquement différents. Dès la cinquième année après la naissance, la différence entre le Québec post réforme et les autres groupes devient statistiquement significative, les mères ayant repris une partie des revenus perdus.

À long terme, c'est-à-dire 10 ans après la naissance, les mères des autres provinces ayant donné naissance à leur premier enfant avant 2001 subissent des pénalités salariales de l'ordre de -48 %, tandis que celles ayant donné naissance en 2001 ou après se situaient autour de -41 %, soit une diminution de l'ordre de 7 points de pourcentage. En revanche, les pénalités salariales ont diminué beaucoup plus fortement pour les mères québécoises, passant de -49 % à -10 % en moyenne à long terme. La

⁴⁴ Les coefficients présentés sont ceux estimés pour chacune des régions pré- et post-réforme, soit l'équivalent du modèle (6).

Figure 2.13 montre clairement que la réalité des mères québécoises avant 2001 était semblable à la moyenne canadienne, mais que leur sort sur le marché du travail évolue rapidement à partir de 2000 et de manière différenciée par rapport aux femmes du reste du Canada. Ces résultats sont en partie expliqués par le fait que les mères québécoises sont plus nombreuses à participer au marché du travail après 2001, ce qui a été souligné au Tableau 4. En effet, après 2001, seulement 22 % des mères au Québec ont des revenus d'emploi nuls (donc ne participent pas au marché du travail), contre 27 % dans le reste du Canada. Avant 2001, ces chiffres étaient respectivement de 28 % et 26 %. Ces statistiques semblent suggérer que les politiques familiales du Québec ont eu un effet positif sur la participation au marché du travail post-naissance, tel que documenté par Lefebvre et Merrigan (2008) et Baker et al. (2008).

La comparaison des trajectoires de revenus des mères du reste du Canada avant et après 2001 est probablement plus représentative de l'effet unique de la réforme fédérale du congé parental de 2001 que celle présentée à la Figure 2.12, laquelle inclut le Québec. On constate que l'effet post-réforme est moins grand que celui observé au Québec, mais que les mères ayant donné naissance après la réforme bénéficient tout de même de revenus d'emploi plus élevés. Pour ces mères, l'écart salarial lié à la maternité a diminué, passant de -50 à -40 % à long terme. Bien qu'elles ne récupèrent jamais le salaire pré-naissance, les mères canadiennes ont pu obtenir des revenus légèrement plus élevés suite à la réforme fédérale. Ceci peut être attribuable à une hausse de l'attachement au marché du travail grâce à la continuité d'emploi que permet l'assurance parentale.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

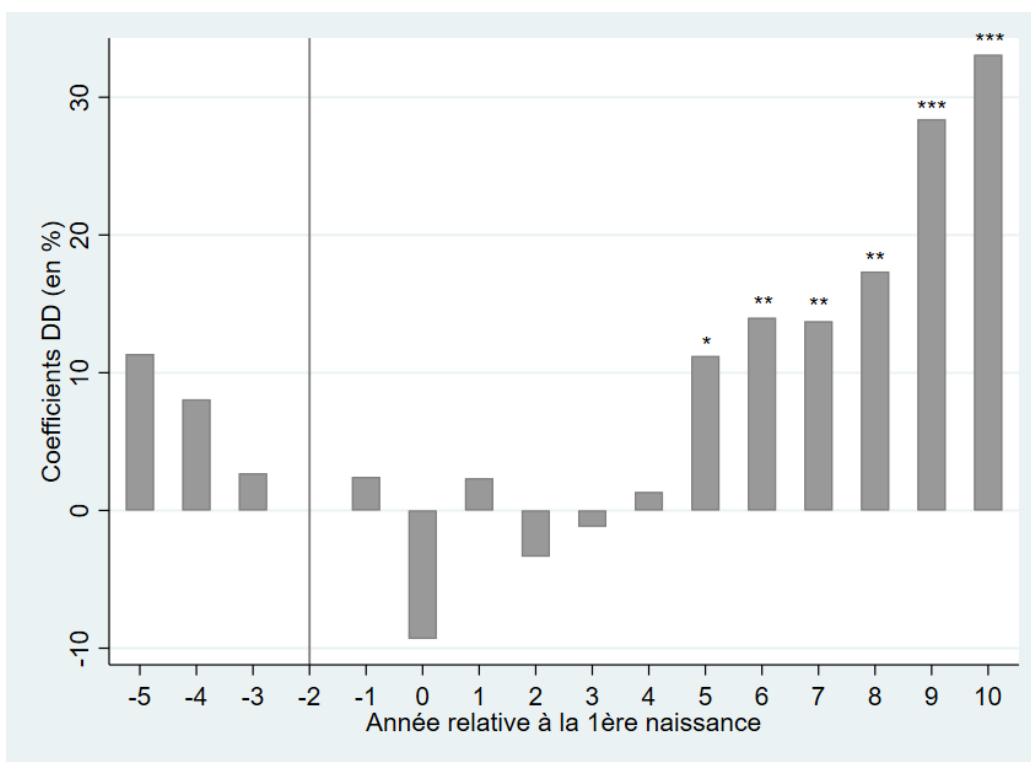
Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 2.13 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères

Notons ici que l'effet mesuré prend en compte à la fois l'effet des programmes de service de garde à contribution réduite mis en place en 1997 et accessible à tous les enfants de moins de six ans en 2001 et la bonification des congés parentaux à partir de 2006, incluant le congé de paternité, mis en place via le Régime québécois d'assurance parentale. Étant donné les restrictions d'échantillonnage que cela imposerait d'analyser séparément ces politiques, c'est-à-dire sélectionner un échantillon comprenant seulement les mères qui ont donné naissance à leur premier enfant entre 2001 et 2005 et un autre comprenant celles ayant donné naissance en 2006 et après, nous ne pouvons examiner l'impact différencié de ces réformes avec cet ensemble de données.

La Figure 2.14 présente les coefficients de DD, soit les coefficients β_{τ}^{DD} décrit dans les équations (6) et (7). Chaque barre représente l'impact des politiques familiales au Québec, soit la différence entre le Québec avant-après et le reste du Canada avant-après. On voit que ces réformes ont eu un impact négatif de court terme, indiquant une baisse des revenus d'emploi en $\tau = 0$. Cependant, ces pertes de revenus d'emploi sont compensées par les prestations d'assurance parentales, comme le montrent la Figure B4 et les coefficients de DD présentés à la Figure B5 en annexe, lesquelles présentent les trajectoires des revenus totaux et non uniquement des revenus d'emploi. L'effet positif des réformes et programmes se fait ressentir à partir de la cinquième année suivant la naissance. À long terme, soit 10 ans après la naissance, nous trouvons que les politiques familiales ont permis de diminuer de 32 points de pourcentage l'écart salarial lié à la maternité. Ces résultats suggèrent que les politiques familiales du Québec ont contribué positivement à accroître la stabilité et la continuité des revenus des mères sur le marché du travail.

Les résultats obtenus pour les pères sont présentés à la Figure B6 en annexe. On constate que les politiques familiales n'ont pas eu d'impact sur les trajectoires de revenus des pères. En effet, les pères qui ont eu leur premier enfant en 2001 ou après ne sont pas avantagés en termes de revenus par rapport à ceux du reste du Canada.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : chaque barre représente l'effet des politiques québécoises sur les revenus d'emploi des mères, soit les coefficients DD (β_{τ}^{DD}) du modèle (6), transformés en pourcentage. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Figure 2.14 Coefficients de différence-en-différences, revenus d'emploi

2.6.4 Analyses de robustesse

Dans cette sous-section, nous présentons une série d'estimations alternatives afin de vérifier la robustesse de nos résultats, à savoir si nous trouvons des résultats similaires lorsque nous faisons des modifications au choix de l'échantillon ou de la spécification du modèle à estimer.

2.6.4.1. Panel balancé

Jusqu'à présent, nous avons présenté les résultats en considérant l'échantillon du panel non balancé, c'est-à-dire celui considérant tous les parents que l'on peut suivre sans interruption autour de la naissance de l'enfant, incluant ceux qui sont observés moins de 15 années. Ceci est réalisé dans l'objectif de maximiser la taille des échantillons afin

de pouvoir faire des analyses par sous-groupe. Nous pouvons également utiliser le panel balancé, soit l'échantillon d'hommes et de femmes que l'on peut suivre continuellement à chaque période à l'intérieur de la fenêtre de 15 ans autour de la naissance du premier enfant. La Figure B7 présentée en annexe montre les résultats du modèle de base en considérant le panel balancé. Les résultats obtenus sont sensiblement similaires à ceux obtenus en considérant le panel non balancé, soit ceux de la Figure 2.7. L'écart de revenu moyen après 10 ans est de près 37 % pour les femmes et 0 % pour les hommes.

2.6.4.2. Méthode d'appariement par balancement entropique

Afin de tester la robustesse des modèles estimés précédemment, nous utilisons une stratégie de repondération des groupes de traitement et contrôle. Plus spécifiquement, nous avons estimé l'effet de traitement selon une procédure d'appariement par balancement entropique tel que proposé initialement par Hainmueller (2012). Cette méthode permet de réduire le biais potentiel lié à la sélection dans la parentalité, en nous assurant de comparer des groupes d'individus ayant des caractéristiques prédéfinies similaires. La méthode consiste à repondérer le poids des personnes traitées et non traitées (ici, le traitement est la maternité) de façon à ce que les moyennes des distributions des covariables des deux groupes soient parfaitement balancées (les covariables utilisées pour le balancement sont l'éducation, l'âge, le statut matrimonial et la province de résidence).

Cette méthode s'implémente en deux étapes. Dans la première étape, nous estimons les poids, en imposant le premier moment (la moyenne) comme contrainte de balancement, afin que les distributions des covariables sélectionnées du groupe contrôle correspondent à ceux du groupe traitement, tout en minimisant l'écart avec les poids d'échantillonnage originaux de Statistique Canada. Dans la deuxième étape, nous utilisons ces poids en lieu et place des poids originaux dans nos régressions.

Les résultats obtenus (voir Figure B8 en annexe) montrent que les estimations du modèle de base sont robustes à la sélection puisque les différences obtenues ne sont pas statistiquement significatives. De plus, la méthode utilisée pour estimer l'écart lié à la maternité permet de corriger adéquatement le biais de sélection lié à la maternité puisque les résultats sont en ligne avec ceux obtenus par la méthode d'appariement par balancement entropique.

2.6.4.3. Test « placebo »

Afin de vérifier que les effets mesurés proviennent effectivement des politiques familiales survenues au Québec à partir de 2001, et ne reflètent pas une tendance persistante entre les groupes, il convient de réaliser un test placebo. Ce test permet également de vérifier la validité de l'hypothèse de tendance commune. Un tel test vient essayer d'estimer l'effet d'un traitement, mais à une date à laquelle il n'y a pas eu de traitement ; on s'attend donc à ne pas trouver d'effet. Pour réaliser un tel test, nous avons appliqué la même méthodologie que celle présentée par le modèle (6), mais autour d'une date antérieure à 2001. Si l'on mesure un impact significatif de ce traitement placebo, alors on peut douter de la capacité du modèle à mesurer adéquatement l'effet des politiques et avancer que les résultats sont contaminés par d'autres mécanismes influençant le traitement. Nous avons exclu de l'analyse toutes les mères qui ont eu leur premier enfant en 2001 ou après, et considéré une date de traitement en 1995, soit deux ans avant la mise en place de la première politique familiale de conciliation famille-travail au Québec, à savoir les services de garde à contribution réduite.

La Figure B9, en annexe, présente les résultats du test placebo. Nous constatons que la trajectoire de revenus des femmes au Québec qui ont donné naissance à leur premier enfant post-réforme (en 1995 ou après) ne présente pas de signe particulier de rattrapage plus hâtif, comparativement aux autres trajectoires de revenus. De plus, il n'y a pas de différences statistiquement significatives entre les quatre trajectoires

présentées. Nous en concluons que l'effet mesuré dans notre analyse de base est bien celui des différentes politiques mises en place au Québec à partir de 2001.

2.6.4.4. Groupe contrôle différent

Il est également judicieux de vérifier si l'effet du traitement mesuré est identique si nous utilisons un autre groupe de contrôle. Étant donné que les revenus des pères ne semblent pas avoir été affectés par les mesures et programmes mis en place à partir de 2001, nous testons la robustesse des résultats en utilisant les pères comme groupe de contrôle plutôt que les femmes sans enfant pour lesquelles nous avons attribué des naissances fictives.

La Figure B10 en annexe présente les résultats de cette analyse. Nous avons estimé la même régression initiale que précédemment, sauf qu'au lieu de diviser les coefficients obtenus par la moyenne des revenus des femmes sans enfant, nous utilisons ceux des hommes avec enfant. Nous trouvons que les coefficients estimés et transformés en pourcentages sont cohérents avec les résultats de base, quand bien même l'effet mesuré en $\tau = 0$ est inférieur de 20 points de pourcentage. Les effets de long terme sont quant à eux similaires.

2.7 Conclusion

Pour résumer, nous avons dans un premier temps exploité une base de données comprenant une enquête longitudinale couplée à des fichiers administratifs historiques couvrant la période de 1982 à 2013 pour analyser les changements dans les trajectoires de revenus de long terme des mères et des pères suite à l'arrivée des enfants. En utilisant la même stratégie d'estimation que Kleven et al. (2019b), nous trouvons que les revenus des mères diminuaient drastiquement après l'arrivée du premier enfant, une perte d'environ 55 % en moyenne était estimée durant l'année de la naissance. À long terme, c'est-à-dire 10 ans après cet événement, les femmes canadiennes continuaient

de percevoir des revenus moindres par rapport à ceux gagnés avant le premier enfant et par rapport aux pères, soit une pénalité moyenne estimée à environ 48 %.

L'arrivée des enfants entraîne des pertes de revenus importantes qui ne sont pas également réparties au sein des couples. En effet, les pères ne sont aucunement affectés sur le marché du travail, tandis que les femmes subissent des pénalités salariales qui persistent à long terme. Cet appauvrissement engendré à la suite de la première naissance va avoir des impacts économiques importants lors d'une éventuelle séparation, et même sur les revenus perçus à la retraite (Even et al., 2004). Les impacts économiques sur les revenus de retraite sont d'autant plus importants que la retraite des femmes est généralement plus longue que celle des hommes, leur espérance de vie étant plus longue de 3,9 ans selon les derniers chiffres publiés par l'Institut de la statistique du Québec (2018).

Dans ce contexte, il paraît primordial de se concentrer sur des mesures permettant d'éliminer ou du moins de réduire l'impact économique lié aux responsabilités familiales sur les revenus des mères. Nous avons de ce fait mesuré l'effet des politiques familiales (dont l'objectif était de favoriser le travail des mères et de promouvoir un meilleur partage des responsabilités parentales entre les partenaires) mises en place à partir de 2001, à savoir la bonification des congés parentaux et la mise en place des services de garde à contribution réduite pour les familles au Québec. À l'aide d'un modèle de différence-en-différences, nous avons trouvé que les mères québécoises parvenaient plus rapidement à retrouver le niveau de revenus qu'elles gagnaient avant la naissance comparativement à celles dans le reste du Canada. Cet effet des politiques familiales québécoises est considérable : l'écart salarial de long terme, soit 10 ans après la naissance du premier enfant, est réduit de 39 points de pourcentage au Québec, passant de -49 % à -10 %. En comparaison, les écarts pour les femmes du reste du Canada sont passés de -48 % à -41 % ; certes une amélioration, mais pas du même

ordre de grandeur que le changement que le Québec a connu. L'effet net des politiques familiales québécoises est donc de 32 points de pourcentage.

Cette étude souligne l'importance de continuer à travailler sur le développement de politiques familiales plus inclusives, en considérant davantage, par exemple, la situation des femmes à faibles revenus, sans toutefois négliger la qualité des services offerts pour les enfants, comme un programme d'éducation de qualité dans les services de garde. Haeck et al. (2018) et Baker et al. (2019) s'entendent pour dire que la réforme des services de garde à contribution réduite n'a pas eu d'effets positifs en moyenne sur les enfants à long terme, et certains effets négatifs à court terme, lorsque l'enfant n'est pas encore à l'école. La qualité du réseau des services de garde est généralement faible. De plus, les enfants les plus vulnérables sont moins présents dans les services de meilleure qualité (Haeck et al., 2015). Le réseau doit améliorer sa qualité, particulièrement dans les secteurs les plus défavorisés. Ces politiques ont donc des effets sur plusieurs sphères de la vie des gens. À court terme, les politiques ont des effets sur la participation et l'attachement des femmes au marché du travail. À plus long terme, les trajectoires de revenus d'emploi des femmes sont effectivement positivement influencées par ces politiques, ce qui contribue à réduire l'écart entre les hommes et les femmes. Notons que cette étude n'aborde pas une analyse coûts-bénéfices permettant de comparer les coûts de mise en place de telles mesures et les bénéfices de ceux-ci.

Enfin, la réalité des couples de la société actuelle est marquée par le risque croissant de rupture conjugale. Au Canada, près du tiers des mariages se terminent par un divorce (Statistique Canada, 2008a). Dans ce contexte, il serait intéressant d'analyser, dans une étude future, l'effet de ces changements de statut sur les trajectoires de revenus post-naissance. En effet, la littérature à ce sujet indique là encore que ce sont les femmes qui sont désavantagées financièrement à la suite d'une séparation (Le Bourdais et al., 2016). Cette situation peut être attribuable à des facteurs pré-dissolution comme la

division inégale du travail durant le mariage, le salaire plus faible des femmes, mais également les absences prolongées du marché du travail dues aux responsabilités familiales.

2.8 Tableaux et Figures

Tableaux

Tableau B1 Nombre de premières naissances par année, au Québec et dans le reste du Canada (femmes)

Année	Nombre de naissances	
	Reste du Canada	QC
1982	1 011	428
1983	1 313	363
1984	1 430	405
1985	1 603	362
1986	1 479	392
1987	1 576	488
1988	2 132	583
1989	1 927	478
1990	1 844	588
1991	2 402	890
1992	2 355	656
1993	2 194	579
1994	1 906	393
1995	1 860	586
1996	1 838	511
1997	1 213	297
1998	1 330	356
1999	1 313	384
2000	1 456	236
2001	1 545	413
2002	1 070	244
2003	1 210	389
2004	1 375	418
2005	1 057	301
2006	954	398
2007	1 010	222
2008	868	222
2009	732	260
2010	509	202
2011	370	87
2012	1 108	314
2013	784	213
2014	114	*

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014).

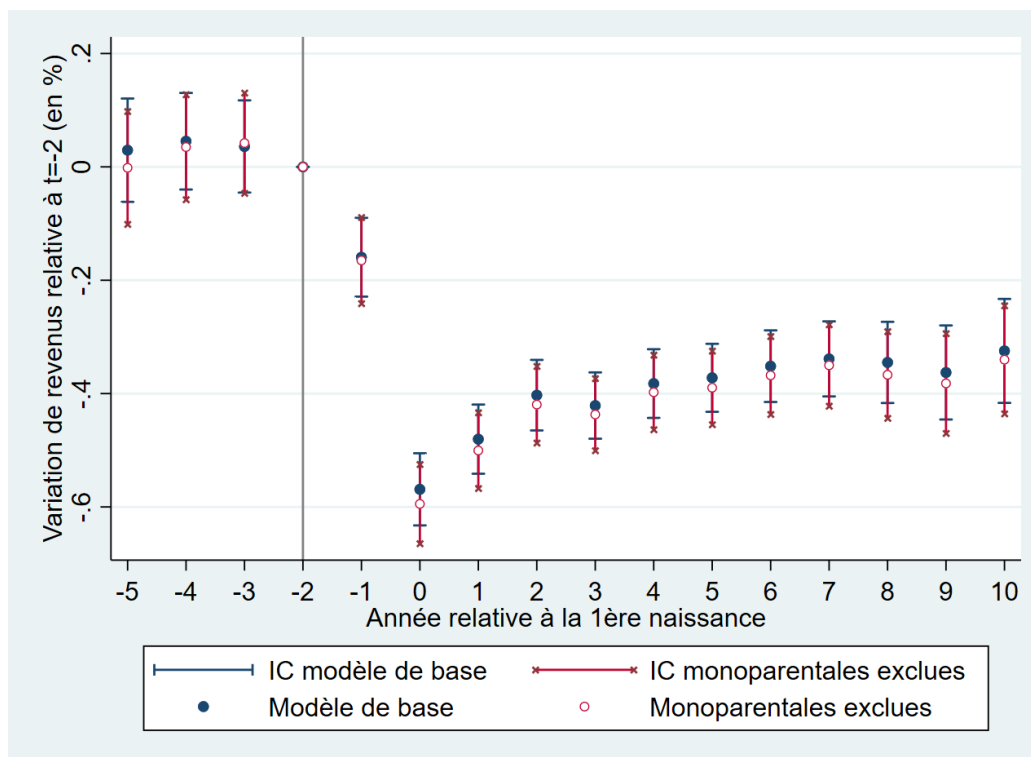
Note : * n'ayant pas lieu de figurer

Tableau B2 Nombre d'individus par année relative à la première naissance

	Femmes				Hommes			
	Québec		Reste du Canada		Québec		Reste du Canada	
Panel balancé :	382		1 330		377		1 234	
Panel non balancé :								
τ	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001	Pré 2001	Post 2001
-5	330	286	1 151	918	329	257	1 069	795
-4	391	297	1 342	981	371	267	1 238	838
-3	438	304	1 551	1 040	405	276	1 390	890
-2	489	320	1 781	1 107	441	286	1 531	924
-1	546	330	1 975	1 141	468	290	1 658	947
0	593	331	2 124	1 138	494	286	1 761	946
1	595	296	2 138	1 010	497	257	1 781	845
2	603	252	2 160	857	500	220	1 801	718
3	611	245	2 178	816	507	211	1 810	690
4	613	223	2 200	766	511	196	1 828	649
5	617	194	2 217	695	514	167	1 850	587
6	620	174	2 227	616	515	154	1 858	522
7	627	154	2 252	532	519	136	1 878	448
8	631	123	2 268	452	523	104	1 898	384
9	632	99	2 296	369	528	81	1 918	312
10	639	70	2 322	268	533	57	1 948	231

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

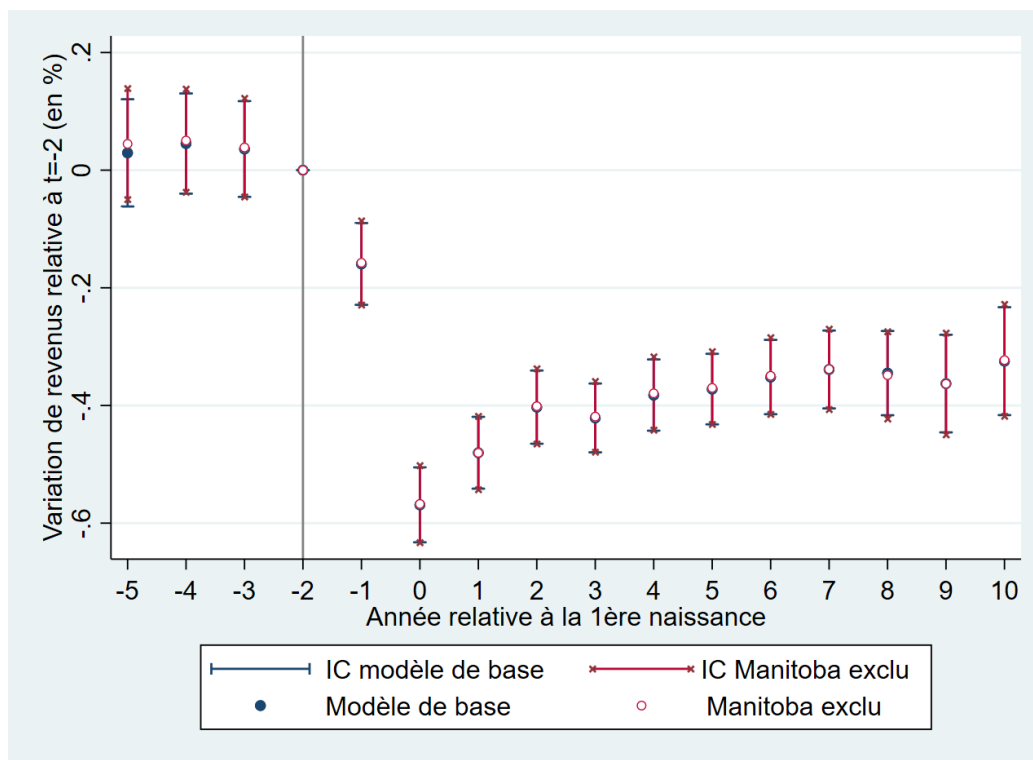
Figures



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de simple différence. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

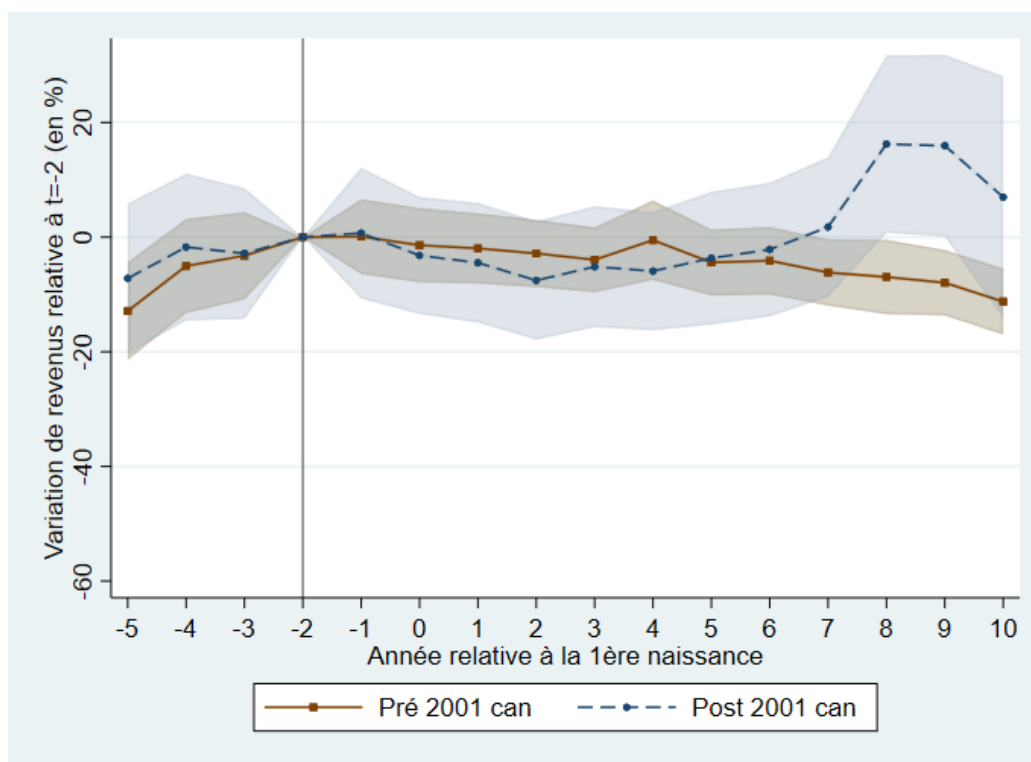
Figure B1 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, mères monoparentales excluent



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de simple différence. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

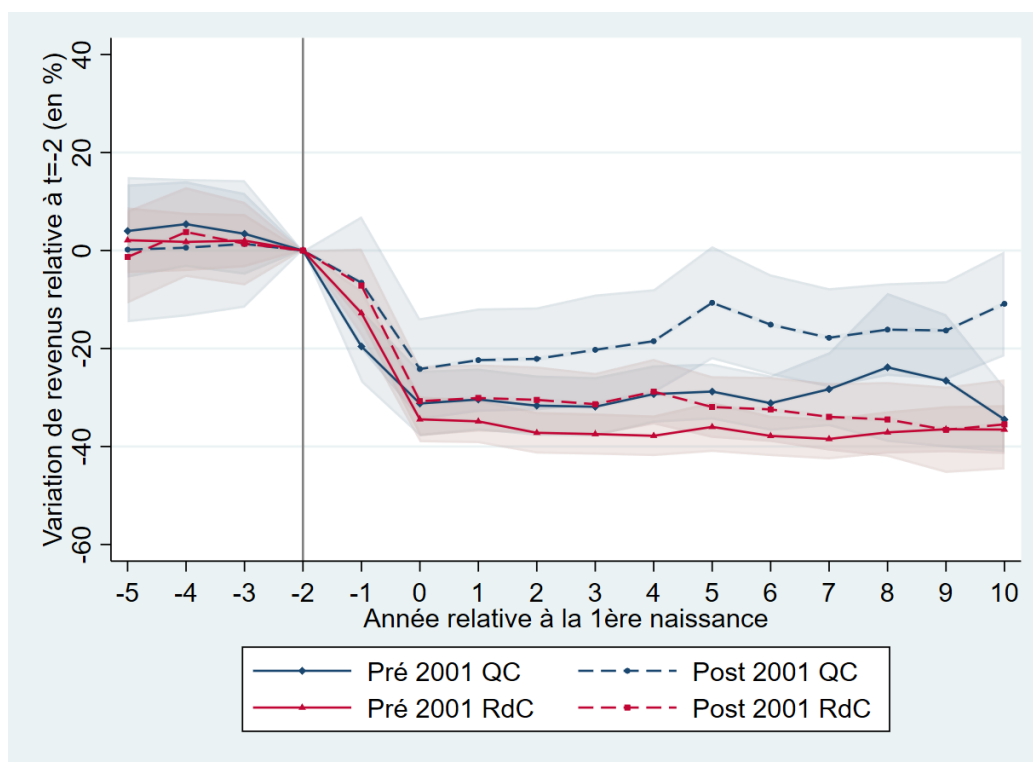
Figure B2 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, province du Manitoba exclue



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de simple différence. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

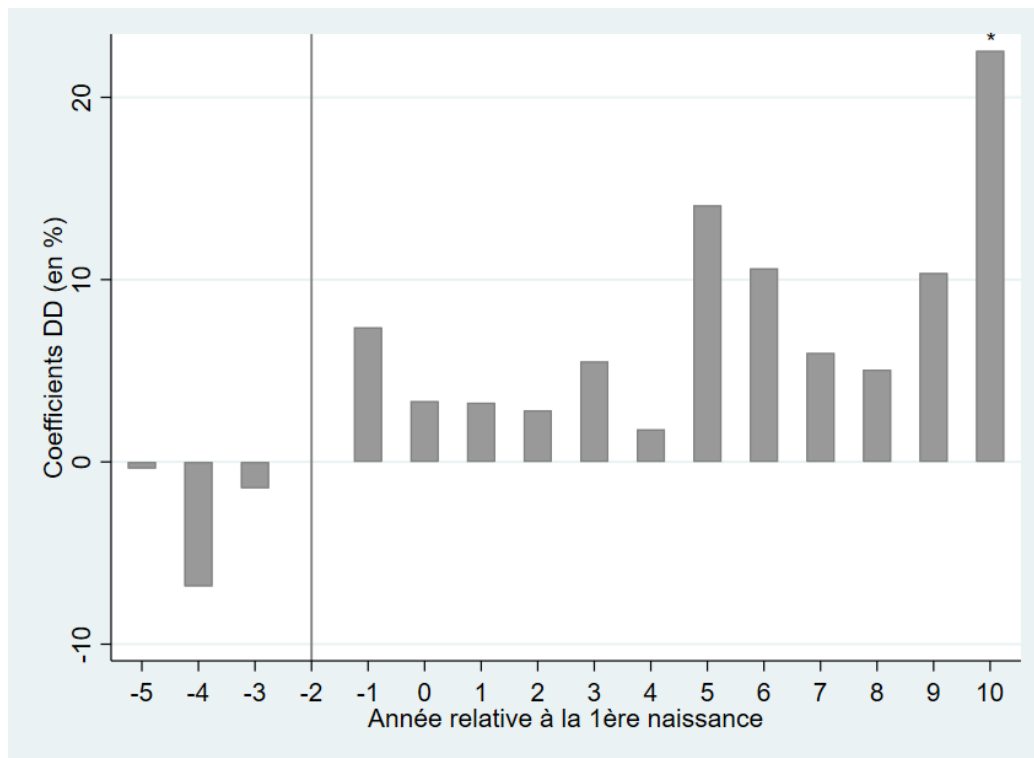
Figure B3 Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

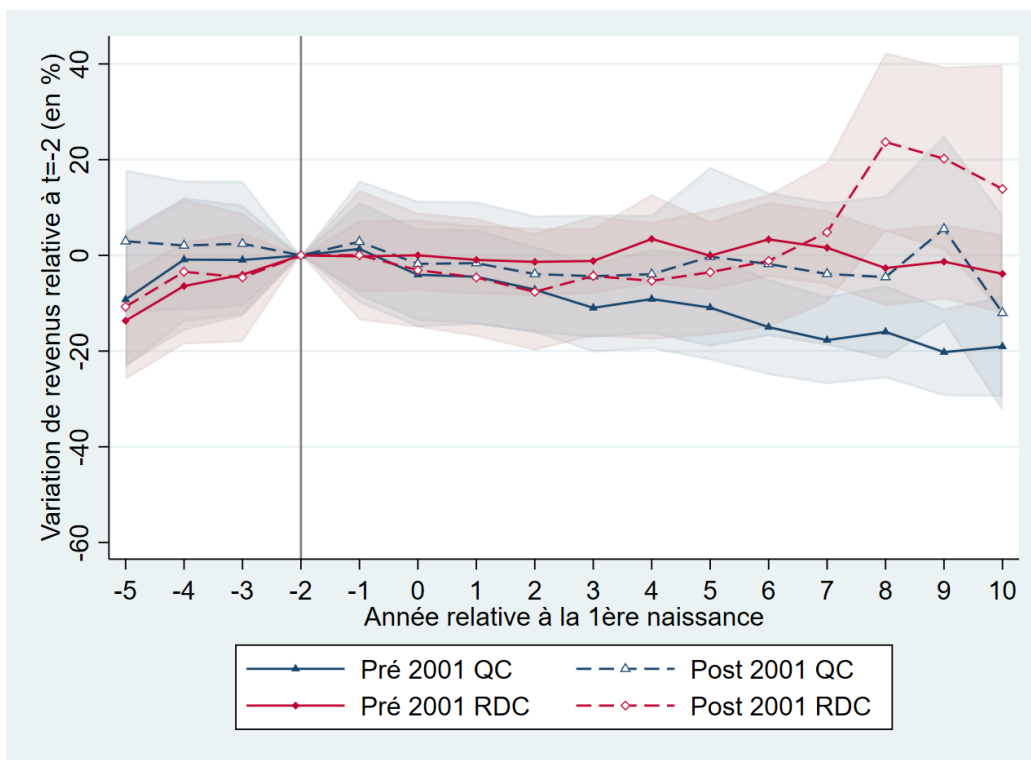
Figure B4 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus totaux des mères



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : chaque barre représente l'effet des politiques québécoises sur les revenus d'emploi des mères, soit les coefficients DD (β_{τ}^{DD}) du modèle (6), transformés en pourcentage. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

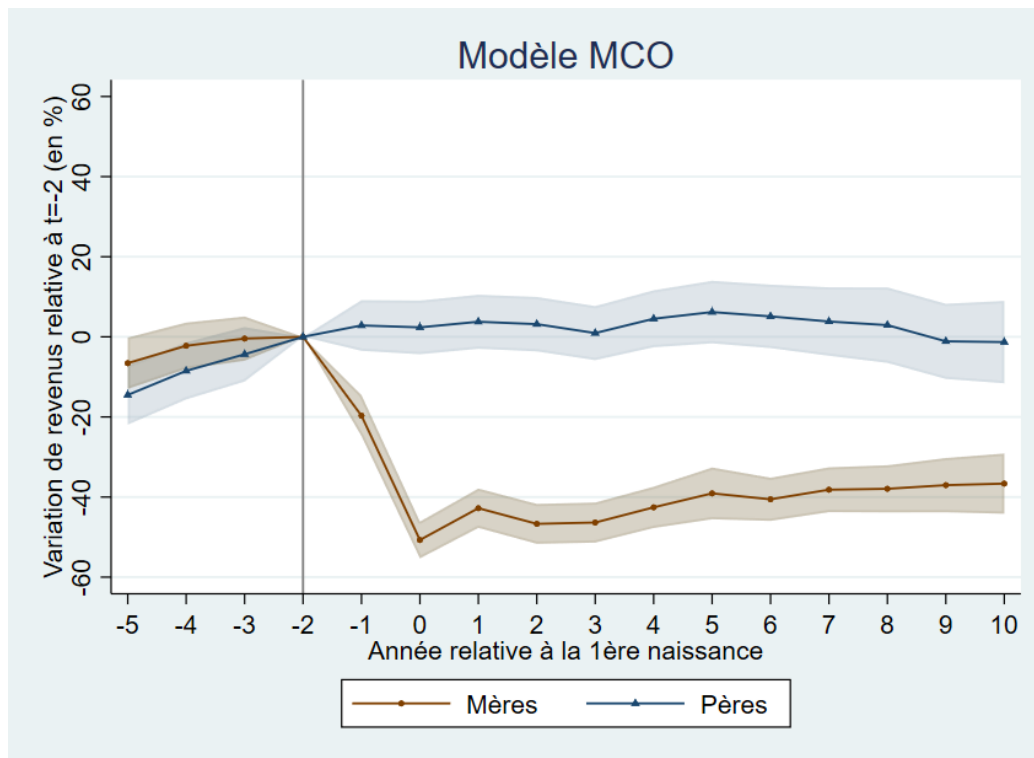
Figure B5 Coefficients de différence-en-différences, revenus totaux des mères



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

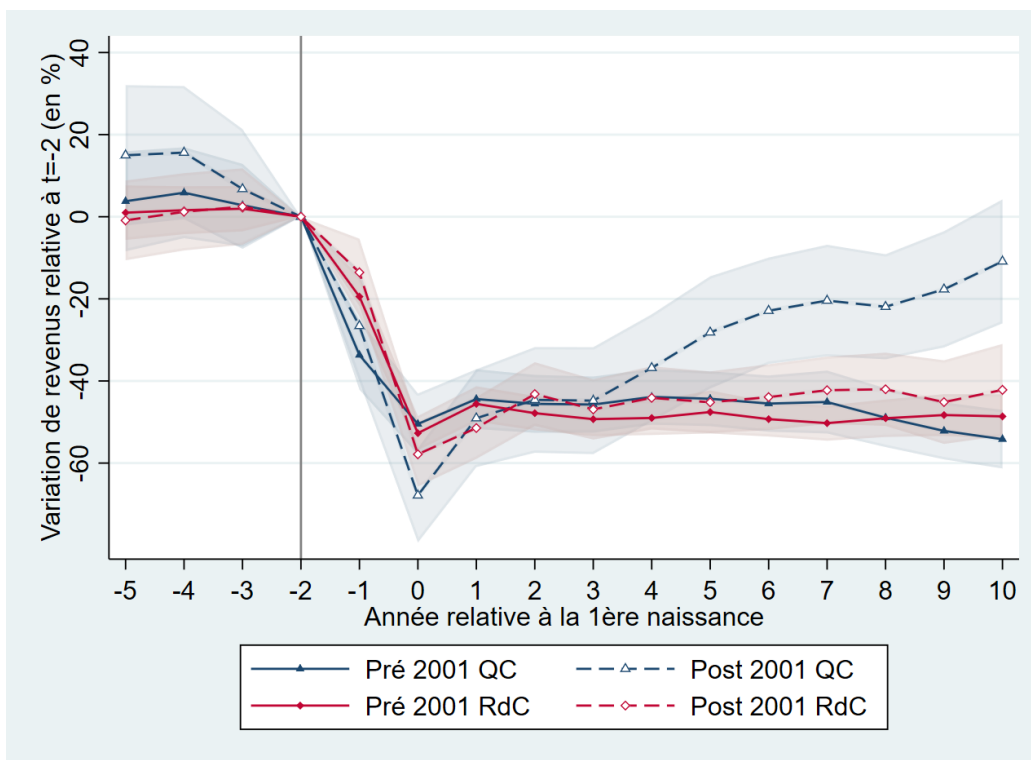
Figure B6 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de base. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

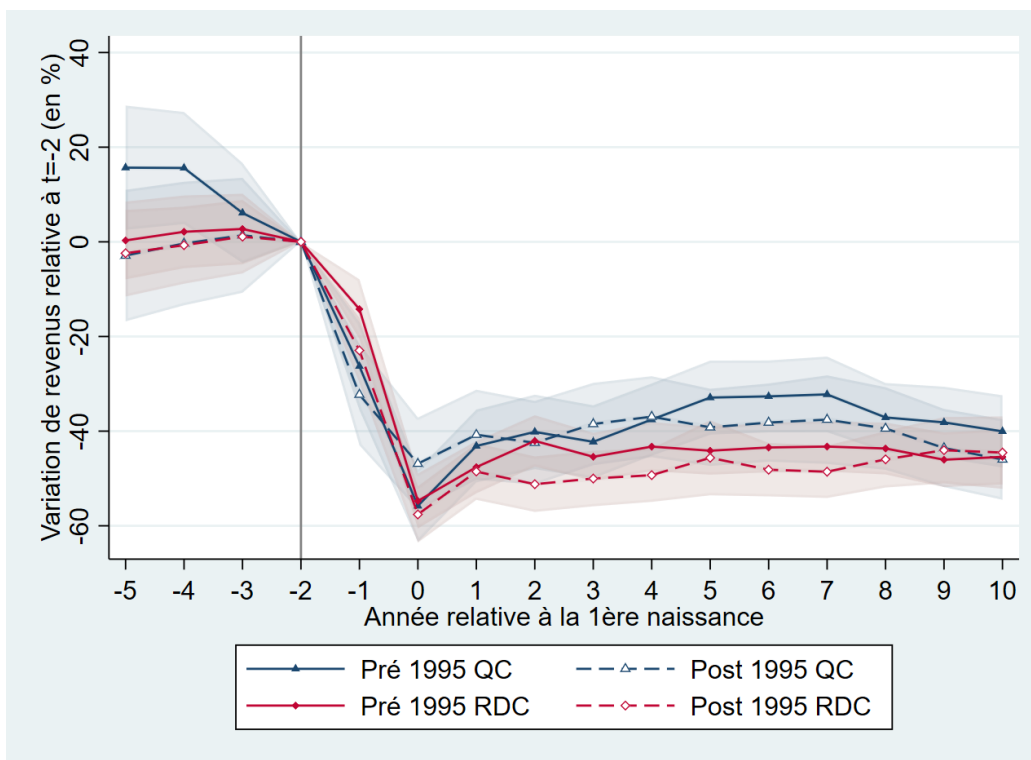
Figure B7 Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères, panel équilibré



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids entropiques. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

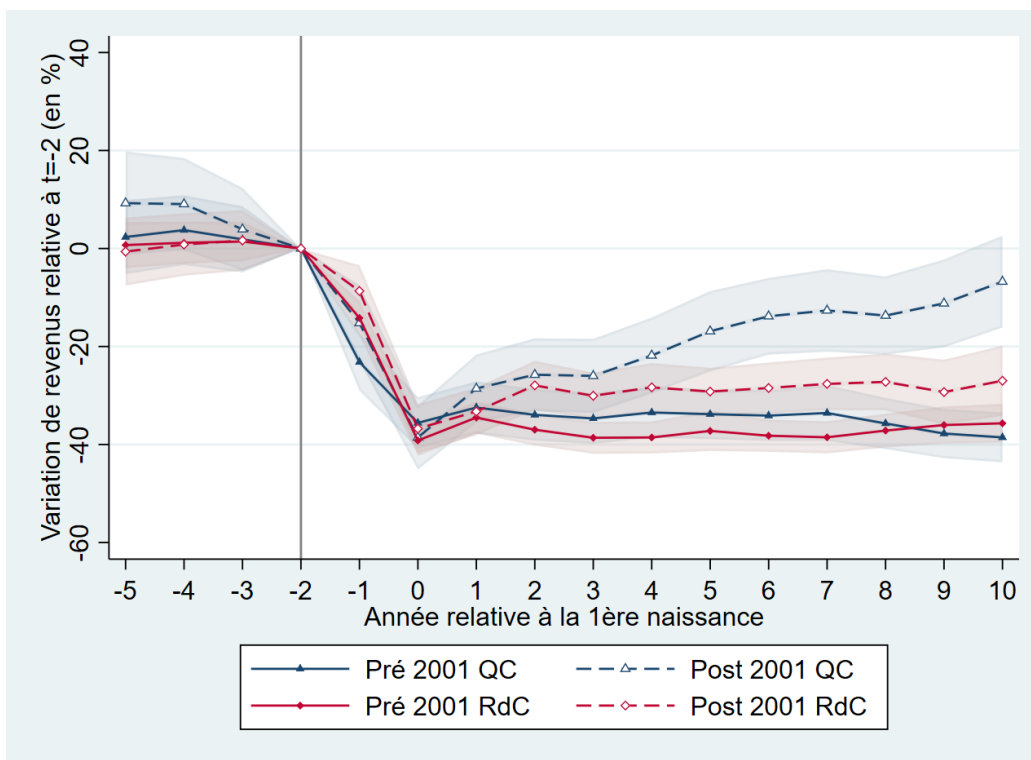
Figure B8 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les poids entropiques



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure B9 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant l'année 1995 comme année de réforme



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013).

Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle de différence-en-différences. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure B10 Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les pères comme groupe contrôle

CHAPITRE III

LES CONSÉQUENCES ÉCONOMIQUES DES DIVORCES ET DES SÉPARATIONS AU CANADA : ÉTUDE EMPIRIQUE ISSUE DE DONNÉES D'ENQUÊTE ET ADMINISTRATIVES

Résumé

Dans ce chapitre, nous examinons à travers différentes sources de revenus et d'indicateurs les variations de bien-être économique des femmes et des hommes à la suite d'un premier divorce ou d'une première séparation. À l'aide de données d'enquête combinées à des fichiers administratifs historiques de revenus, nous estimons l'effet de court et de long terme de ces événements sur la situation économique des ex-conjoints par rapport à celle des individus continuellement en couple. Nous trouvons tout d'abord que les femmes font face à des pertes financières élevées comparativement aux hommes, qui ne voient pas leur situation économique se détériorer à la suite de ces transitions. Alors même que les femmes participent plus activement au marché du travail et qu'elles ont une augmentation de leurs revenus hors travail à la suite d'une rupture, généralement leur niveau de vie se détériore et le taux de pauvreté augmente rapidement dans les années suivant la rupture, alors que ce n'est pas le cas pour les hommes. De plus, elles sont également moins susceptibles que les hommes de former une nouvelle union ou de se remarier, ce qui réduit leur chance de retrouver le niveau de vie qu'elles avaient avant la séparation. D'autre part, après une séparation ou un

divorce, les femmes qui étaient mariées ont une situation économique moins avantageuse en moyenne que les femmes qui étaient en union libre. Par contre, au fil du temps, les femmes en union libre ont vu leur situation économique post-séparation se détériorer, en partie parce que le pourcentage de couples en union libre ayant des enfants a augmenté au fil de temps, augmentant la précarité d'emploi de ces femmes devenues mères. En parallèle à ces bouleversements démographiques, peu de changements ont été observés au niveau de la législation des couples en union libre, ce qui offre peu de support à ces mères après une séparation.

3.1 Introduction

À la suite de la première *Loi sur le divorce* adoptée en 1968 assouplissant les règles du divorce, le nombre de divorces au Canada n'a cessé de croître (Figure C1 en annexe). Ce bouleversement démographique, accompagné du recul du nombre de mariages et de la progression des unions libres a contribué à changer le visage des familles canadiennes. De nos jours, l'échec conjugal n'est plus considéré comme une fin en soi, mais plutôt comme le début d'une série de transitions familiales. Ces transformations à l'égard de la vie de couple ont eu un impact important sur le contexte familial à la naissance des enfants. En effet, la proportion d'enfants nés dans une famille vivant en union libre a presque triplé au Canada depuis 1970, passant de près de 10 % à 34 % en 2016, cette tendance est aussi observée dans la majorité des pays de l'OCDE (OCDE, 2018). Toutefois, au Québec, cette proportion est deux fois plus élevée que celle observée pour l'ensemble du Canada (Girard, 2012). Les unions libres étant plus instables que les mariages, les enfants nés d'une union libre sont donc plus susceptibles de connaître une séparation parentale comparé aux enfants nés d'un mariage. À ce chapitre, le pourcentage cumulé des enfants canadiens qui ont vécu une séparation parentale avant l'âge de 10 ans est d'environ 63 % pour les parents qui étaient en union libre et 14 à 27 % respectivement pour les parents s'étant mariés sans avoir vécu en

union libre avant le mariage et ceux s'étant mariés après quelques années de vie commune⁴⁵ (Ministère de la Justice, 2015).

Les études canadiennes passées ont montré que les conséquences économiques à la suite d'une rupture conjugale sont inégales entre les femmes et les hommes (Finnie, 1993 ; Galarneau et Sturrock, 1997 ; Galarneau, 1998 ; Gadalla, 2008 ; Gadalla, 2009). Cet écart est attribuable principalement à des facteurs pré-dissolution comme la division inégale du travail durant le mariage, le salaire plus faible des femmes, mais aussi le fait que les femmes sont plus susceptibles que les hommes de faire des choix de vie qui vont avoir des conséquences sur leurs trajectoires professionnelles, comme s'absenter du marché du travail pour prendre soin des enfants ou des proches vieillissants (Waldfogel, 1997 ; Angelov et al., 2016 ; Kleven et al., 2019b). À ce chapitre, les femmes subissent des pertes de revenus parfois irréversibles à la suite de la naissance de leurs enfants. Alors que les hommes ne voient pas leur situation sur le marché du travail affectée par l'arrivée de leurs enfants (Kleven et al., 2019b). En cas de séparation, cet événement peut exacerber la détérioration de la situation économique déjà plus précaire des mères, accentuant ainsi les inégalités économiques entre les femmes et les hommes.

La baisse du niveau de vie des femmes à la suite d'une rupture conjugale peut également avoir des répercussions sur le bien-être des enfants qui la vivent. Puisque dans la majorité des cas ce sont les mères qui obtiennent la garde de leurs enfants, cette transition contribue à accroître le risque pour ces familles monoparentales de se retrouver dans une situation de pauvreté. Par exemple, la pauvreté (après impôt et

⁴⁵ Résultats issus de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), cycles de 1994-1995

transferts) chez les enfants de familles à deux parents est demeurée stable depuis les années 80, autour de 10 %, mais pour les enfants de mères monoparentales, on parle plutôt de 50 % dans les années 80 à 45 % dans les années 2010 à 2015. Pour les enfants de père monoparentaux, c'est plutôt 20 à 22 % de pauvreté (Burton et al., 2017). Donc, effectivement, la structure familiale influence énormément la pauvreté chez les enfants. Or, les enfants défavorisés sont plus susceptibles d'avoir des problèmes d'apprentissage, affectif ou de comportement, et continueront de voir des obstacles se dresser devant eux à mesure qu'ils grandissent (Cherlin et al., 1998 ; Morrison et Coiro, 1999 ; Strohschein, 2005 ; Chiappori et Weiss, 2007).

Peu d'études ont étudié les conséquences économiques de court et de long terme de ces transitions familiales en utilisant des données canadiennes. Pourtant dans un contexte où les changements de situation conjugale sont de plus en plus fréquents, il apparaît primordial de comprendre la dynamique de ces transitions et d'évaluer les politiques en vigueur susceptibles d'apporter soutien et appui aux familles concernées. Ainsi, l'objectif de cette étude est de dresser un portrait détaillé et descriptif de la situation rencontrée par les femmes et les hommes en ce qui a trait aux conséquences économiques à la suite d'une séparation ou d'un divorce selon différentes sources de revenus et différentes caractéristiques liées aux couples. Notons que dans le cadre de cette analyse, nous nous focalisons seulement sur les revenus et donc sur l'aspect financier des ruptures. Toutefois, une séparation ou un divorce peut entraîner des effets positifs pour les ex-conjoints et les enfants, mais qui ne sont pas mesurables à travers les fichiers fiscaux. Par exemple, Booth et al. (2001) trouvent que les divorces survenant dans les familles à haut conflit peuvent avoir des effets bénéfiques sur le bien-être des enfants. De plus, des recherches ont également montré que, bien que les conséquences financières soient importantes pour les femmes, celles-ci sont plus heureuses après un divorce (Clark et Georgellis, 2012). Nous exploitons une base de données longitudinale couplée à des fichiers administratifs historiques afin d'identifier

dans un premier temps les ruptures conjugales et dans un deuxième temps, estimer les trajectoires de revenus relativement à ces événements. Nous étudions les divorces et les séparations qui ont eu lieu entre 1982 et 2014. À notre connaissance, cette étude est la première à fournir une preuve empirique de l'effet du premier divorce ou de la séparation sur les trajectoires de revenus de long terme des femmes et des hommes en utilisant des données d'enquête couplées à des données administratives.

Les résultats de cette étude confirment certains points examinés dans la littérature. Le premier est que les femmes subissent une baisse importante de leur situation économique à la suite d'une rupture conjugale en comparaison à celle des hommes. Le revenu familial ajusté (prenant en compte la composition de la famille et les économies d'échelle) diminue de l'ordre de 20 % pour les femmes divorcées alors que celui des hommes divorcés augmente de 10 %. En effet, les femmes contribuant relativement moins au revenu familial se voient amputées d'une part importante du revenu disponible à la famille à la suite du départ du conjoint. De plus, elles sont également moins susceptibles que les hommes de former une nouvelle union ou de se remarier, ce qui réduit leur chance de retrouver le niveau de vie qu'elles avaient avant la séparation. Après une séparation ou un divorce, les femmes qui étaient mariées ont une situation économique moins avantageuse en moyenne que les femmes qui étaient en union libre. D'autre part, les femmes en union libre sont généralement plus actives sur le marché du travail même lorsqu'elles sont en couple, ce qui leur confère un certain avantage en cas de séparation. Par contre, au fil du temps, les femmes en union libre ont vu leur situation économique post-séparation se détériorer. Plusieurs facteurs viennent expliquer ce changement. Premièrement, au Canada le pourcentage de couples en union libre ayant des enfants a augmenté au fil du temps, passant de 6,3 % en 1981 à 21,3 % en 2016 (Statistique Canada, 2017). Ainsi, les femmes en union libre devenues mères ont interrompu leur carrière, augmentant leur précarité. Deuxièmement, puisque le pourcentage de couples en union libre a augmenté, leurs caractéristiques sont devenues

de plus en plus similaires à celles des couples mariés (enfants, mères qui travaillent moins, etc.). Ceci explique donc la convergence des deux groupes. En parallèle avec ces bouleversements démographiques, peu de changements ont été observés au niveau de la législation des couples en union libre, offrant peu de support aux mères après une séparation, comparativement aux mères divorcées. Par exemple, en 1989 le Québec a adopté la Loi modifiant le Code civil du Québec et d'autres dispositions législatives afin de favoriser l'égalité économique des époux. Cette loi a créé le partage du patrimoine familial pour tous les couples mariés et modifié en profondeur les rapports économiques entre les époux, excluant en revanche les conjoints de fait.

La suite de ce chapitre est organisée comme suit. La section 3.2 présente une revue de la littérature recensant sur les études empiriques portant sur les conséquences économiques des ruptures, la section 3.3 présente le contexte institutionnel dans lequel s'inscrit cette analyse. La section 3.4 décrit les données utilisées. La section 3.5 présente la méthodologie et la section 3.6, les résultats. Et enfin, la section 3.7 conclut.

3.2 Revue de la littérature

Depuis les travaux de Becker et al. (1977) portant sur l'analyse théorique de la dissolution du mariage, les études empiriques portant sur l'analyse des effets positifs et négatifs rencontrés par les ex-conjoints à la suite de ruptures conjugales ont émergé et ont révélé que ces transitions peuvent affecter de nombreuses sphères de la vie des familles qui les vivent. Ces études abordent autant les conséquences économiques, généralement la baisse du niveau de vie qui en découle (Tamborini et al., 2012 ; Tach et Eads, 2015 ; Le Bourdais et al., 2016), et l'effet négatif sur les rentes à la retraite (LaRochelle-Côté et al., 2012), que les conséquences non économiques comme la diminution du bien-être général (Amato et Keith, 1991), les effets sur la santé (Amato, 2000 ; Williams et Umberson, 2004), ou encore les répercussions négatives sur les

compétences cognitives et non cognitives des enfants (Cherlin et al., 1998 ; Morrison et Coiro, 1999 ; Strohschein, 2005 ; Chiappori et Weiss, 2007). À ce sujet, les enfants dont les parents sont séparés ont des résultats scolaires plus faibles (Ham, 2004), sont moins diplômés (Zeratsion, et al., 2015) et par conséquent occupent moins souvent des postes à responsabilité et ont des revenus moins élevés (Gruber, 2004) que les enfants issus de famille intacte. Bien que les effets négatifs des divorces soient largement corroborés dans la littérature, il importe que l'une des principales limites de ces études soit que le divorce n'est pas nécessairement un évènement exogène, donc seul un modèle prenant en compte cette endogénéité permettrait d'établir un lien causal.

La littérature en économie portant sur l'effet de la rupture conjugale sur le bien-être économique des ex-conjoints est peu abondante⁴⁶. Néanmoins, les études qui existent à ce sujet se basent sur des indicateurs tels que la richesse (Eads et Tach, 2016), les revenus personnels et familiaux (Poortman, 2000; Tamborini et al., 2012; Bayaz-Ozturk, Burkhauser et al., 2018), les heures travaillées (Mueller, 2005 ; Johnson et Skinner, 1986 ; Voena, 2015 ; Stevenson, 2008 ; Fernández et al., 2014), le taux de pauvreté (Gadalla, 2008), l'endettement (Fisher et Lyons, 2006) ou encore les prestations pour enfants et les transferts gouvernementaux (Tjøtta et Vaage, 2008 ; Uunk, 2004 ; Bayaz-Ozturk, 2018) pour mesurer les changements de ces transitions familiales sur le niveau de vie. Les résultats de ces études sont généralement convergents et mettent en évidence une détérioration importante de la situation économique des femmes comparativement à celle des hommes, et ce peu importe l'indicateur utilisé.

⁴⁶ Pour cette raison, nous avons étendu nos recherches aux revues non économiques.

Le revenu disponible ajusté est un indicateur pertinent pour mesurer la perte ou le gain de bien-être économique. En effet, celui-ci permet de prendre en compte la composition de la famille ainsi que les économies d'échelle dans la consommation, en se servant d'une échelle d'équivalence. Il n'existe pas d'échelle d'équivalence unique au Canada. La mesure de faible revenu (MFR) est la plus couramment utilisée et acceptée. La MFR est un pourcentage fixe (50 %) du revenu familial médian ajusté. Celle-ci constitue un ensemble de facteurs décroissants attribués au premier membre, et aux membres suivants. La personne la plus âgée de la famille reçoit un facteur 1 ; la personne suivante en âge reçoit un facteur de 0,4 ; tous les autres membres de la famille âgés de 16 ans et plus reçoivent chacun un facteur de 0,4 ; et tous les autres membres de la famille de moins de 16 ans reçoivent un facteur de 0,3. Deux autres mesures d'équivalence sont disponibles. Selon l'échelle de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), la personne la plus âgée de la famille reçoit un facteur de 1 ; tous les autres membres de la famille âgés de 15 ans et plus reçoivent chacun un facteur de 0,5 ; et tous les autres membres de la famille de moins de 15 ans reçoivent un facteur de 0,3. Et enfin, la racine carrée de la taille de famille, cette échelle d'équivalence ressemble à celle de la MFR, notamment chez les familles comptant jusqu'à six personnes (Statistique Canada, 2008b). À ce chapitre, les femmes sont nettement désavantagées par rapport aux hommes. Les études à ce sujet rapportent que les femmes subissent des pertes de revenu importantes, variant entre 27 et 40 % de leur revenu familial ajusté l'année suivant la séparation (Galarneau et Sturrock, 1997 ; Galarneau, 1998 ; Finnie, 1993 ; Gadalla, 2009 ; Tach et Eads, 2015). Au Canada, Le Bourdais et al. (2016)⁴⁷ ont estimé que les pertes de revenu subies par les femmes au Québec et dans le reste du Canada représentent environ 9 000 \$ l'année de la séparation

⁴⁷ Le Bourdais et al. (2016) ont exploité les données de la Banque de données administrative longitudinale (DAL) de Statistique Canada, couvrant la période de 1982 à 2011. La variable dépendante utilisée est le revenu familial ajusté après impôt.

pour celles qui ont connu un divorce ou une séparation en 1993-94, alors que ces pertes sont plus importantes (environ 12 000 \$) pour celles ayant divorcé ou s'étant séparées en 2003-04. Les auteurs mettent l'accent sur le fait que la différence entre les deux types d'union est moins marquée dans la province du Québec comparativement au reste du Canada. Cette étude est la seule à utiliser la variable dépendante en niveau plutôt qu'une transformation logarithmique. En revanche, les conséquences sur le revenu familial ajusté des hommes sont moins importantes, des pertes de 6 % et moins sont répertoriées (Jarvis et Jenkins, 1999 ; Gadalla, 2009), certaines études trouvant même une amélioration de leur situation économique (Finnie, 1993 ; Galarneau et Sturrock, 1997 ; Galarneau, 1998). Les raisons de ces effets différenciés selon le genre s'expliquent par le fait que les femmes contribuent généralement moins au revenu familial durant les années de mariage. Ceci est encore plus marqué lors de la naissance des enfants, où elles se tournent davantage vers les activités non rémunérées reliées aux responsabilités familiales et domestiques, et réduisent significativement leur investissement en capital humain diminuant leur revenu personnel (Connolly et al., 2018 ; Kleven et al., 2019b). Les hommes mariés quant à eux, ont un salaire plus élevé en moyenne (Korenman et Neumark, 1991 ; Knowles, 2013). De plus, dans la majorité des cas, les femmes ont la garde complète des enfants après la séparation, soit environ 77 % des enfants vivent avec leur mère contre 7 % avec leur père (et 16 % en garde partagée) selon Juby et al. (2005)⁴⁸, ce qui augmente leurs besoins financiers.

Afin de combler la baisse de revenu disponible du ménage causé par la perte du revenu du conjoint, les femmes ont davantage d'incitations à ajuster leur offre de travail à la hausse, soit en entrant sur le marché du travail, soit en travaillant plus d'heures, ou

⁴⁸ Juby et al. (2005) ont exploité les cycles 1 à 3 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) de Statistique Canada.

encore en se tournant vers des emplois mieux rémunérés (Johnson et Skinner, 1986). De ce fait, les revenus d'emploi personnel des femmes augmentent généralement après une séparation. Tamborini et al. (2012) ont exploité des données d'enquête couplées à des fichiers administratifs de revenus couvrant la période de 1984 à 2005 afin d'examiner les variations de revenus autour d'une fenêtre de quatre ans autour du premier divorce (soit une année avant et deux ans après). Les résultats indiquent que la proportion de femmes sur le marché du travail augmente de 4 à 6 points de pourcentage dans les deux années suivant la séparation. Et parmi les femmes qui étaient déjà en emploi, leur revenu d'emploi augmente de près de 20 % après la séparation. Ces résultats sont concordants avec les études portant sur l'effet des séparations sur les variations d'offre de travail, qui révèlent que les femmes augmentent en moyenne leur offre de travail dans les années subséquentes à la rupture (Haurin, 1989 ; Johnson et Skinner, 1986), alors que les hommes diminuent leur offre de travail à la suite d'une rupture conjugale (Mueller, 2005 ; Ahituv et Lerman, 2007), induisant une hausse des revenus d'emplois dans le premier cas et une baisse dans le second. Cependant, Mueller (2005)⁴⁹ trouve que les femmes changent peu leur comportement sur le marché du travail à la suite d'une séparation comparé aux hommes. En effet, en analysant la participation au marché du travail, les semaines ainsi que les heures travaillées annuelles, l'auteur trouve une diminution importante de ces variables pour les hommes, alors que les analyses menées sur les femmes ne montrent aucun changement significatif. Ceci peut s'expliquer en partie par la présence des enfants à la charge de la mère, et la difficulté des femmes à concilier leur rôle de parent monoparental aux soins et à la garde des enfants. Cette pression supplémentaire peut décourager certaines

⁴⁹ Mueller (2005) exploite les données longitudinales de l'Enquête sur l'activité (EA) de 1988 à 1990 de Statistique Canada.

femmes à travailler plus à la suite d'une séparation, surtout si les services de garde sont peu abordables ou rares (Morgan et al., 1992).

Par ailleurs, l'augmentation de l'offre de travail des femmes peut également survenir dans les années précédant la séparation, en anticipation de la séparation potentielle (Johnson et Skinner, 1986 ; Özcan et Breen, 2012). Cependant, il est difficile de distinguer l'effet d'anticipation de l'effet d'opportunité selon lequel les femmes ayant plus d'autonomie ont tendance à divorcer plus souvent. À ce sujet, dans une récente étude, Folke et al. (2020) étudient l'effet des promotions professionnelles sur la probabilité de divorce. Les résultats montrent que le fait d'être promu à un poste supérieur entraîne une forte augmentation de la probabilité de divorce chez les femmes, mais pas chez les hommes. Ceci confirme la friction existante entre stabilité conjugale et réussite professionnelle des femmes au sein d'un certain type de ménage. En effet, les auteurs trouvent que ces hausses de divorces se concentrent surtout chez les couples dont la carrière du mari était prédominante au début de l'union. Les couples plus égalitaires (ceux où les carrières de la femme et de l'homme étaient importantes) ne subissaient pas une telle augmentation du taux de divorce.

Souvent, l'augmentation de l'offre de travail et des revenus personnels qui en découlent, complémentée dans certains cas par les transferts privés et gouvernementaux tels que les pensions alimentaires pour enfants et pour ex-conjoint et les prestations familiales ne suffisent pas pour maintenir un niveau de vie décent. Ainsi, le taux de pauvreté des femmes seules avec enfants augmente significativement dans les années qui suivent la séparation (Heath et Kiker, 1992 ; Gadalla, 2008 ; Finnie et Sweetman, 2003). Gadalla

(2008)⁵⁰ s'est spécifiquement intéressée aux déclinés du taux de pauvreté des femmes à la suite d'un divorce ou d'une séparation. En se basant sur la mesure de faible revenu (MFR), elle trouve que durant l'année de la rupture, 24,5 % des femmes vivent en dessous de la MFR, soit une proportion deux fois et demie plus élevée que leur ex-partenaire masculin. Elle trouve également que parmi les individus qui étaient au-dessus de la limite de la MFR avant la rupture, 19,8 % des femmes se retrouvent en dessous de la limite après la rupture comparativement à 7,6 % des hommes. Deux ans après, 10,4 % des femmes vivent toujours en dessous de ce seuil comparativement à 1,4 % des hommes. Afin d'en apprendre un peu plus sur la composition de ces groupes, elle décompose l'échantillon en fonction de l'âge des individus et trouve que les femmes plus jeunes (celles qui sont âgées de moins de 40 ans) sont plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté (26,7 %) que celles âgées de 40-59 ans (21,5 %) et que les hommes âgés de moins de 40 ans (6,8 %). Dans l'ensemble, les résultats montrent que 24,8 % des femmes entrent dans la pauvreté à la suite d'une séparation comparativement à 6,8 % des hommes.

Un pan de recherche relié à ce domaine se focalise spécifiquement sur les conséquences économiques selon le type d'union et tente de déterminer s'il existe des différences entre les femmes mariées et de celles en union libre. Il est à noter que les couples vivant en union libre ont des caractéristiques différentes de ceux étant mariés. En effet, les couples qui vivent en union libre sont moins enclins à partager leurs revenus, ce qui confère aux femmes moins de dépendance financière vis-à-vis de leur conjoint (Hamplova et Le Bourdais, 2009). La division du travail est également plus égalitaire parmi les couples en union libre que les couples mariés (Davis et al., 2007). Ceci

⁵⁰ Gadalla (2008) exploite les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) collectées entre 1998 et 2005 afin d'analyser la situation économique des individus qui se sont séparés ou qui ont divorcé entre 1999 et 2004.

suggère que les conséquences économiques subies par les femmes mariées devraient être plus dramatiques que celles subies par les femmes en union libre. Quelques études ont examiné séparément les effets de la séparation et du divorce portant sur des données américaines (Avellar et Smock, 2005 ; Tach et Eads, 2015), européennes (de Regt, Mortelmans, et Marynissen, 2013) et canadiennes (Le Bourdais et al., 2016). Ces études arrivent à des conclusions similaires, à savoir que les conséquences économiques à la suite de la séparation rencontrées par les femmes en union libre sont moindres que celles rencontrées par les femmes mariées. Les pertes économiques, mesurées en termes de diminution du revenu familial ajusté, sont comprises entre 18 et 33 % pour les femmes qui se sont séparées et varient entre 33 et 58 % pour les femmes divorcées. Ces différences peuvent être attribuables aux différences socioéconomiques entre les deux groupes, notamment, les femmes divorcées sont généralement plus âgées, ont plus d'enfants, et contribuent moins au revenu familial.

Des études ont également comparé l'évolution des conséquences économiques des femmes à la suite d'une rupture conjugale à travers le temps. Il en ressort globalement que la situation économique des femmes mariées ainsi que celle des femmes en union libre se sont détériorées à travers le temps à la suite d'une séparation (Smock, 1993 ; McKeever et Wolfinger, 2001 ; Tach et Eads, 2015 ; Le Bourdais et al., 2016). Cette détérioration de la situation économique des femmes en union libre vient du fait que ce type d'union est de plus en plus commun et que de plus en plus d'enfants naissent au sein d'un couple non marié, mais que les politiques visant à atténuer les pertes financières via des transferts ou des obligations de pension alimentaire ciblent moins les femmes non mariées.

Les hommes et les femmes se remettent en couple généralement après leur première rupture et cela permet d'améliorer leur situation économique par le biais des économies d'échelles notamment, ce qui constitue par ailleurs le moyen le plus important pour

sortir de la pauvreté (Dewilde et Uunk, 2008⁵¹). Cependant, les femmes sont moins susceptibles que les hommes de se remettre en couple après une rupture, et les femmes mariées le sont encore moins que les femmes en union libre. Wu et Schimmele (2005)⁵² trouvent que 20 ans après la première séparation, 56 % des femmes et 62 % des hommes qui s'étaient séparés pour la première fois ont été de nouveau en couple, contre seulement 16 et 20 % des femmes et hommes qui étaient mariés. Ces résultats sont concordants avec ceux de Galarneau et Sturrock (1997) qui ont trouvé que 54 % des hommes et 45 % des femmes se remettaient en couple⁵³ dans les cinq années suivant la séparation.

Par ailleurs, une étude récente menée par Leopold (2018)⁵⁴ mesure les répercussions négatives rencontrées par les hommes et les femmes à la suite d'un divorce dans différentes sphères de la vie. Les résultats, basés sur des modèles de régressions à effets fixes, montrent que les hommes sont plus vulnérables au divorce en ce qui a trait aux conséquences reliées au bien-être subjectif, mais que ces effets se font ressentir uniquement à court terme (les nouvelles unions permettent d'atténuer les facteurs émotionnels, et à ce chapitre, les hommes s'engagent plus souvent et plus rapidement que les femmes dans une nouvelle union). En revanche, un domaine pour lequel les

⁵¹ Dewilde et Uunk (2008) exploitent les données provenant de huit vagues de l'*European Community Household Panel* (ECHP) couvrant la période de 1994 à 2001. Cette enquête transversale est conduite annuellement auprès de pays membres de l'Union européenne.

⁵² Wu et Schimmele (2005) exploitent les données de l'Enquête sociale générale de 1995.

⁵³ La base de données utilisée par les auteurs (la Banque de données administratives longitudinales (BDAL) couvrant la période de 1982 à 1993) ne permet pas de distinguer les personnes mariées ou conjoints de fait, ni même les séparations des divorces.

⁵⁴ Leopold (2018) exploite des données longitudinales allemandes couvrant la période de 1984 à 2015.

différences sont importantes et persistent est la perte de revenus des femmes qui, conjuguée à la monoparentalité, est associée à un risque accru de se retrouver en situation de pauvreté. Pris dans l'ensemble, ses résultats suggèrent que les conséquences liées au divorce sont transitoires pour les hommes alors que celles rencontrées par les femmes sont permanentes.

Toujours est-il, les études qui traitent directement de l'effet des séparations et des divorces sur les revenus utilisant des données canadiennes sont rares. Trois d'entre elles se basent sur des méthodes de comparaison de moyennes et de médianes sans contrôles pour les caractéristiques sociodémographiques des individus (Galarneau et Sturrock, 1997 ; Galarneau, 1998 ; Gadalla, 2008 ; Gadalla, 2009). Parmi, les études qui ont utilisé des modèles appropriés qui tiennent compte de l'hétérogénéité des individus tels que des modèles à effets fixes, toutes ont exploité des données administratives contenant peu de variables sociodémographiques autres que le statut matrimonial et l'âge du répondant, de son partenaire et de ses enfants (Finnie, 1993 ; Finnie et Sweetman, 2003 ; Le Bourdais et al., 2016). Aucune étude ne s'est intéressée aux effets de court et long termes en analysant les trajectoires de revenus sur une longue période. Cette approche, qui est précisément celle qu'explore cette étude, permet de capturer l'effet total des transitions familiales se produisant au cours de la vie⁵⁵.

À notre connaissance, notre étude est la première à fournir une preuve empirique de l'effet du premier divorce et de la séparation en utilisant premièrement des données d'enquête pour identifier précisément les transitions familiales, et deuxièmement des

⁵⁵ Le Bourdais et al. (2016) se sont intéressés aux effets quatre ans après la rupture.

données administratives longitudinales pour estimer les trajectoires de revenus de long terme des femmes et des hommes à la suite de ces transitions.

3.3 Contexte canadien et québécois

3.3.1 Évolution en matière de divorce

Puisque les données portent sur la population canadienne, il convient de détailler quelque peu le contexte institutionnel dans lequel s'inscrit cette analyse. Notons tout d'abord que la première loi fédérale sur le divorce a été adoptée au Canada en 1968. L'adoption de cette loi a contribué à faciliter l'accès au divorce en permettant notamment d'invoquer l'échec du mariage comme seul motif de séparation. Avant cette date, les provinces disposaient de leurs propres lois régissant le divorce, qui permettait seulement à un homme d'obtenir le divorce si son épouse avait commis l'adultère. Néanmoins, le Québec et Terre-Neuve-et-Labrador étaient les seules provinces dépourvues de lois provinciales en la matière. En 1986, la *Loi sur le divorce (1985)* est modifiée, modifiant considérablement les motifs de divorce reconnus (l'échec du mariage peut être établi en prouvant soit que le couple vit séparé depuis au moins un an contrairement à trois sous l'ancienne loi et ajout du motif sans notion de faute).

En ce qui concerne la pension alimentaire, des modifications importantes sont entrées en vigueur le 1^{er} mai 1997. Celle-ci est dorénavant défiscalisée, c'est-à-dire qu'elle n'est plus imposable pour le parent qui la reçoit, ni déductible pour celui qui la verse. Les montants reçus et payés sont donc nets pour les deux parties.

En ce qui concerne la législation au sujet de l'union de fait, les démarches vers une reconnaissance légale de ce statut ont débuté en 1980, après la *réforme du droit de la famille (1980)*. Depuis, le législateur québécois n'a cessé de faire évoluer les lois pour non seulement consolider la légitimité sociale des conjoints de fait, mais également

pour leur reconnaître un véritable statut juridique avec des droits et des avantages⁵⁶. Concernant la fiscalité, à partir de 1992, les personnes qui cohabitent depuis au moins un an ou ceux qui ont un enfant ensemble sont considérés comme conjoints de fait et ont l'obligation de déclarer leur union dans les déclarations fiscales (Canada, 1992). Notons cependant que le Québec est la seule province canadienne qui ne prévoit pas d'obligation de pension alimentaire entre ex-conjoints lors de la rupture, alors que c'est au Québec que l'on trouve la plus grande proportion d'unions libres.

3.3.2 Évolution en matière d'union libre

La société québécoise se distingue des autres provinces canadiennes par bien des aspects. L'une des caractéristiques démographiques les plus marquantes est sans doute la proportion de couples choisissant l'union libre comme type d'union plutôt que le mariage. En effet, selon les estimations de Statistique Canada, en 2018, 57 % des Canadiens de plus 15 ans étaient en couple (mariés ou en union libre) et parmi eux, 79 % étaient mariés et 21 % vivaient en union libre (Statistique Canada, 2018c). Au Québec, la proportion de personnes vivant en union libre était presque deux fois plus importante que la moyenne nationale (39 %), incluant le Québec. Il s'agit de la plus importante proportion de couples vivant en union libre au Canada. Cette proportion est plus élevée qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni, mais légèrement plus faible qu'en France, en Norvège et en Suède (Statistique Canada, 2017). Durant les dernières décennies, la société québécoise a de ce fait vécu d'importants changements en matière d'institutionnalisation de l'union libre.

⁵⁶ Il y a eu notamment l'institution du patrimoine familial (1989), la réforme du *Code civil du Québec* (1991), la loi 32 sur les droits sociaux (1999) ainsi que l'avènement de l'union civile (2002).

3.4 Données

3.4.1 Sources de données

Les données utilisées pour mener cette étude proviennent de l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA) de Statistique Canada. Nous exploitons les trois premières vagues de l'enquête disponibles jusqu'à présent. L'échantillon est représentatif de la population canadienne civile non institutionnalisée. Tous les membres de l'enquête sont sélectionnés comme membre permanent à la vague 1 (2012) et sont interrogés tous les deux ans. Entre les cycles, les personnes de plus de 15 ans qui ont rejoint le ménage permanent, incluant les enfants nés ou adoptés, sont interrogés et ajoutés aux futures vagues. La collecte de la première vague a eu lieu en 2011-12 et l'échantillon était composé de 32 133 répondants, la deuxième vague a été collectée en 2014 pour laquelle 25 504 répondants ont pu être rejoints, enfin, la dernière vague, collectée en 2016, comptait 23 727 répondants.

Le questionnaire des vagues 2 et 3 de l'ELIA contient un volet particulier dédié aux transitions familiales, retraçant l'historique complet des trois derniers mariages et des trois dernières unions libres des répondants, en plus de fournir des informations sur la situation matrimoniale contemporaine. De ce fait, nous disposons d'informations détaillées à l'échelle de l'année et du mois, portant sur les dates de début et de fin des unions. En ce qui a trait aux mariages, nous pouvons identifier la date du début de l'union avant le mariage (c'est-à-dire la date à laquelle le couple a commencé à vivre ensemble), la date officielle du mariage, la date de la séparation avant le divorce (la séparation de fait, c'est-à-dire la date à partir de laquelle le couple vit séparément) et la date légale du divorce. En ce qui concerne les unions libres, nous pouvons identifier la date du début de l'union, ainsi que la date de la séparation. Les études canadiennes qui se sont intéressées aux conséquences économiques à la suite d'une rupture conjugale ont identifié les séparations en utilisant les changements de statuts

matrimoniaux à travers les fichiers administratifs (Finnie, 1993 ; Le Bourdais et al., 2016). Les données d'enquête constituent une source d'information cruciale dans ce champ de recherche, puisque d'une part, de nombreux couples choisissent de vivre ensemble plusieurs années avant de se marier légalement or, ces informations ne sont pas nécessairement captées à travers les fichiers administratifs. De même, la date à laquelle les époux sont séparés de fait est souvent différente de la date officielle du divorce, cela est d'autant plus important puisque les conséquences économiques surviennent dès lors que le couple se sépare. D'autre part, les couples en union de fait ne pouvaient être identifiés dans les fichiers administratifs avant 1993. Conséquemment, deux paramètres importants peuvent être captés à travers les données d'enquête : la durée de l'union avant le divorce ou la séparation, ainsi que le rang de ces derniers, et ainsi, s'intéresser à l'effet de la première rupture. De plus, les données d'enquête nous permettent de contourner certains problèmes liés aux données manquantes des fichiers administratifs. En revanche, une des limites à l'utilisation de ces variables est qu'elles ne permettent pas de distinguer les raisons de la séparation, qui peuvent survenir soit d'une rupture conjugale soit du décès de l'un des conjoints. Toutefois, nous considérons que le départ du conjoint ou de la conjointe constitue un changement familial important qui peut affecter tout autant la situation économique.

Nous utilisons également les fichiers administratifs historiques fournissant des informations détaillées sur les revenus personnels et familiaux ainsi que les transferts privés et gouvernementaux disponibles dans les fichiers T1 et couvrant la période de 1982 à 2015.

L'avantage de l'utilisation de cette base de données est donc double, premièrement les données d'enquête fournissent un grand nombre de variables sociodémographiques individuelles et deuxièmement, le couplage des données administratives longitudinales permet de suivre les revenus des individus sur une longue période.

Identifications des séparations et des divorces

Nous nous intéressons spécifiquement aux premiers évènements survenus dans la vie des femmes et des hommes, c'est-à-dire la première séparation ou le premier divorce. Nous ne considérons pas les autres divorces ou séparations, issus des remariages ou nouvelles unions, puisque ceux-ci sont plus susceptibles d'avoir des caractéristiques différentes des premiers (Aughinbaugh, 2010). Le questionnaire de l'ELIA fournit des informations sur le statut matrimonial actuel en plus des informations relatives aux trois dernières unions libres ou aux trois derniers mariages, s'il y a lieu, classés par ordre chronologique en commençant par le plus récent évènement. Selon les données de l'ELIA, 2 % des répondants ont déclaré s'être mariés plus de quatre fois. Ces estimations correspondent à ceux de Clark et Crompton (2006) qui ont trouvé, en exploitant les données de l'ESG 2001, que seulement 1 % des individus se remarient pour la troisième ou la quatrième fois. Ces résultats confirment que nous sommes capables de capter la grande majorité des unions.

En ce qui concerne les mariages spécifiquement, nous utilisons la date à partir de laquelle le couple a commencé à vivre ensemble avant le mariage ainsi que la date de divorce ou de séparation (correspondant à la date de fin de la cohabitation), selon la première à survenir, afin de déterminer le début et la fin de l'union et calculer la durée de celle-ci. Nous prenons ces informations plutôt que les dates de mariage et de divorce officielles, car elles reflètent de manière plus pertinente la réalité économique rencontrée par les ex-conjoints. Il se peut d'une part, que certains couples choisissent de vivre plusieurs années ensemble avant de se marier légalement, et d'autre part, que les conjoints cessent de vivre ensemble plusieurs années avant le divorce, les conjoints vivant séparément, ne partagent plus leurs ressources.

Pour ce qui est des unions de fait, nous utilisons les seules informations disponibles, soit les dates de début et de fin de la cohabitation, pour identifier le début et la fin de l'union et calculer la durée.

Concordance entre les données d'enquête et les données administratives

Dans une étude récente, Hemeon et Fulford (2016) comparent certaines données d'enquête tirées de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) à diverses sources administratives pour lesquelles des ententes de couplage sont établies. Ils comparent notamment l'année du mariage, qui est une variable présente à la fois dans l'enquête et dans les fichiers administratifs (T1) afin de mesurer la cohérence entre les deux sources d'information. En effectuant certaines corrections raisonnables dans l'historique du mariage des fichiers administratifs, notamment en corrigeant pour les valeurs improbables ou impossibles et en effectuant certaines hypothèses pour combler les données manquantes, les auteurs ont trouvé que la cohérence entre l'année du mariage de l'ELIA et celle dérivée des fichiers administratifs était de 70 % pour les mariages antérieurs à 1982 et de 91 % pour les mariages ayant eu lieu à partir de 1982. Ces résultats suggèrent que, dans l'ensemble, les données d'enquête sont des sources fiables, mais que toutefois la fiabilité diminue pour les événements s'étant produits moins récemment. Ainsi, dans le cadre de cette analyse, nous nous restreignons à l'étude des divorces et des séparations ayant eu lieu après 1982, afin d'assurer la qualité des données.

Les variables dépendantes

Nous utilisons différentes sources de revenus comme variable dépendante telles que le revenu d'emploi, le revenu individuel total avant impôt ainsi que le revenu familial calculé avant impôt. Compte tenu du fait que les pensions alimentaires pour enfants sont défiscalisées depuis 1997, celles-ci ne sont plus comptabilisées dans les revenus

fiscaux des personnes qui la reçoivent ni déduites des revenus des personnes qui la versent. Il est donc probable que les coefficients estimés soient des bornes inférieures dans le cas des hommes et supérieures dans le cas des femmes, si le montant de ces transactions représente une part non négligeable du revenu total. À titre d'exemple, on estimait en 2010 que 61 % des montants mensuels réguliers de pension alimentaire s'échelonnaient de 1 \$ à 400 \$ et que dans seulement plus de 5 % des cas, ces montants étaient de plus de 1000 \$ (Statistique Canada, 2009-2010). Afin de prendre en compte la taille du ménage, les besoins familiaux et les économies d'échelle, nous calculons le revenu familial ajusté en utilisant une échelle d'équivalence. Des études empiriques semblent suggérer que la racine carrée de la taille du ménage est une bonne approximation des vraies économies d'échelle (Fleurbaey et Gaulier, 2009). Nous proposons donc d'adopter l'échelle d'équivalence fondée sur la racine carrée de la taille de la famille économique⁵⁷ pour ajuster les revenus⁵⁸. Nous ajustons également le revenu individuel total avant impôt. Les revenus sont corrigés pour l'inflation et exprimés en dollars canadiens constants de 2017.

De plus, nous utilisons une mesure de faible revenu basée sur les revenus familiaux totaux avant impôt. Cette mesure, construite par Statistique Canada, est une variable dichotomique égale à un si un individu vit dans un ménage à faible revenu, et zéro sinon. Un ménage est jugé à faible revenu si le revenu ajusté est inférieur ou égal à 50 %

⁵⁷ Une famille économique est constituée d'un groupe de personnes apparentées vivant dans un même logement.

⁵⁸ Jarvis et Jenkins (1999) montrent toutefois que les résultats sont robustes lorsque différentes échelles d'équivalence sont utilisées pour mesurer la perte de revenus à la suite d'un divorce.

du revenu ménager médian ajusté (Statistique Canada, 2012b). Cette mesure est généralement utilisée dans la détermination du taux de pauvreté.

3.4.2 Échantillonnage

L'objectif de la présente étude est d'estimer les variations de revenus rencontrées par les femmes et les hommes à la suite d'une première séparation ou d'un divorce. Afin de mesurer l'effet de ces événements sur les trajectoires de revenus des individus, nous allons construire un groupe contrefactuel composé de personnes toujours mariées ou en union libre auquel nous avons attribué des dates fictives de divorce ou de séparation en utilisant une méthode d'appariement des coefficients de propension (*propensity score matching*) basée sur la méthode du plus proche voisin. Cette méthode consiste à appairer les individus qui sont continuellement mariés aux individus divorcés ayant des caractéristiques observables similaires telles que le niveau d'éducation, le statut parental, la province de résidence ainsi que la cohorte de naissance. La même méthode a été appliquée aux individus vivant en union libre. Une fois les paires formées, nous avons attribué l'âge de la première séparation ou du divorce du groupe traitement aux individus toujours mariés ou en union de fait, et nous avons ensuite déduit l'année fictive de ces événements.

Nous avons restreint l'échantillon aux individus qui ont divorcé ou qui se sont séparés la première fois entre 25 et 50 ans afin d'éviter de confondre l'effet de la séparation ou du divorce sur les revenus à la baisse du taux d'activité observée à partir de l'âge 50 ans (Statistique Canada, 2018d). Nous avons également conservé tous les individus qui ont des revenus continus, c'est-à-dire qui n'ont pas d'années de revenus manquantes dans la base de données entre la première année déclarée et la dernière. Enfin, nous nous intéressons aux changements survenus jusqu'à trois années avant l'évènement à dix années après. Nous construisons de ce fait, un ensemble d'indicateurs temporels τ

s'échelonnant sur une période de 13 ans autour de l'évènement, soit $-3 \leq \tau \leq 10$ (Tamborin et al., 2015).

L'échantillon final comprend respectivement 1 342 et 923 femmes et hommes mariés qui ont divorcé la première fois entre 1982 et 2016 ainsi que 608 et 593 femmes et hommes en étaient en union libre et qui se sont séparés la première fois au cours de la même période.

Le groupe contrefactuel composé d'individus continuellement mariés compte 5 284 et 5 028 femmes et hommes et celui composé d'individus continuellement en union libre compte 1 157 et 1 098 femmes et hommes.

3.4.3 Statistiques descriptives

Le Tableau 3.1 présente les caractéristiques des personnes divorcées et continuellement mariées (présenté séparément pour les femmes et les hommes). Le Tableau 3.2 présente les mêmes caractéristiques, mais pour les personnes séparées et continuellement en union libre. Nous trouvons que les femmes qui ont divorcé ou sont séparées sont généralement plus âgées que celles qui sont continuellement en couple, et que les hommes sont également plus âgés que les femmes, et ce, pour chacun des groupes concernés. Les femmes divorcées sont plus souvent nées au Canada (75 %) que celles qui sont continuellement mariées (68 %). Cette différence est moins marquée pour les individus en union libre et séparés chez lequel près de 90 % sont nés au Canada. La deuxième section des Tableaux 3.1 et 3.2 présente des caractéristiques familiales. Tout d'abord, les femmes qui ont divorcé s'étaient mises en couple plus tôt dans leur première relation (23,3 ans) comparativement aux femmes qui se sont séparées (27,5 ans) et également plus tôt que les femmes continuellement en couple et les hommes. En revanche, l'âge lors de la première séparation apparaît plus tard pour les personnes qui étaient mariées (36,3 et 37,8 ans pour les femmes et les hommes divorcés, contre

33,2 et 33,6 ans pour les femmes et les hommes séparés). De ce fait, la durée de la première relation est plus longue pour les femmes qui étaient mariées (12,8 ans) que celles qui étaient en union libre (5,7 ans). La durée de la première relation est légèrement moins élevée chez les hommes. Ces chiffres sont proches des statistiques nationales à ce sujet où la durée moyenne du mariage au Canada en 2008⁵⁹ était de 13,7 ans (Statistique Canada, 2008c). Dès lors, cela nous amène à la conclusion suivante : les unions libres sont plus instables que les mariages. Le Bourdais et al. (2000) ont par ailleurs montré que cela est le cas, même lorsque les enfants sont impliqués dans les unions libres. Dans les dix années qui suivent le premier divorce, on constate que les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se remarier, 49 % contre 38 % des femmes. Ces résultats sont en ligne avec ceux de Galarneau et Sturrock (1997) qui ont trouvé que 54 % des hommes et 45 % des femmes se remettaient en couple⁶⁰ dans les cinq années suivant la séparation. Ceci est en partie attribuable à la présence des enfants (Ivanova et al., 2013). De plus, les femmes qui étaient mariées (séparées) attendent en moyenne 5,2 ans (5 ans) pour se remettre en couple, contre 4,5 ans (4,7 ans) pour les hommes. En ce qui concerne les enfants, les personnes divorcées ont eu leur premier enfant plus jeune et ont en moyenne plus d'enfants comparativement aux personnes continuellement en couple (mariées ou en union libre) et celles séparées⁶¹. La troisième partie des Tableaux 3.1 et 3.2 présente des caractéristiques sur la scolarité.

⁵⁹ Statistique Canada a interrompu la collecte des données annuelles sur les mariages et les divorces en 2008, dernière année pour laquelle les statistiques sont disponibles.

⁶⁰ La base de données utilisée par les auteurs (la Banque de données administratives longitudinales couvrant la période de 1982 à 1993) ne permet pas de distinguer les divorces des séparations.

⁶¹ Le nombre d'enfants représente le nombre d'enfants total et non le nombre d'enfants issus de la relation.

Tableau 3.1 Caractéristiques sociodémographiques des femmes et des hommes divorcés et toujours mariés

	Femmes		Hommes	
	Divorcées	Mariées	Divorcés	Mariés
Caractéristiques sociodémographiques :				
Âge en 2015	56,1 (10,6)	53,8 (12,8)	56,6 (10,7)	54,8 (13,0)
Née au Canada	0,75 (0,43)	0,68 (0,47)	0,79 (0,41)	0,67 (0,47)
Caractéristiques familiales :				
Âge au 1 ^{er} mariage	23,3 (5,0)	25,0 (5,96)	25,7 (5,48)	27,6 (6,44)
Âge au 1 ^{er} divorce	36,3 (7,01)	—	37,8 (6,94)	—
Durée du premier mariage	12,8 (7,52)	—	11,8 (7,49)	—
Remariage	0,38 (0,49)	—	0,49 (0,50)	—
Années entre divorce et remariage	5,2 (6,12)	—	4,5 (6,22)	—
Nombre total de mariages	1,38 (0,55)	0,99 (0,12)	1,51 (0,60)	0,99 (0,12)
Âge à la naissance du 1 ^{er} enfant	25,9 (5,40)	26,9 (5,07)	28,9 (6,75)	29,4 (5,49)
Nombre d'enfants	2,47 (1,34)	2,34 (1,06)	2,57 (1,36)	2,33 (1,08)
Éducation :				
Années d'éducation	14,1 (3,58)	14,3 (3,75)	14,2 (3,67)	14,6 (4,07)
Sans diplôme	0,10 (0,30)	0,11 (0,31)	0,10 (0,29)	0,10 (0,30)
DES	0,20 (0,40)	0,18 (0,38)	0,22 (0,42)	0,17 (0,38)
Diplôme collégial	0,44 (0,50)	0,37 (0,48)	0,44 (0,50)	0,39 (0,49)
Diplôme universitaire	0,26 (0,44)	0,35 (0,48)	0,24 (0,43)	0,34 (0,47)
Personnes-années	10 463	146 335	11 212	140 074
Personnes	1 342	5 284	923	5 028

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).

Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Ceux-ci révèlent que les femmes et les hommes qui ont divorcé sont moins éduqués que celles et ceux qui sont continuellement mariés. Environ 25 % des personnes divorcées ont un diplôme universitaire comparativement à 35 % pour les personnes toujours mariées. Il y a peu de différences dans le profil de scolarité des hommes et des femmes ayant divorcé. En revanche, les femmes séparées semblent plus éduquées que les femmes toujours en couple et les hommes. Cette ressemblance quant à l'appartenance socioprofessionnelle et le diplôme des couples mariés est définie par le concept d'homogamie. À ce sujet, Blackwell et Litcher (2000)⁶² ont trouvé

⁶² Blackwell et Litcher (2000) ont exploité des données provenant d'une enquête nationale menée aux États-Unis sur une population de femmes âgées de 15 à 44 ans en 1995.

premièrement que les couples vivant en union libre sont moins homogames que les couples mariés et deuxièmement que les femmes vivant en union libre ont moins tendance que les femmes mariées à vivre avec un partenaire plus éduqué. Ces résultats sont concordants avec ce que nous observons au sein de notre échantillon.

Tableau 3.2 Caractéristiques sociodémographiques des femmes et des hommes séparés et toujours en union libre

	Femmes		Hommes	
	Séparées	En union libre	Séparés	En union libre
Caractéristiques sociodémographiques :				
Âge en 2015	49,7 (10,6)	46,6 (13,4)	49,3 (10,7)	47,7 (14,0)
Née au Canada	0,89 (0,32)	0,89 (0,31)	0,90 (0,30)	0,88 (0,33)
Caractéristiques familiales :				
Âge à la 1 ^{ère} union	27,5 (6,68)	34,4 (11,4)	28,4 (6,78)	35,6 (12,0)
Âge à la 1 ^{ère} séparation	33,2 (6,97)	—	33,6 (6,57)	—
Durée de la première union	5,69 (5,15)	—	5,22 (4,57)	—
Nouvelle union	0,51 (0,50)	—	0,59 (0,59)	—
Années entre séparation et nouvelle union	5,0 (4,86)	—	4,7 (5,07)	—
Nombre total d'unions	1,52 (0,78)	1,01 (0,07)	1,41 (0,63)	1,02 (0,13)
Âge à la naissance du 1 ^{er} enfant	27,4 (6,38)	26,2 (5,60)	30,4 (6,62)	28,8 (5,89)
Nombre d'enfants	2,13 (1,13)	2,14 (1,09)	2,22 (1,64)	2,33 (1,30)
Éducation :				
Années d'éducation	15,2 (3,74)	14,3 (3,52)	14,3 (3,96)	14,1 (3,80)
Sans diplôme	0,06 (0,24)	0,14 (0,34)	0,14 (0,35)	0,14 (0,35)
DES	0,18 (0,38)	0,17 (0,37)	0,23 (0,42)	0,22 (0,41)
Diplôme collégial	0,41 (0,49)	0,43 (0,49)	0,37 (0,48)	0,39 (0,49)
Diplôme universitaire	0,35 (0,48)	0,27 (0,44)	0,26 (0,44)	0,25 (0,43)
Personnes-années	7 443	23 531	6 947	23 475
Personnes	608	1 157	593	1 098

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Le Tableau 3.3 présente les caractéristiques liées au marché du travail des femmes et des hommes divorcés et toujours mariés, alors que le Tableau 3.4 présente les mêmes statistiques pour les femmes et les hommes séparés et toujours en union libre. Les statistiques montrent que les personnes divorcées ou séparées ont plus d'expérience professionnelle que les personnes mariées, une différence essentiellement liée à l'âge (exception pour les hommes séparés qui ont moins d'expérience professionnelle que

les hommes toujours en union libre). Toutefois, le temps passé en dehors du marché du travail, qui est mesuré en calculant la différence entre l'expérience potentielle⁶³ (qui indique le nombre d'années maximal qu'une personne peut travailler en prenant en compte son niveau d'éducation et son âge à l'entrée à l'école) et l'expérience effective, montre d'une part que les femmes ont tendance à s'absenter plus souvent du marché du travail que les hommes et que l'écart est plus grand pour les personnes qui ont divorcé que celles qui sont séparées. En effet, les femmes divorcées ont passé 11 ans hors du marché du travail comparé à 4 ans pour les hommes divorcés et 6 ans les femmes séparées. Alors que les femmes mariées ont passé 13 ans hors du marché du travail comparativement à 4 ans pour les hommes continuellement mariés et 7 ans pour les femmes continuellement en union libre. Ces résultats sont en accord avec la répartition sexuée du travail rémunéré et non rémunéré au sein des couples que suggère la théorie du capital humain de Becker (1985). Les femmes se spécialisent dans la production domestique (notamment le travail non rémunéré comme les soins liés aux enfants et les tâches domestiques), mais cela a pour conséquence de ralentir voire de détériorer leur investissement en capital humain, tandis que les hommes se spécialisent dans la production marchande (le travail rémunéré tel que les activités professionnelles) qui au contraire va accroître leur capital humain. Les couples vivant en union libre adoptent quant à eux un partage plus égalitaire des responsabilités domestiques (Davis et al., 2007 ; Domínguez-Folgueras, 2012). Cette hypothèse de différenciation selon le type d'union est renforcée par l'analyse des heures travaillées par semaine. En effet, les femmes continuellement en couple (mariées ou en union libre) sont parmi celles qui travaillent le moins d'heures hebdomadaires, suivies des femmes divorcées puis séparées. Les hommes travaillent généralement plus que les femmes, la différence la

⁶³ L'expérience potentielle est calculée de la façon suivante : âge en 2015 - nombre d'années d'éducation de la personne en 2015 - 6 ans (correspondant à l'âge d'entrée à l'école élémentaire).

plus importante étant celle entre les femmes et les hommes mariés (8,4 heures par semaine). La comparaison des heures travaillées⁶⁴ révèle également que les femmes divorcées ont déclaré travailler plus que les femmes séparées, alors que ce n'est pas le cas pour les hommes. De même, les femmes séparées ont déclaré travailler plus que les femmes en union libre. Cette différence peut avoir un effet direct sur les revenus.

Comme nous l'avons vu dans les tableaux précédents, il existe des différences importantes en termes de niveau d'éducation entre les groupes et ceci peut avoir des implications sur les différences de salaires perçus entre les hommes et les femmes d'une part, et les femmes mariées et celles vivant en union libre d'autre part. Les salaires horaires auto-déclarés suggèrent à ce sujet que les femmes ont gagné moins que les hommes et que les individus toujours mariés, qui sont plus éduqués, ont un salaire horaire plus élevé que ceux qui sont divorcés. En revanche, les individus séparés ont des salaires horaires plus élevés que les individus en union libre. Les femmes séparées ont également changé d'entreprises moins fréquemment que les femmes toujours en union, indiquant des différences en termes de pratique d'emploi entre ces groupes. Les différences parmi les autres groupes ne sont pas marquées. En ce qui a trait à la flexibilité horaire⁶⁵ des emplois occupés en 2011-13, les femmes occupent moins souvent un emploi flexible comparativement aux hommes. En ce qui concerne le statut d'occupation en 2015, 50 et 62 % des femmes divorcées et séparées respectivement travaillaient à temps plein contre 69 et 69 % des hommes. Plus du double des femmes travaillaient à temps partiel comparativement aux hommes. Le taux d'inoccupation était relativement homogène entre les groupes. Les femmes en couple

⁶⁴ Voir Annexe A pour la définition détaillée de cette variable dans le cadre de ce chapitre.

⁶⁵ La variable ordinaire « Flexibilité horaire » est classée sur une échelle allant de 1 à 5, 1 signifiant pas du tout flexible et 5 signifiant très flexible.

sont également plus susceptibles d’être au foyer que les femmes divorcées ou séparées ou que les hommes.

Tableau 3.3 Caractéristiques liées au marché du travail des femmes et des hommes divorcés et mariés

	Femmes		Hommes	
	Divorcées	Mariées	Divorcés	Mariés
Caractéristiques professionnelles :				
Expérience effective (années)	25,3 (11,7)	20,0 (12,0)	32,1 (10,6)	30,3 (12,1)
Expérience potentielle (années)	36,1 (11,9)	33,5 (14,4)	36,4 (11,8)	34,3 (14,3)
Heures travaillées/sem.	36,2 (14,6)	34,7 (14,3)	42,7 (14,2)	43,1 (14,1)
Salaire horaire (\$ Can)	25,0 (13,7)	26,2 (14,6)	30,7 (17,8)	32,7 (18,6)
Ancienneté au dernier emploi (années)	11,0 (10,7)	12,0 (10,2)	13,2 (11,7)	12,5 (11,4)
Nombre d’employeurs	1,8 (1,90)	1,7 (1,36)	1,8 (1,58)	1,9 (2,83)
Flexibilité horaire	2,58 (1,37)	2,57 (1,33)	2,72 (1,47)	2,76 (1,34)
Type d’occupation :				
Emploi à temps plein	0,50 (0,50)	0,44 (0,50)	0,63 (0,48)	0,67 (0,47)
Emploi à temps partiel	0,15 (0,35)	0,18 (0,39)	0,06 (0,24)	0,07 (0,25)
Sans emploi	0,04 (0,21)	0,04 (0,19)	0,04 (0,20)	0,03 (0,17)
À la retraite	0,16 (0,36)	0,18 (0,39)	0,15 (0,35)	0,18 (0,39)
Au foyer	0,04 (0,20)	0,11 (0,31)	0,01 (0,07)	0,00 (0,05)

Source : calculs des auteures à partir des données de l’ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).

Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d’échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

L’analyse des statistiques descriptives souligne dans l’ensemble que les individus qui ont divorcé et ceux qui se sont séparés ont des caractéristiques différentes de ceux qui sont continuellement en couple, et que les femmes et les hommes le sont également au sein des mêmes groupes⁶⁶. Notamment, il semble que le divorce soit plus fréquent chez les individus désavantagés économiquement (faible niveau d’éducation, nombre d’enfants plus élevé, plus âgés). Les unions libres sont plus instables que les mariages, définies par la durée de la relation, impliquant que les conséquences économiques à la

⁶⁶ Des tests statistiques n’ont toutefois pas été menés pour s’assurer que les différences soient effectivement significatives entre les groupes.

suite d'une séparation doivent être plus marquées parmi les femmes qui étaient mariées que celles qui étaient en union libre.

Tableau 3.4 Caractéristiques liées au marché du travail des femmes et des hommes séparés et toujours en union libre

	Femmes		Hommes	
	Séparées	En union libre	Séparées	En union libre
Caractéristiques professionnelles :				
Expérience effective (années)	23,0 (11,4)	19,8 (11,8)	24,7 (10,9)	25,1 (13,2)
Expérience potentielle (années)	28,5 (12,0)	26,4 (14,5)	29,1 (12,0)	27,6 (15,3)
Heures travaillées/sem.	38,3 (14,3)	35,5 (13,0)	43,4 (13,5)	42,9 (13,5)
Salaire horaire (\$ Can)	27,0 (15,1)	23,5 (12,2)	30,3 (17,8)	28,6 (12,8)
Ancienneté au dernier emploi (années)	10,8 (9,41)	9,3 (9,16)	11,4 (10,5)	11,1 (10,4)
Nombre d'employeurs	1,89 (1,36)	2,2 (2,57)	2,4 (2,82)	2,4 (5,09)
Flexibilité horaire	2,63 (1,34)	2,52 (1,30)	2,71 (1,32)	2,58 (1,33)
Type d'occupation :				
Emploi à temps plein	0,62 (0,48)	0,55 (0,50)	0,69 (0,46)	0,72 (0,45)
Emploi à temps partiel	0,16 (0,36)	0,13 (0,23)	0,06 (0,24)	0,07 (0,25)
Sans emploi	0,03 (0,16)	0,05 (0,26)	0,07 (0,23)	0,04 (0,19)
À la retraite	0,06 (0,24)	0,11 (0,31)	0,07 (0,25)	0,09 (0,29)
Au foyer	0,02 (0,13)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)	0,01 (0,09)

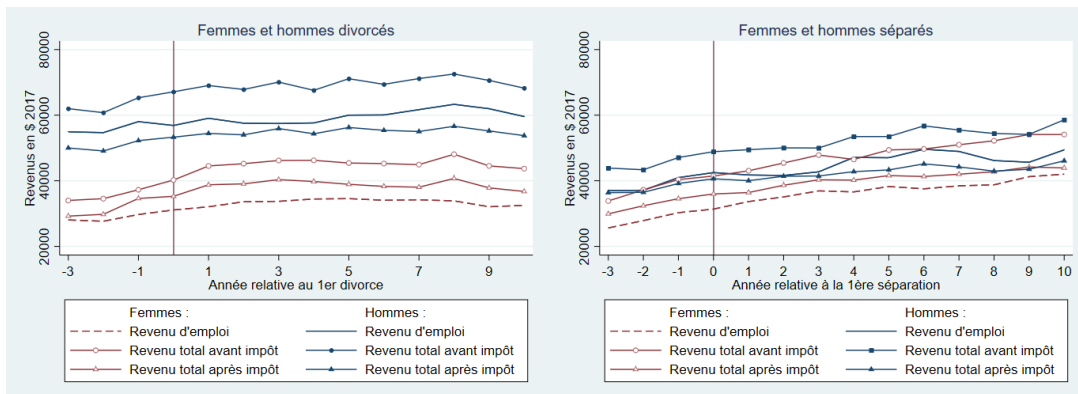
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).

Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

Les Figures 3.1 à 3.7 présentent graphiquement les changements de revenus suite au premier divorce ou à la première séparation présentés selon différentes sources de revenus. Notons que ces graphiques sont exploratoires et ne contrôlent pour aucune caractéristique.

La Figure 3.1 montre l'évolution des revenus individuels des hommes et des femmes selon le type d'union. À gauche se trouve la figure pour les personnes divorcées et à droite celle pour les personnes séparées. Il en ressort que les revenus d'emploi des femmes semblent augmenter légèrement quelque temps avant le divorce et la séparation, contrairement aux revenus d'emploi des hommes divorcés ou séparés qui semble rester stables. Ceci indique que les femmes auraient tendance à modifier leur

comportement sur le marché de l'emploi en anticipation de la séparation (Johnson et Skinner, 1986 ; Özcan et Breen, 2012). Une telle anticipation n'étant pas observée chez les hommes, ceci est en accord avec le fait que ce sont surtout les femmes qui initient le divorce (Amato, 2003). En ce qui concerne les revenus totaux avant et après impôt (ajustés pour la taille de la famille), ceux-ci augmentent significativement pour les femmes et de façon moins importante pour les hommes. En moyenne, les transferts, privés et gouvernementaux, contribuent à limiter la perte de revenu du conjoint et les économies d'échelle rencontrées par les femmes.

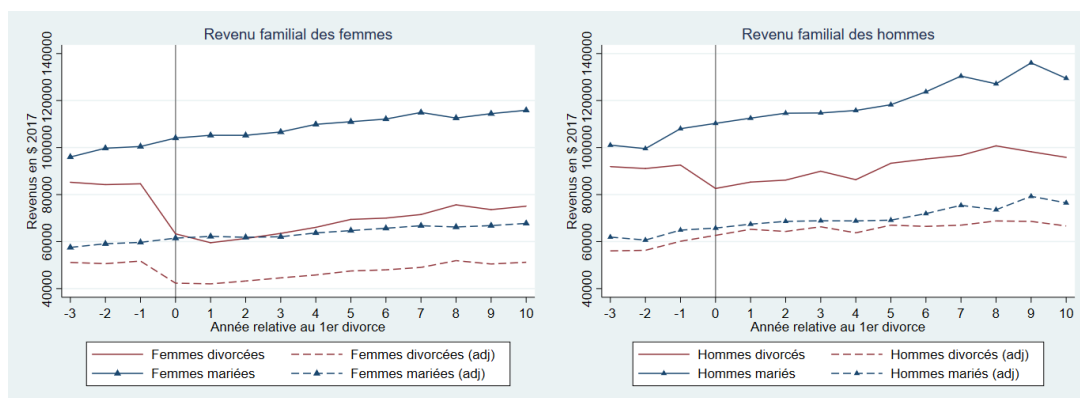


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 3.1 Évolution des revenus individuels des hommes et des femmes relativement au premier divorce ou à la première séparation

La Figure 3.2 présente l'évolution des revenus familiaux ajustés et non ajustés des femmes et des hommes divorcés, en comparaison au groupe contrefactuel continuellement marié. Rappelons que les revenus ont été ajustés pour tenir compte à la fois du nombre de personnes vivant dans le foyer et des économies d'échelles en découlant. Cet ajustement a été fait en divisant le revenu familial par la racine carrée de la taille de la famille économique. Nous trouvons que le revenu familial diminue drastiquement pour les femmes, une perte d'environ 21 000 \$ du revenu familial brut

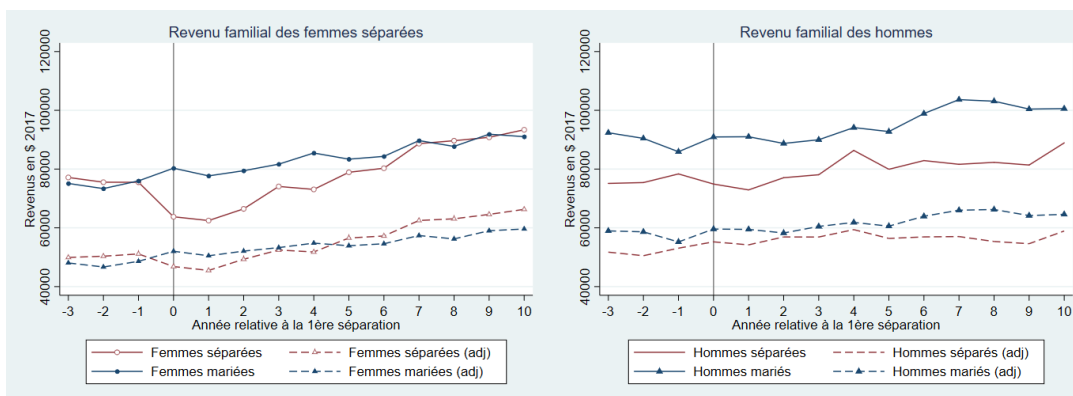
ou 10 000 \$ du revenu familial ajusté est observable. Les femmes continuellement mariées ne voient pas leur revenu changer au cours de cette période. À droite, la Figure 3.2 montre que les hommes divorcés subissent aussi des pertes de revenu familial brut d'environ 10 000 \$, toutefois lorsque le revenu familial est ajusté, il semble que celui-ci augmente, indiquant que les hommes ont un avantage économique à la suite d'un divorce. Encore une fois, en ce qui concerne le groupe contrefactuel toujours marié, aucune variation n'est observée dans les années entourant le divorce.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 3.2 Évolution du revenu familial brut et ajusté des hommes et des femmes relativement au premier divorce

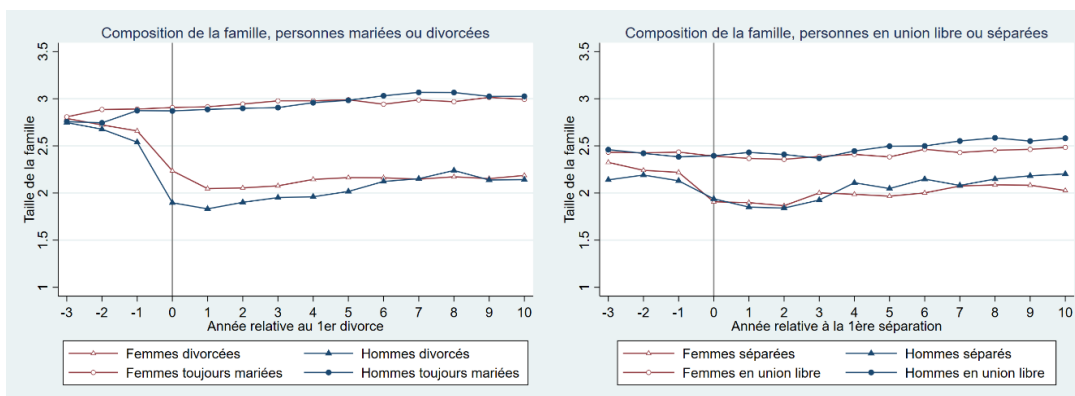
La Figure 3.3 présente les mêmes informations que le précédent graphique, mais pour les femmes et les hommes qui se sont séparés et ceux qui sont continuellement en couple. On constate que les femmes séparées subissent des pertes de revenu familial moyennes moins importantes que les femmes mariées, mais plus importantes que les hommes séparés.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 3.3 Évolution du revenu familial brut et ajusté des hommes et des femmes relativement à la première séparation

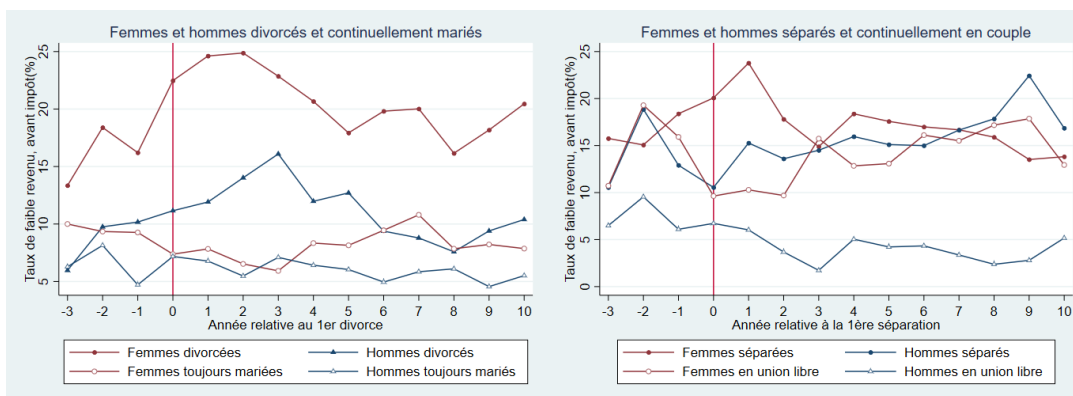
La Figure 3.4 présente l'évolution de la composition familiale des femmes et des hommes selon le type d'union. Cette figure appuie l'idée que premièrement se sont majoritairement les femmes qui ont la garde des enfants après le divorce, la taille de la famille étant plus élevée en moyenne pour ces dernières que pour les hommes. La composition familiale moyenne des femmes passe de 2,7 personnes deux ans avant le divorce à 2 un an après, tandis que celle-ci passe de 2,7 à 1,8 pour les hommes. Ce résultat est cependant moins probant parmi les femmes et les hommes séparés. Et deuxièmement, les ruptures conjugales issues de mariages impliquent plus souvent des enfants comparativement à celles issues d'unions libres. En effet, le nombre de personnes composant le ménage à la suite de la rupture conjugale diminue de façon plus importante parmi les personnes mariées que celles en union libre.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 3.4 Évolution de la composition de la famille à la suite du premier divorce ou de la première séparation

La Figure 3.5 présente l'évolution des taux de pauvreté. Nous utilisons l'indicateur du statut de faible revenu, qui identifie les personnes et les familles à faible revenu selon le seuil de la mesure de faible revenu (MFR). Rappelons que la MFR représente la moitié du revenu médian ajusté d'une famille économique après impôt, où ajusté indique une considération pour la taille de la famille. Rappelons également que l'indicateur de faible revenu n'est disponible qu'à partir de 2001 dans les fichiers administratifs. Par conséquent, seules les ruptures ayant eu lieu après cette date sont présentées à la figure 3.4. Il en ressort à la vue de ce graphique que se sont surtout les femmes divorcées qui sont plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté. Une année après le divorce, le taux de pauvreté augmente de 10 points de pourcentage par rapport à ce qu'il était une année avant le divorce.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

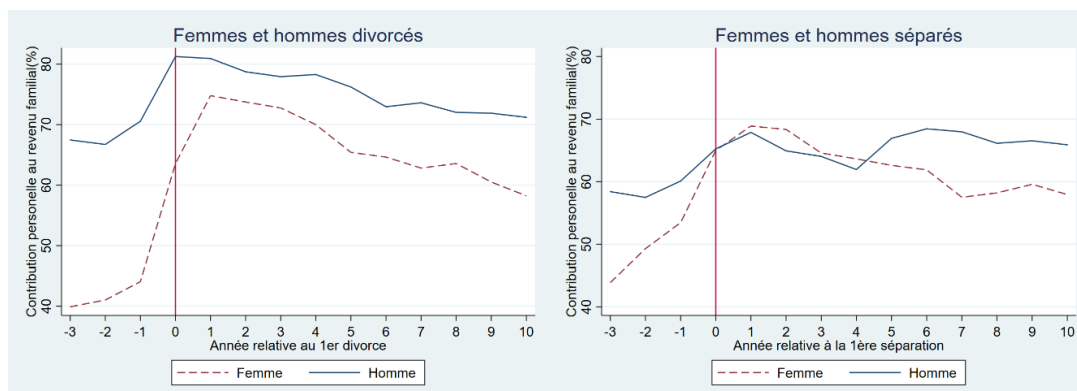
Figure 3.5 Évolution du taux de pauvreté des hommes et des femmes à la suite d'une séparation

Ces différences observées dans les conséquences économiques chez les hommes et les femmes sont attribuables au fait que durant les années de mariage, les femmes désinvestissent le marché du travail et deviennent dépendantes financièrement de leur conjoint. La Figure 3.6 montre que la part de revenu individuel des femmes dans le revenu familial durant les années de mariage est d'environ 41 % deux ans avant le divorce. En revanche, durant leur vie commune, les femmes en union libre contribuent relativement plus au revenu familial (49 %).

Enfin, la Figure 3.7 présente le taux de participation au travail⁶⁷ des femmes et des hommes selon le type d'union. Nous constatons dans un premier lieu que le taux de participation des femmes est en deçà de celui des hommes. Cependant, après la rupture, les deux groupes réagissent différemment. Très clairement, les hommes semblent se

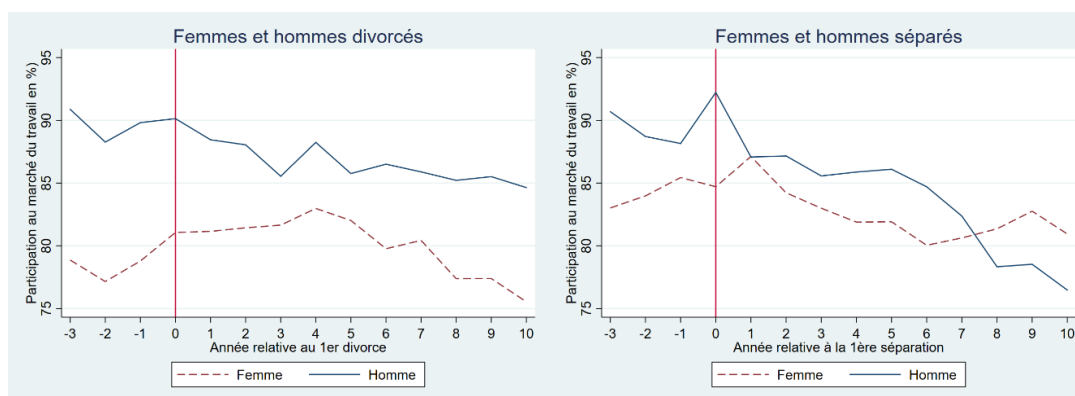
⁶⁷ Le taux de participation est mesuré par un index égal à un si un individu a déclaré un revenu d'emploi non nul et zéro si celui-ci a déclaré un revenu d'emploi nul.

désinvestir du marché du travail dès l'année de la rupture et leur participation diminue, alors que les femmes maintiennent constante leur participation durant plusieurs années, voire l'augmente légèrement pour les femmes qui étaient en union libre. Dans un second temps, nous constatons également que le taux de participation des femmes qui vivaient en union libre est plus élevé que celui des femmes qui étaient mariées. La méthodologie que nous avons appliquée pour mesurer l'effet de la séparation sur les trajectoires de revenu permet de prendre les entrées et les sorties du marché du travail contrairement à une méthodologie qui consisterait à log-linéariser les revenus. Ces résultats correspondent à ceux trouvés dans la littérature qui stipule qu'en moyenne les hommes diminuent leur offre de travail alors que celle des femmes augmente ou ne varie pas (Mueller, 2004).



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La somme des contributions financières entre hommes et femmes n'est pas nécessairement égale à 100 %, puisqu'il s'agit de la moyenne de ces deux groupes et non celle du couple.

Figure 3.6 Part de la contribution du revenu des femmes au revenu familial relativement au premier divorce



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 3.7 Évolution de la participation au marché du travail des femmes et des hommes relativement au premier divorce ou à la première séparation

Nous allons à présent nous tourner vers les analyses économétriques afin de valider ces faits. Nous présentons dans la section qui suit la méthodologie adoptée à cette fin.

3.5 Méthodologie

Estimer l'effet de la séparation sur les revenus requiert l'utilisation de méthodes économétriques spécifiques afin de prendre en compte l'interdépendance entre l'offre de travail et le statut matrimonial des femmes. Van Der Klaauw (1996) montre que l'offre de travail et les décisions concernant le choix de la situation matrimoniale dépendent fortement du salaire, mais aussi d'autres facteurs tels que de la présence d'enfants dans le ménage. Il montre de ce fait que la situation matrimoniale des femmes ne peut être considérée comme un facteur exogène à la décision de travailler. Les gains liés au mariage diminuent avec le pouvoir économique des femmes, entraînant une baisse du taux de mariage et une hausse du taux de divorce chez les femmes gagnant des revenus élevés (Folke et al., 2020). Par contre, les gains liés au mariage augmentent avec les revenus du conjoint, entraînant cette fois une hausse de la probabilité de

mariage et une baisse de la probabilité de divorcer, résultant à son tour en une baisse de la participation au travail.

Par conséquent, l'estimation du lien de causalité entre la séparation et les conséquences économiques est difficile, car certains facteurs, observés et inobservés, peuvent affecter à la fois l'instabilité conjugale et le statut économique. Certaines études ont tenté d'identifier l'effet causal de la séparation sur le statut économique des femmes en se basant sur des méthodes de variables instrumentales. La majorité de ces études utilisent le sexe du premier enfant né de l'union pour instrumenter la séparation. Cette stratégie exploite le fait que le sexe de l'enfant est aléatoire, mais que les mariages sont moins stables à la suite de la naissance d'une fille en comparaison à un garçon (Bedard et Deschênes, 2005 ; Ananat et Michaels, 2008). Ce résultat est interprété comme une preuve contemporaine de la préférence d'avoir un fils pour les pères. Cependant, cet instrument est contesté dans la littérature. Diekmann et Schmidheiny (2004), qui ont exploité des données couvrant 16 pays européens ainsi que le Canada et les États-Unis, rejettent l'hypothèse que la naissance des garçons a un effet positif sur la stabilité des couples.

Dans cette étude, nous utilisons des modèles à effets fixes individuels afin de prendre en compte l'hétérogénéité non observée entre les individus qui se séparent et ceux qui restent en couple. Cette approche est jugée appropriée pour ajuster les facteurs observés et non observés constants dans le temps qui peuvent influencer le revenu et le statut matrimonial (Allison, 1994 ; Le Bourdais et al., 2016). Ajouter des effets fixes individuels permet de contrôler pour les facteurs fixes dans le temps et propres aux individus. Notamment, Van Der Klaauw (1996) montre que la présence d'enfant, l'éducation et l'ethnicité des individus influencent considérablement à la fois les gains tirés du mariage et de la participation au travail.

Nous adoptons donc cette approche pour estimer l'effet du premier divorce et de la première séparation sur les trajectoires de revenus des femmes et des hommes. Plus particulièrement, nous adoptons une procédure d'estimation en deux étapes. Nous estimons dans une première étape l'effet de la séparation ou du divorce sur différentes sources de revenus (exprimés en niveau plutôt qu'en logarithme) des femmes et des hommes séparément, puis dans une deuxième étape nous convertissons les coefficients obtenus en pourcentage, c'est-à-dire de façon à exprimer la situation des femmes et des hommes divorcés ou séparés par rapport à celle des individus continuellement mariés ou en union de fait. L'avantage de ce modèle par rapport à un modèle où les variables dépendantes sont exprimées en logarithme, est que nous sommes en mesure de prendre en compte les entrées et les sorties du marché du travail, en considérant notamment les revenus nuls dans l'analyse.

3.5.1 Estimation des trajectoires de revenus : modèle de base

La méthodologie utilisée pour estimer les trajectoires de revenus des femmes et des hommes relativement à la première séparation ou au divorce est basée sur une approche événementielle (*event study analysis*). Plus particulièrement, nous estimons le modèle de régression linéaire multiple suivant :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-3}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - Separation_i] + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \alpha_i + \mu_{ipt} \quad (1)$$

Dans ce modèle, la variable dépendante Y_{ipt}^g correspond soit au revenu d'emploi individuel, au revenu total individuel ajusté, au revenu familial ajusté, en termes réels ou à la mesure de faible de revenu (MFR), pour l'individu i (de genre g), dans la province p , au temps t . Le terme $I[\tau = t - Separation_i]$ est un ensemble de variables

indicatrices égales à 1 si l'année d'observation t correspond à τ années avant ou après la séparation ou le divorce. Ainsi, les paramètres d'intérêt, soient les paramètres mesurant les changements dans le revenu des individus à la suite de la première séparation ou divorce, sont β_τ . Ces paramètres sont indexés par rapport à la première séparation ou au premier divorce, soit de trois ans avant à 10 ans après. Ici, nous omettons la variable dichotomique associée à $\tau = -1$, impliquant que tous les autres coefficients seront interprétés relativement à celui-ci. Ainsi, les coefficients $\beta_{\tau \neq -1}$ mesurent les changements moyens à la suite d'une séparation ou d'un divorce dans les revenus des femmes et des hommes par rapport aux revenus gagnés l'année précédant l'évènement.

Le terme $I[\alpha = Age_{it}]$ est un ensemble de variables dichotomique d'âge. Les individus inclus dans l'échantillon sont âgés de 22 à 60 ans, ce qui implique qu'il y a 38 variables dichotomiques d'âge (dont la variable dichotomique omise associée à $\alpha = 25$). Ajouter des effets fixes d'âge dans le modèle permet de contrôler pour les effets de cycle de vie en comparant des individus de même âge. Nous introduisons également des effets fixes de provinces δ_p et d'années γ_t afin de prendre en compte les différences provinciales et temporelles observées au cours de la période. Nous avons omis la province $p = 10$, correspondant à la province de Terre-Neuve-et-Labrador, et l'année $t = 2015$. Nous incluons également des effets fixes individuels, représentés par le terme α_i , afin de prendre en compte les différences observables et inobservables entre les individus qui se séparent et ceux qui restent en couple, des facteurs qui peuvent affecter à la fois l'instabilité conjugale et le statut économique (Bedard et Deschênes, 2005). Le dernier terme, μ_{ipt} , correspond au terme d'erreur du modèle. Nous estimons l'équation (1) séparément pour les femmes et les hommes (le genre g).

Dans les autres spécifications décrites ci-après, nous considérons uniquement le revenu familial ajusté comme variable dépendante. En effet, nous considérons cette source de

revenus comme la plus représentative de la situation économique d'une famille, le revenu familial étant une source de revenus agrégée et accessible équitablement à l'ensemble des membres du ménage.

3.5.2 Estimation des trajectoires de revenus : autres spécifications

Durée de l'union

Dans le but d'estimer les changements à la suite d'une séparation ou d'un divorce dans le revenu familial, et de mesurer si ceux-ci sont plus ou moins importants en fonction de la durée de l'union, nous divisons l'échantillon en quatre sous-groupes : les unions d'une durée inférieure à 5 ans, celle qui ont duré entre 6 et 11 ans, entre 12 et 19 et celles d'une durée supérieure à 20 ans⁶⁸. Nous estimons le modèle présenté à l'équation (1) pour chacun des sous-groupes, séparément pour les femmes et les hommes ainsi que pour les séparations et les divorces.

Tendance à travers le temps

Afin d'évaluer comment les conséquences économiques ont évolué à travers le temps, nous séparons l'échantillon en deux sous-groupes : le premier regroupe les femmes et les hommes qui ont divorcé ou qui se sont séparés la première fois avant 1999 et le second, ceux qui ont divorcé ou qui se séparés la première fois en 2000 ou après.

⁶⁸ Pour les séparations, étant donné le nombre limité de personnes ayant eu une union libre dont la durée excédait 20 ans, l'échantillon est divisé en trois sous-groupes.

Nous estimons le modèle présenté à l'équation (1) pour chacun des sous-groupes temporels, séparément pour les femmes et les hommes ainsi que pour les séparations et les divorces.

Remariage

Nous avons constaté que la proportion de femmes se remettant en couple dans les 10 ans après la première rupture était plus faible parmi les femmes que les hommes. De plus, comme nous l'avons souligné dans la revue de la littérature, certaines études ont mis en évidence que former une nouvelle union est un moyen de sortir de la pauvreté (Dewilde et Uunk, 2008), par conséquent les femmes ont moins de chance que les hommes de parvenir à retrouver le niveau de vie familiale qu'elles avaient avant la rupture conjugale. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons estimé le modèle (1) et ajouté un coefficient d'interaction **Remariage** égal à un si un individu a formé une nouvelle union à la suite de la première rupture, zéro sinon. Nous estimons donc le modèle de régression linéaire multiple suivant :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-3}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - Separation_i] + \sum_{\tau=-3}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - Separation_i] * \\ \mathbf{Remariage}_i + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \alpha_i + \mu_{ipt} \quad (2)$$

Comparaison interprovinciale

La province du Québec se distingue des autres provinces canadiennes par le fait notamment que le nombre de couples vivant en union libre est deux fois plus élevé qu'ailleurs au Canada. Pour cette raison, nous explorons également cette différence en analysant séparément les conséquences économiques des femmes et des hommes qui ont divorcé ou qui se sont séparés pour la première fois au Québec et dans le reste du Canada. Afin de capter le lieu où la rupture a eu lieu, nous ajoutons au modèle (1) un

coefficient d'interaction **Quebec** égal à un si un individu a divorcé ou s'est séparé au Québec, et zéro sinon. Nous estimons le modèle de régression linéaire multiple suivant :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-3}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - Separation_i] + \sum_{\tau=-3}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - Separation_i] * Quebec_i + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \alpha_i + \mu_{ipt} \quad (3)$$

3.5.3 Conversion des coefficients en pourcentage

Les coefficients β_{τ} obtenus des équations présentées ci-haut sont exprimés en niveau, c'est-à-dire qu'ils représentent les variations de revenus rapportés en dollars constants. Afin de convertir ces estimations en pourcentage du revenu relativement aux individus toujours mariés ou en union libre (P_{τ}), nous avons appliqué une méthode de conversion également utilisée par Kleven et al. (2019a ; 2019b). Cette méthode consiste à diviser chacun des coefficients estimés $\hat{\beta}_{\tau}$ par l'espérance du revenu des individus continuellement mariés ou en union libre. La formule pour obtenir P_{τ} est donc la suivante :

$$P_{\tau} = \frac{\hat{\beta}_{\tau}}{E[\hat{Y}_{ipt}^g | \tau]} \quad (4)$$

Les valeurs \hat{Y}_{ipt}^g sont les prédictions obtenues à partir des estimations du modèle linéaire suivant, estimé uniquement à partir des données des individus continuellement mariés ou en union libre :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \alpha_i + \mu_{ipt} \quad (5)$$

Ce modèle n'inclut pas les dichotomiques de temps relativement à la séparation ou au divorce. Par contre, puisque des dates de ruptures conjugales fictives ont été attribuées

aux personnes continuellement mariées ou en union libre sur la base de leurs caractéristiques, il nous est ensuite possible d'estimer $E[\hat{Y}_{ipt}|\tau]$. Les coefficients P_τ expriment les variations (en pourcentage, si multiplié par 100) de revenus des femmes et des hommes séparés relativement à ceux des femmes et des hommes continuellement en union et relativement aux revenus gagnés l'année avant la séparation.

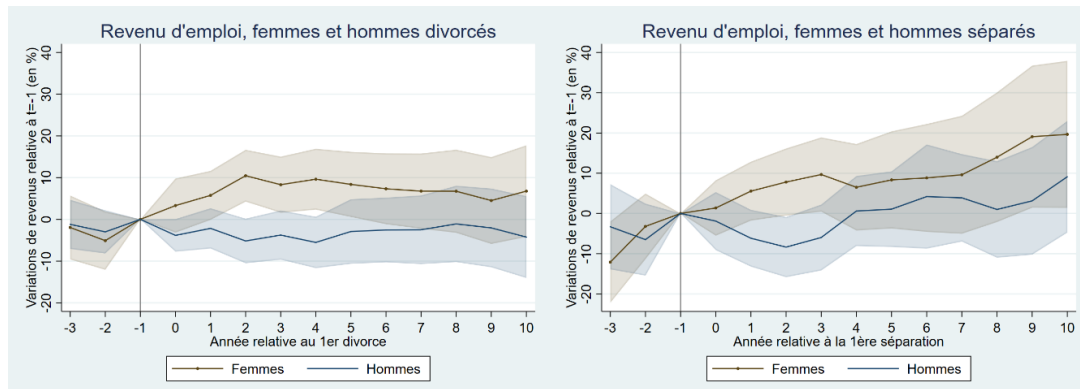
3.6 Résultats

3.6.1 Modèles de base

Nous commençons par présenter les résultats du modèle de base, soit ceux correspondants au modèle (1) présenté dans la section précédente. Rappelons que l'estimation est réalisée en deux étapes. La première étape consiste à régresser les revenus réels (exprimés en niveau) des individus qui ont connu un divorce ou une séparation sur différentes variables de contrôles. Cette étape permet d'obtenir les coefficients $\hat{\beta}_\tau$, qui capturent les variations de revenus dans les années entourant la rupture, exprimés par rapport à la situation qui prévalait l'année avant l'évènement, soit $\tau = -1$. La deuxième étape consiste à transformer les coefficients $\hat{\beta}_\tau$ en pourcentage de façon à mesurer les changements de revenus à la suite d'une rupture en comparaison à la situation des hommes et des femmes continuellement mariés ou en union libre. Rappelons également que les modèles sont estimés séparément pour les femmes et les hommes ainsi que selon le type d'union. Les résultats des estimations sont présentés visuellement aux Figures 3.8 à 3.16. De plus, étant donné que le changement de situation familiale peut intervenir à différents moments au cours d'une année⁶⁹, le changement total est essentiellement capturé l'année suivant l'évènement,

⁶⁹ Les données d'enquête issues de l'ELIA nous permettent dans la majorité des cas d'identifier le mois de la séparation, toutefois, les données administratives de revenus sont données annuellement. Par

c'est-à-dire en $\tau = 1$ (Galarneau et Sturrock, 1997). Pour cette raison, nous considérons cette période comme point de départ pour mesurer les changements à la suite de la rupture.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (4). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.8 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu d'emploi des femmes et des hommes

La Figure 3.8 présente les estimations des trajectoires de revenus d'emploi des femmes et des hommes, à gauche est présentée la situation suite au divorce et à droite la situation suite à la séparation. Nous constatons qu'avant la rupture, les hommes et les femmes ont des trajectoires de revenus similaires. Cependant, au moment de la rupture et les années subséquentes, les trajectoires se désolidarisent. Les revenus d'emploi des femmes augmentent légèrement, alors que ceux des hommes diminuent, toutefois sans que la différence soit significativement différente de zéro. Les revenus des femmes

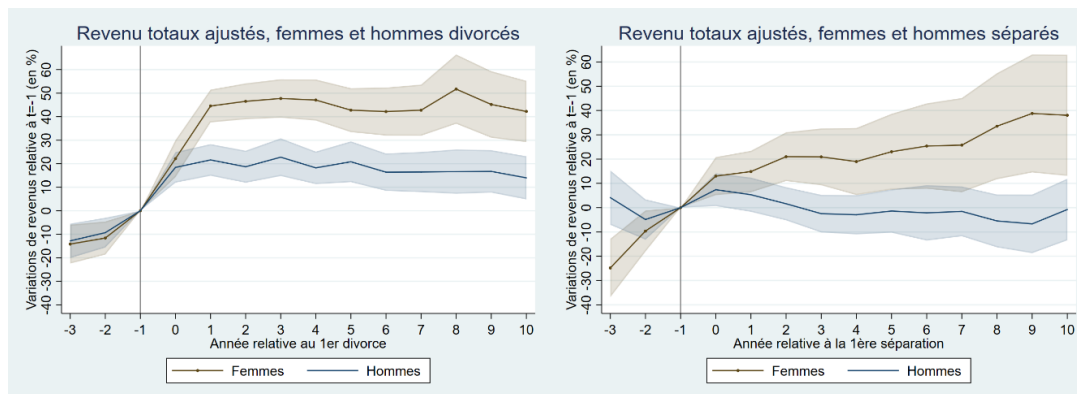
exemple, une personne s'étant séparée vers la fin de l'année fiscale aura des revenus familiaux annuels supérieurs à une personne s'étant séparée au début d'une année fiscale. Par conséquent, les changements survenus en $\tau=0$ risquent d'être imparfaits.

mariées augmentent durant les deux premières années suivant le divorce, une augmentation qui atteint 10 % en $\tau = 2$, puis stagnent les années subséquentes. Les revenus des femmes en union libre en revanche augmentent tout au long de la période d'observation. Les revenus des hommes séparés diminuent durant les trois premières années, puis augmentent les années suivantes. Ceci s'explique en partie par les variations d'offre de travail de femmes et des hommes vus précédemment et corroborés par d'autres études (Mueller, 2005 ; Ahituv et Lerman, 2007).

La Figure 3.9 présente les estimations portant sur les revenus totaux individuels ajustés, ceux-ci incluent les revenus de travail, les transferts gouvernementaux, ainsi que les pensions versées et reçues. Nous trouvons qu'il y a une augmentation importante de ces revenus en $\tau = 1$ pour les femmes, environ 45 % pour celles qui ont divorcé et 15 % pour celles qui sont séparées. Les revenus des hommes augmentent également, mais dans une proportion moindre (environ 20 et 5 % respectivement pour les hommes divorcés et séparés).

Dans l'objectif de rechercher la provenance de ces augmentations, nous avons réalisé plusieurs analyses supplémentaires portant sur différentes sources de prestations, et il semble que ces augmentations soient essentiellement attribuables aux montants de pensions alimentaires pour ex-conjoint et enfants. Cependant, depuis 1997, un nouveau système d'imposition a été adopté et prévoit notamment la défiscalisation des pensions alimentaires pour enfants (et non ceux pour ex-conjoint), par conséquent ceux-ci ne sont plus inclus dans les revenus des bénéficiaires ni déductibles par les payeurs. Pour ces raisons, nous ne présentons pas ces résultats puisque ceux-ci ne sont fiables que pour la période 1986-1997 et ne couvrent pas la majorité des séparations observées dans notre échantillon. En somme, ces résultats montrent que les suppléments financiers reçus par les ex-conjoints sont substantiels. Toutefois, nous allons confirmer

dans les deux analyses suivantes que les montants reçus sont insuffisants afin de maintenir un niveau de vie décent.

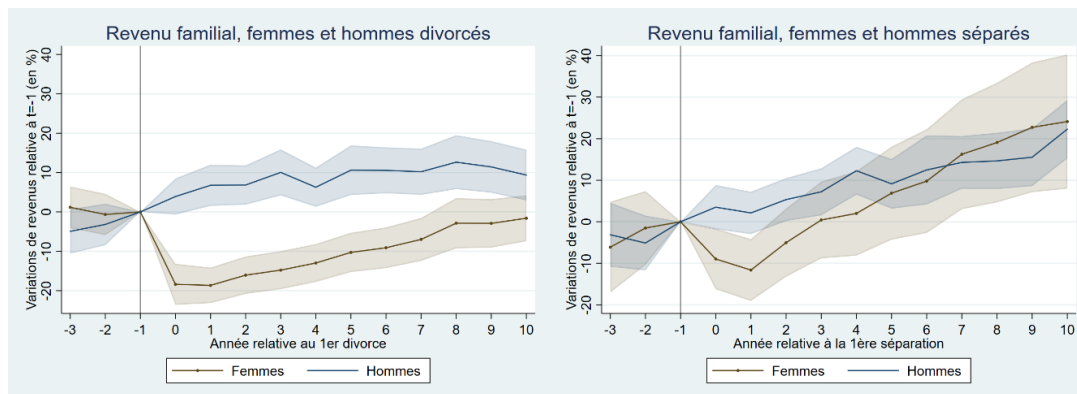


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.9 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu total individuel des femmes et des hommes

La Figure 3.10 présente les estimations des trajectoires de revenu familial total ajusté. Les résultats montrent que cette source de revenus diminue d'environ 19 % pour les femmes divorcées et 11 % pour les femmes séparées. En revanche, nous trouvons que le divorce ou la séparation n'affecte pas négativement les revenus familiaux des hommes, voire que ceux-ci augmentent l'année de la rupture : une augmentation de l'ordre de 7 % pour les hommes divorcés et de 2 % pour les hommes séparés. À long terme, 10 ans après la première séparation, les femmes divorcées peinent à retrouver le niveau de revenu familial pré-divorce, alors que les hommes ont des revenus supérieurs de près de 10 %. Par ailleurs, la situation des femmes séparées est moins défavorable, car en outre elles retrouvent le niveau de revenu familial qu'elles percevaient avant la séparation plus rapidement, soit trois ans après. Clairement, il y a une diminution

importante du niveau de vie qui n'est pas comblée par les ajustements financiers observés à la Figure 3.9.



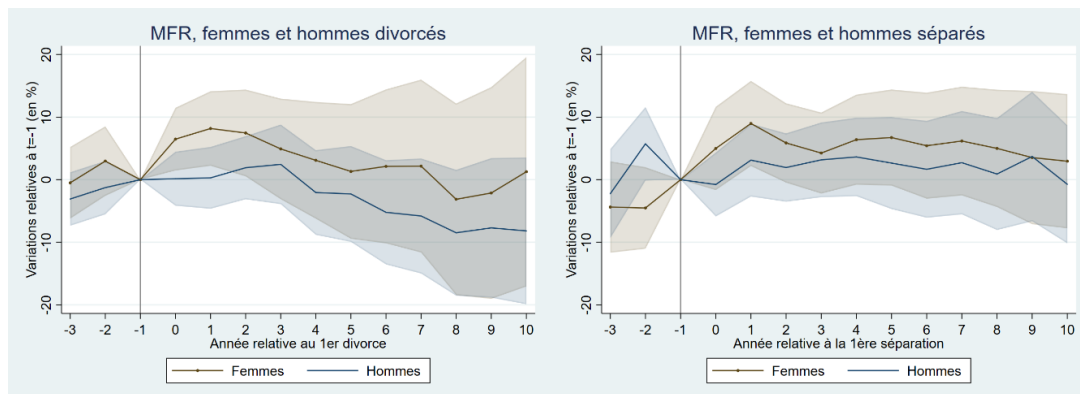
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.10 Estimation des trajectoires de revenus, modèle de base, revenu familial total des femmes et des hommes

La Figure 3.11 présente l'estimation de l'évolution du taux de pauvreté⁷⁰ des femmes et des hommes relativement au premier divorce (à gauche) ou à la première séparation (à droite). Nous constatons que les taux de pauvreté des femmes divorcées ou séparées augmentent d'environ 10 % durant les deux premières années suivant la rupture, puis diminuent graduellement les années subséquentes. Les taux de pauvreté des hommes augmentent également dans les années suivant la rupture, mais à un niveau moindre que celui des femmes. Les différences ne sont pas statistiquement différentes de zéro,

⁷⁰ La variable utilisée ici est celle construite par Statistique Canada. Toutefois, celle-ci n'est disponible qu'à partir de 1998.

ceci est en partie attribuable à la taille réduite des échantillons (due à la limitation de la variable utilisée).



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.11 Estimation de l'évolution du taux de pauvreté des femmes et des hommes relativement au 1^{er} divorce ou à la 1^{ère} séparation

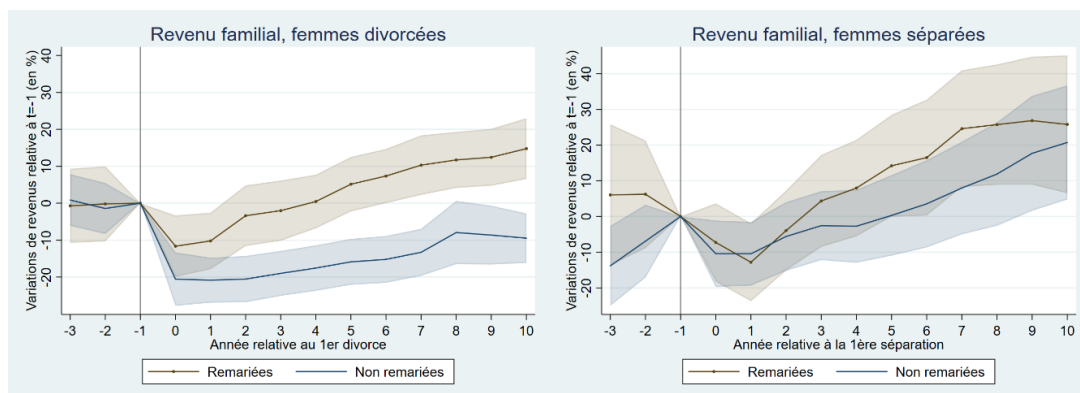
Ces résultats constituent une preuve majeure quant aux conséquences économiques inégales subies par les ex-partenaires à la suite d'une rupture conjugale. À présent, voyons les estimations portant sur différentes caractéristiques liées aux couples.

3.6.2 Hétérogénéité

Nous présentons dans cette sous-section les résultats issus d'autres spécifications, afin notamment d'analyser comment les trajectoires des individus varient à la suite d'une rupture conjugale selon différentes caractéristiques.

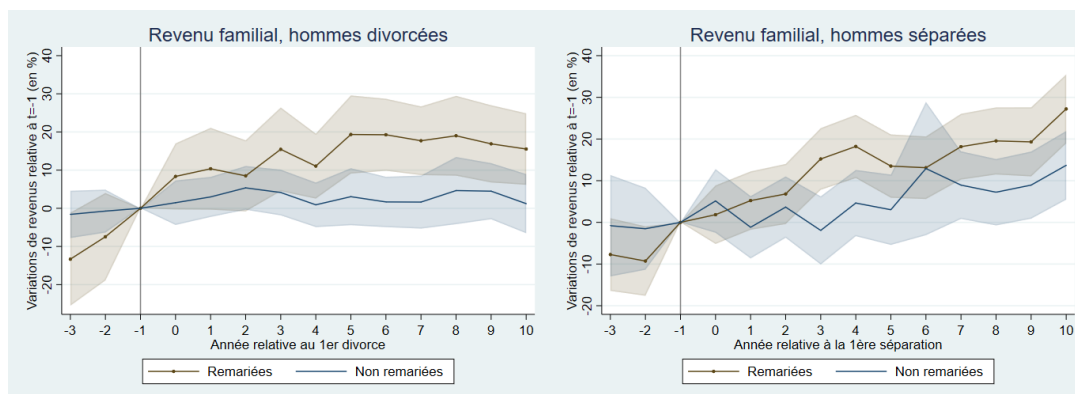
Commençons par examiner les différentes trajectoires de revenus des femmes et des hommes suivant qu'ils aient ou non formé une nouvelle union dans les années suivant la première rupture. La Figure 3.12 présente les trajectoires de revenu familial des

femmes suivant qu'elles se soient remariées (à gauche) ou remises en union libre (à droite). La Figure 3.13 présente les mêmes résultats, mais pour les hommes. Nous constatons que les femmes divorcées qui se sont remariées voient leur situation économique s'améliorer contrairement aux autres, pour qui leur situation économique reste inférieure à ce qu'elle était avant le divorce, soit 10 % inférieur en $\tau = 10$. Pour les femmes séparées, celles qui se remettent en couple voient également leur situation économique s'améliorer par rapport aux autres, même si la différence n'est pas statistiquement significative. En d'autres mots, le divorce plonge les femmes dans une situation économique défavorable durant plusieurs années à moins qu'elles ne se remarient. Les revenus familiaux des hommes sont également supérieurs lorsque ceux-ci se remettent en couple, cependant la différence n'est globalement pas statistiquement significative. Les hommes séparés voient également leur trajectoire de revenus remonter plus rapidement comparativement aux hommes divorcés, laissant présumer des différences systématiques entre les deux groupes.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (2) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.12 Estimation des trajectoires de revenus, remariage ou nouvelle union, revenu familial des femmes



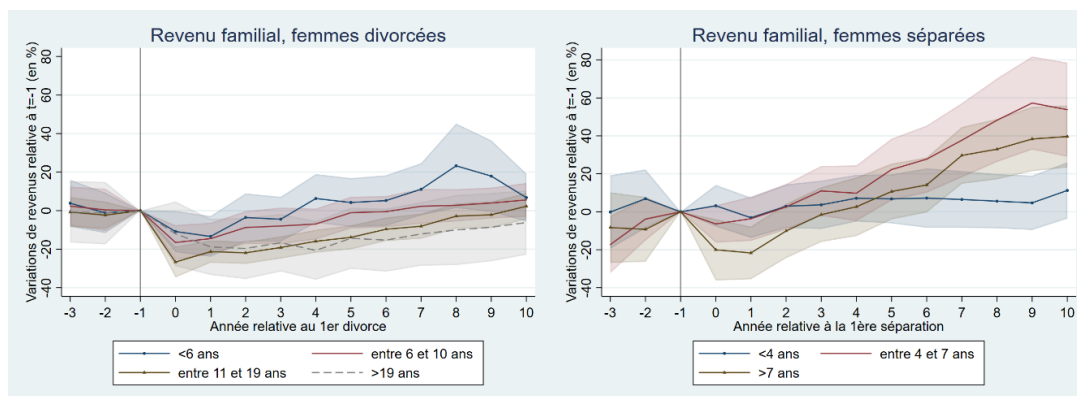
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (2) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.13 Estimation des trajectoires de revenus, remariage ou nouvelle union, revenu familial des hommes

Afin de différencier l'importance des changements selon la durée de l'union précédant la rupture conjugale, nous présentons à la Figure 3.14 les différentes trajectoires de revenu familial des femmes divorcées et séparées selon quatre catégories pour les premières et trois pour les secondes. Il en ressort que plus la durée de l'union était longue, plus les conséquences économiques sont importantes. Ces résultats peuvent être expliqués par le fait que plus la durée de l'union est longue, plus il est difficile pour les femmes de se remettre en couple.

La Figure 3.15 montre l'évolution des répercussions économiques des femmes à travers le temps. Notamment, nous constatons que les femmes qui ont divorcé en 2000 ou après voient leur situation s'améliorer dans les années subséquentes au divorce comparativement à celles qui ont divorcé avant 2000. Les premières retrouvent le niveau de vie qu'elles avaient avant le divorce cinq ans après alors que les secondes ont toujours des revenus inférieurs de 10 % après 10 ans. Ceci est en partie attribuable

au fait que les femmes ont investi le marché du travail au cours du temps et donc contribuent plus au revenu familial.



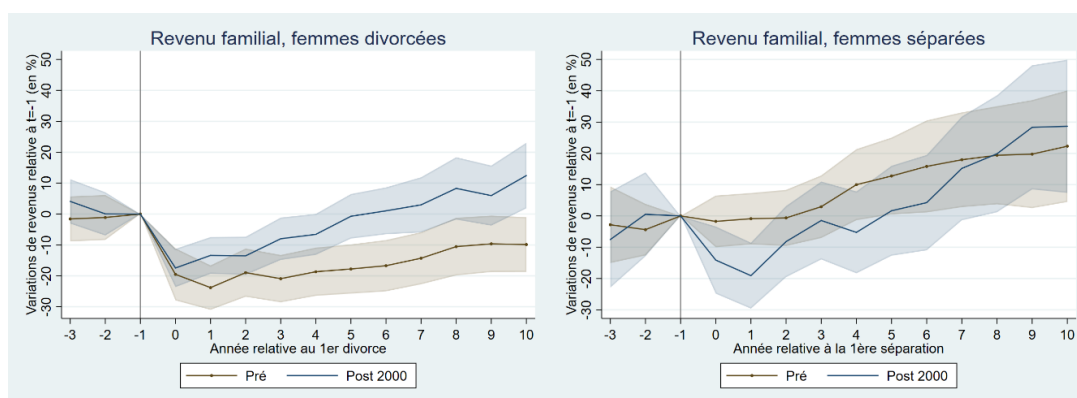
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %. Pour les séparations, étant donné le nombre limité de personnes ayant eu une union libre dont la durée excédait 20 ans, l'échantillon est divisé en trois sous-groupes.

Figure 3.14 Estimation des trajectoires de revenus selon la durée de l'union, revenu familial des femmes et des hommes

Aussi, au cours du temps de nombreuses dispositions ont été mises en place afin d'offrir aux femmes des prestations financières visant à compenser les disparités que la rupture d'un mariage crée (judiciarisation des pensions alimentaires pour enfants et ex-conjoints, prestation compensatoire⁷¹, allocations familiales). À l'inverse, la situation économique des femmes séparées s'est dégradée à travers le temps. Tach et Eads (2015) soulignent qu'étant donné que de moins en moins de couples se marient, les caractéristiques des femmes en union libre et mariée convergent au cours du temps,

⁷¹ La prestation compensatoire permet à un conjoint d'obtenir une compensation pour avoir contribué à enrichir en biens ou en services le patrimoine de son conjoint pendant le mariage ou l'union civile (Ministère de la Justice, s.d.).

notamment, de plus en plus d'enfants naissent dans un ménage vivant en union libre. Le Bourdais et al. (2014) observent également que ce n'est qu'après une durée de vie commune assez longue que les conjoints de fait qui ont un enfant se rapprochent des couples mariés. Cependant, certaines mesures ont été mises en place sans toutefois inclure les conjoints de fait. Par exemple, à la fin de la vie commune, peu importe la durée de celle-ci, les ex-conjoints de fait n'ont aucune obligation alimentaire légale l'un envers l'autre.

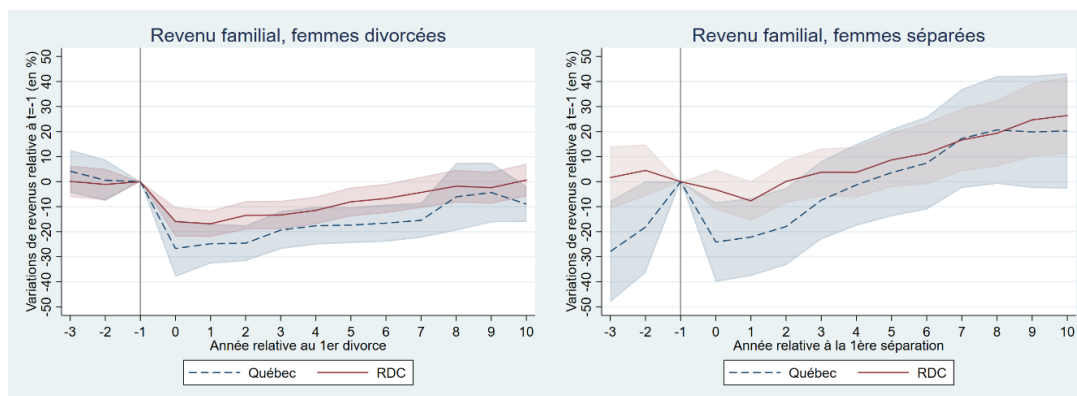


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (1) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.15 Estimation des trajectoires de revenus selon la cohorte de divorce ou de séparation, revenu familial des femmes

Comme mentionné plus haut dans le texte, la province du Québec se distingue du reste du Canada par sa proportion plus élevée de couples vivant en union libre. La Figure 3.16 compare la situation du Québec à celle du reste du Canada en ce qui a trait aux conséquences économiques à la suite d'une rupture. Il en ressort que dans le cas des divorces, la situation semble plus défavorable au Québec, mais la différence entre les deux régions géographiques n'est pas statistiquement significative. Pour ce qui est

des séparations, il semble que l'écart soit plus important dans les premières années suivant la séparation, mais que celui-ci se résorbe graduellement dans le temps.



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012 ; 2014 ; 2016) et des fichiers T1 (1982-2015).
 Note : les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés du modèle (3) et transformés en pourcentage à l'aide de la formule (3). Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

Figure 3.16 Estimation des trajectoires de revenus selon la province, revenu familial des femmes et des hommes

3.7 Conclusion

En nous basant sur les informations contenues dans les données d'enquête de l'Étude longitudinale et internationale des adultes afin d'identifier précisément les divorces et les séparations, combinées à des fichiers administratifs de revenus couvrant 34 années fiscales, nous estimons les conséquences économiques subies par les femmes et les hommes à la suite d'une rupture conjugale. Nous estimons ces conséquences sur différentes sources de revenus ainsi que selon différentes caractéristiques liées aux couples. Nous utilisons une méthodologie qui permet de prendre en compte autant les variations à la marge intensive qu'extensive du marché du travail. Certains résultats obtenus sont en ligne avec ceux existant dans la littérature (Tach et Eads, 2015). D'autres résultats sont nouveaux et n'ont jamais été explorés dans la littérature, par

manque de données disponibles à ce sujet essentiellement. Cette étude est la première à notre connaissance qui explore les répercussions économiques des séparations et des divorces sur différentes sources de revenus et différentes caractéristiques liées aux couples dans une perspective longitudinale, en utilisant des données canadiennes. Nous ne cherchons pas à évaluer le lien causal entre les ruptures et les conséquences économiques (ou le lien de causalité inverse), mais à dresser un portrait général descriptif de la situation au Canada.

Plusieurs résultats intéressants émergent de cette étude. Premièrement, nous trouvons que les conséquences économiques subies par les femmes et les hommes divergent à la suite d'un divorce ou d'une séparation. Les femmes voient leur situation économique se détériorer après un divorce et ceci perdure à long terme, leur revenu familial diminue d'environ 20 % l'année suivant la dissolution de l'union. Même si ces pertes se résorbent graduellement au cours du temps, 10 ans après le premier divorce, elles ne retrouvent pas le niveau de vie qu'elles avaient avant. La situation pour les hommes à la suite d'un divorce est bien meilleure (du moins économiquement), leur revenu familial, une fois ajusté pour les besoins de la famille, augmente sensiblement, et 10 ans après, celui-ci est supérieur de 10 % à son niveau pré-divorce. La situation des femmes séparées est aussi moins défavorable comparativement à celle divorcée, puisque les pertes de revenus familiaux sont presque deux fois moins élevées. Elles retrouvent également plus rapidement le niveau de vie qu'elles avaient avant la séparation, soit après trois ans et rattrapent même la situation économique des hommes séparés après sept ans. Cette différence entre le type d'union est surtout attribuable à la composition des individus dans chacun des groupes. En effet, les femmes qui choisissent l'union libre sont plus jeunes, plus éduquées et ont des revenus plus élevés

que celles qui choisissent de se marier⁷². Par conséquent, les répercussions post-rupture sont moins préjudiciables pour elles puisqu'elles sont moins dépendantes de leur conjoint et contribuent relativement plus au revenu familial. Généralement, il y a également moins d'enfants engagés dans les séparations que dans les divorces, ce qui permet aux femmes de plus facilement ajuster leur offre de travail afin de compenser la perte du revenu du conjoint. Ces résultats corroborent ceux de l'étude menée par Le Bourdais et al. (2016), où les auteures trouvent que même après avoir contrôlé pour la participation au travail et le nombre d'enfants, les femmes divorcées connaissent une baisse de revenus plus importante que les femmes séparées. Cependant, l'écart entre les deux groupes s'est rétréci au fil des ans. Notons également que les pensions alimentaires pour enfants étant défiscalisées depuis 1997, celles-ci ne sont plus prises en compte dans les fichiers fiscaux. Il est donc probable que les revenus post-ruptures des femmes soient sous-estimés et ceux des hommes surestimés, indiquant que les variations observées chez les femmes sont des bornes supérieures et inférieures pour les hommes. L'absence de ces transferts dans le calcul du revenu peut également justifier les différences observées entre les femmes divorcées et séparées. Les femmes divorcées, ayant plus d'enfants et étant moins indépendantes économiquement, sont plus susceptibles d'en être bénéficiaires que les femmes séparées.

Autre fait distinct entre hommes et femmes : ces dernières étant moins susceptibles que les hommes de se remarier ou de former une nouvelle union, elles ont donc moins de chances qu'eux de parvenir à rééquilibrer leur niveau de vie dans les années subséquentes à la rupture. À ce sujet, nous trouvons que celles qui ne se remarient pas subissent des répercussions négatives qui persistent dans les 10 ans après le divorce,

⁷² Il y a ici un biais de sélection qui n'est pas pris en compte dans l'analyse. Les femmes qui se marient sont différentes des femmes qui vivent en union libre. Les femmes mariées ont généralement un taux de participation au marché du travail plus faible que les femmes en union libre.

contrairement aux autres qui retrouvent le même niveau de vie pré-divorce. C'est aussi le cas pour les femmes séparées qui se sont remises en couple, la différence entre les deux groupes n'étant toutefois pas statistiquement significative. Les hommes quant à eux voient leur situation s'améliorer davantage lorsqu'ils se remettent en couple ou se remarient.

La durée de l'union est également un facteur exacerbant les conséquences économiques. Les femmes qui ont divorcé d'une longue union sont également celles pour qui les conséquences sont les plus importantes, étant plus âgées, elles ont aussi moins de chances de trouver un nouveau partenaire. Les femmes qui ont divorcé ou qui se sont séparées alors que leur première relation était relativement courte sont celles pour qui les conséquences à court terme sont les moins conséquentes. À long terme, les femmes séparées d'une union courte sont celles en revanche qui ont les revenus les moins élevés, laissant envisager le fait que celles-ci ont plus de difficultés à établir des relations stables et ont moins de chances de former un nouveau couple.

Les femmes ayant investi le marché du travail au cours du temps contribuent davantage au revenu familial, et sont moins dépendantes de leur conjoint, ce qui rend la perte économique moins désastreuse lorsque vient le divorce. À ce chapitre, l'analyse par cohortes de divorces ou de séparation montre que les conséquences économiques pour les femmes divorcées se sont améliorées à travers le temps alors que la situation des femmes séparées s'est détériorée, du moins à court terme. Ces tendances sont similaires à celles trouvées dans d'autres études (Tach et Eads, 2015).

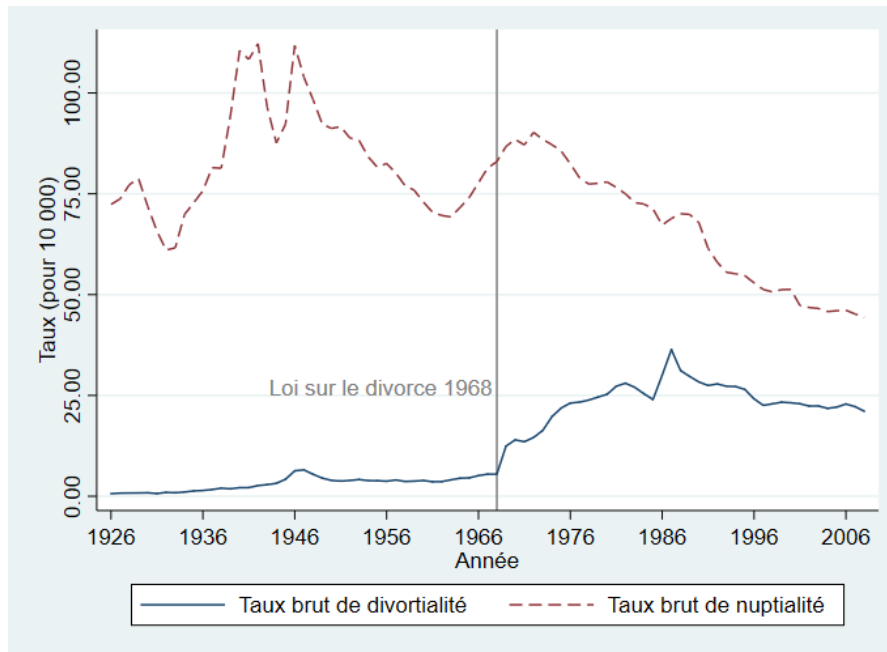
Enfin, la comparaison interprovinciale nous permet d'avancer que la situation des femmes à la suite d'une rupture est en faveur des femmes dans le reste du Canada, quand bien même ces différences ne sont pas statistiquement significatives. Cette étude ne prend pas en compte la richesse et le partage du patrimoine familial au moment de

la séparation ou du divorce. Ce concept existe depuis mai 1989 au Québec et il a été instauré dans le but de favoriser l'égalité juridique et économique entre les ex-conjoints à la suite du divorce uniquement. À ce titre, en prenant en compte ces facteurs, les femmes séparées devraient être mieux protégées au Québec qu'ailleurs au Canada. Par ailleurs, Le Bourdais et al. (2016) confirment ces faits.

Cette étude révèle plusieurs aspects de la dynamique des revenus entourant le divorce ou la séparation. Tout d'abord, une des raisons pour laquelle les femmes subissent des pertes de revenus importantes par rapport aux hommes est que durant l'union, elles sont plus susceptibles qu'eux de voir leur revenu diminuer à la suite de la naissance de leurs enfants (Connolly et al., 2018). Par conséquent, cette *pénalité salariale liée à la maternité* vient exacerber les pertes économiques post-rupture et ces pertes sont plus importantes pour les femmes contribuant faiblement au revenu familial. Rétablir ces pertes le plus rapidement possible serait un mécanisme de protection en cas de rupture conjugale. Ensuite, la raison pour laquelle les femmes divorcées sont plus pénalisées que les femmes séparées vient surtout du fait de la sélection : les femmes mariées ont un taux de participation plus faible que les femmes vivant en union libre et elles ont également plus d'enfants. Ces deux composantes impliquent qu'elles sont moins indépendantes financièrement et dépendent plus du revenu de leur conjoint. Lorsque vient la fin du mariage, elles sont plus touchées économiquement puisqu'elles se voient amputées d'une part importante de leur revenu disponible et sont plus vulnérables à la pauvreté. La solution dans ce cas devrait passer par des incitatifs au travail comme améliorer l'accès aux services de garde, des primes au travail ou encore des mesures de conciliation famille-travail. Toutefois, concernant la pauvreté quand il y a présence d'enfants, tous les mécanismes devraient être mis en place pour sortir les enfants de la pauvreté et ce peu importe le type de famille à laquelle ils appartiennent (monoparentale ou famille intacte). Des programmes devraient être déployés afin que

les enfants et leur famille aient accès aux services et aux ressources qui répondent le mieux à leurs besoins.

3.8 Figure



Source : Statistique Canada (2008).

Note : la ligne verticale représente l'année 1968 marquant une augmentation importante du taux brut de divortialité (pour 10 000 habitants) à la suite de la première loi fédérale sur le divorce instaurée en 1968.

Figure C1 Taux bruts de divortialité et de nuptialité au Canada, 1926 à 2008

CONCLUSION

Cette thèse propose trois essais portant sur l'analyse de la situation économique des femmes entourant l'arrivée d'évènements majeurs au cours de leur vie, à savoir la naissance d'un enfant ou une rupture conjugale. Des analyses similaires sont aussi réalisées en parallèle sur un échantillon d'hommes. Les résultats obtenus relèvent que les femmes sont face à des pertes de revenus considérables à la suite de ces évènements comparativement aux hommes.

Dans le premier essai, nous avons étudié dans un premier temps les écarts de revenus entre mères et femmes sans enfant, désignés par le terme *pénalité liée à la maternité* dans la littérature. Il est généralement documenté que les mères ont des revenus inférieurs à ceux des femmes sans enfant (Waldfogel, 1998.). En exploitant deux bases de données de Statistique Canada, nous trouvons globalement que les mères québécoises sont avantagées par rapport aux mères du reste du Canada en ce qui a trait à leur revenu après la naissance de leur enfant. Tant les analyses avec les données en coupes transversales que celles avec les données longitudinales révèlent une différence importante entre les deux zones géographiques, laissant croire que les politiques familiales du Québec ont pu réduire ces pénalités en renforçant l'attachement au marché du travail des nouvelles mères. Cependant, certains groupes tels que les mères moins éduquées et les mères monoparentales sont plus fortement touchées par la pénalité liée à la maternité, deux groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté et d'exclusion sociale.

Cette pénalité est généralement expliquée par deux causes. La première est liée à des changements dans les caractéristiques du travail : diminution des heures travaillées ou sorties du marché du travail ou changement d'emploi pour se rapprocher du domicile ou pour bénéficier de meilleures conditions afin d'équilibrer vie de famille et vie professionnelle (Lundborg et al., 2017). D'autres chercheurs ont aussi avancé que cette pénalité est engendrée par la discrimination à l'encontre des mères de la part des employeurs tant dans le processus d'embauche (Correll et al., 2007) que dans celui d'attribution des promotions (Gobillon et al., 2015). La deuxième cause est liée au problème de sélection : les femmes qui ont des enfants sont différentes de celles qui n'en ont pas et vont par conséquent faire des choix différents en matière de formation et d'investissement sur le marché du travail.

Dans un deuxième temps, nous avons étudié les écarts de revenus entre pères et hommes sans enfant, désignés par le terme *bonus lié à la paternité* dans la littérature. Les analyses en coupes transversales nous ont d'abord confirmé l'existence de ce bonus. En effet, les pères ont en moyenne des revenus supérieurs à ceux des hommes sans enfant. Cependant, les analyses longitudinales, qui permettent de capter les hétérogénéités inobservées, révèlent en fait que ce bonus est le résultat d'un biais de sélection plutôt que d'une conséquence de l'arrivée d'un enfant en tant que tel.

Dans le deuxième essai, nous avons évalué l'impact des politiques familiales sur les pénalités liées à la maternité. Nous avons trouvé que les services de garde subventionnés mis en place en 1997 par le gouvernement du Québec et accessibles à tous les enfants à partir de 2001 ont permis de réduire de 32 points de pourcentage les pénalités liées à la maternité de long terme. Ces résultats soulignent l'importance de considérer les politiques favorisant le travail des femmes et l'investissement des pères dans l'éducation de leurs enfants afin de réduire les inégalités liées au genre sur le marché du travail.

Enfin, dans le troisième essai, nous avons étudié les trajectoires de revenus des femmes et des hommes entourant cette fois une rupture conjugale. Nous avons trouvé dans l'ensemble que les femmes font face à des pertes économiques importantes (mesurées par la baisse du revenu familial ajusté) par rapport aux hommes. Nous avons également trouvé qu'il existe également des différences importantes selon le statut matrimonial, les femmes divorcées faisant face à des pertes plus prononcées à la suite de la rupture comparativement aux femmes séparées.

RÉFÉRENCES

- Agüero, J. M., Marks, M., & Raykar, N. (2017). Economic Development and the Motherhood Wage Penalty. AEA Working Paper.
- Ahituv, A., & Lerman, R. I. (2007). How Do Marital Status, Work Effort, and Wage Rates Interact? *Demography*, *44*(3), 623–647.
- Aisenbrey, S., Evertsson, M., & Grunow, D. (2009). Is there a Career Penalty for Mothers' Time Out? A Comparison of Germany, Sweden and the United States. *Social Forces*, *88*(2), 573–605.
- Albrecht, J., Björklund, A., & Vroman, S. (2003). Is there a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*, *21*(1), 145–177.
- Allison, P. D. (1994). Using Panel Data to Estimate the Effects of Events. *Sociological Methods & Research*, *23*(2), 174–199.
- Amato, P. R. (2000). The Consequences of Divorce for Adults and Children. *Journal of Marriage and Family*, *62*(4), 1269–1287.
- Amato, P. R., & Keith, B. (1991). Parental Divorce and Adult Well-Being: A Meta-Analysis. *Journal of Marriage and Family*, *53*(1), 43–58.
- Amato, P. R., & Previti, D. (2003). People's Reasons for Divorcing: Gender, Social Class, the Life Course, and Adjustment. *Journal of Family Issues*, *24*(5), 602–626.
- Ananat, E. O., & Michaels, G. (2008). The Effect of Marital Breakup on the Income Distribution of Women with Children. *The Journal of Human Resources*, *43*(3), 611–629.

- Anderson, D. J., Binder, M., & Krause, K. (2002). The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why? *American Economic Review*, 92(2), 354–358.
- Angelov, N., Johansson, P., & Lindahl, E. (2016). Parenthood and the Gender Gap in Pay. *Journal of Labor Economics*, 34(3), 545–579.
- Angrist, J. D., & Evans, W. N. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *American Economic Review*, 88(3), 450–477.
- Aughinbaugh, A. (2010). The Effects of Remarriage on Women's Labor Supply. *Journal of Population Economics*, 23(4), 1151–1176.
- Avellar, S., & Smock, P. J. (2005). The Economic Consequences of the Dissolution of Cohabiting Unions. *Journal of Marriage and Family*, 67(2), 315–327.
- Bailey, M. J., Byker, T. S., Patel, E., & Ramnath, S. (2019). The Long-Term Effects of California's 2004 Paid Family Leave Act on Women's Careers: Evidence from U.S. Tax Data. NBER Working Paper No. 26416.
- Baker, M., & Milligan, K. (2008). How does Job-protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment? *Journal of Labor Economics*, 26(4), 655–691.
- Baker, M., & Milligan, K. (2010). Evidence from Maternity Leave Expansions of the Impact of Maternal Care on Early Child Development. *Journal of Human Resources*, 45(1), 1–32.
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2008). Universal Childcare, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709–745.
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2019). The Long-Run Impacts of a Universal Child Care Program. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3), 1–26.

- Bauernschuster, S., & Schlotter, M. (2015). Public Child Care and Mothers' Labor Supply—Evidence from Two Quasi-Experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1–16.
- Bayaz-Ozturk, G., Burkhauser, R. V., Couch, K. A., & Hauser, R. (2018). The Effects of Union Dissolution on the Economic Resources of Men and Women: A Comparative Analysis of Germany and the United States, 1985–2013. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 680(1), 235–258.
- Bayaz-Ozturk, G. (2018). Anti-Poverty Effects of In-Kind Transfers Among Divorced or Separated Women in the United States. *Poverty & Public Policy*, 10(1), 57–80.
- Beaupré, P., & Cloutier, E. (2006). Vivre les transitions familiales : résultats de l'Enquête sociale générale. Produit n° 89-625-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, « Enquête sociale générale, cycle 20 : enquête sur les transitions familiales », n° 2. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/89-625-x/89-625-x2007002-fra.pdf?st=brDc2gAG>.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA : Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S33–S58.
- Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85(6), 1141–1187.
- Bedard, K., & Deschênes, O. (2005). Sex Preferences, Marital Dissolution, and the Economic Status of Women. *Journal of Human Resources*, XL(2), 411–434.
- Berlinski, S., & Galiani, S. (2007). The Effect of a Large Expansion of Pre-Primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment. *Labour Economics*, 14(3), 665–680.

- Bettendorf, L. J. H., Jongen, E. L. W., & Muller, P. (2015). Childcare Subsidies and Labour Supply—Evidence from a Large Dutch Reform. *Labour Economics*, 36, 112–123.
- Blackwell, D. L., & Litcher, D. T. (2000). Mate Selection Among Married and Cohabiting Couples. *Journal of Family Issues*, 21(3), 275–302.
- Blau, D., & Currie, J. (2006). Pre-School, Daycare, and After School Care : Who’s Minding the Kids? *Handbook of the Economics Education*, 2, 1163–1278.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2003). Understanding International Differences in the Gender Pay Gap. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 106–144.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865.
- Blekesaune, M. (2008). Partnership Transitions and Mental Distress: Investigating Temporal Order. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), 879–890.
- Blundell, R., Chiappori, P.-A., & Meghir, C. (2005). Collective Labor Supply with Children. *Journal of Political Economy*, 113(6), 1277–1306.
- Booth, A., & Amato, P. R. (2001). Parental Predivorce Relations and Offspring Postdivorce Well-Being. *Journal of Marriage and Family*, 63(1), 197–212.
- Boudarbat, B., & Grenier, G. (2015). L’impact de l’immigration sur la dynamique économique du Québec. Rapport de projet 2015RP-06, CIRANO, Montréal.
- Budig, M. J. (2014). The Fatherhood Bonus & The Motherhood Penalty: Parenthood and the Gender Gap in Pay. *Washington, DC : Third Way*.
- Budig, M. J., & England, P. (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204–225.
- Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2010). Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women’s Earnings Distribution. *American Sociological Review*, 75(5), 705–728.

- Budig, M. J., Misra, J., & Boeckmann, I. (2012). The Motherhood Penalty in Cross-national Perspective: The Importance of Work–Family Policies and Cultural Attitudes. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 19(2), 163–193.
- Budig, M. J., Misra, J. & Boeckmann, I. (2016). Work–Family Policy Trade-Offs for Mothers? Unpacking the Cross-National Variation in Motherhood Earnings Penalties. *Work and Occupations*, 43(2), 119–177.
- Burton, P., & Phipps, S. (2017). Economic Well-Being of Canadian Children. *Canadian Public Policy*, 43(4), 299–330.
- Canada. (1992). Le budget 1992. Ottawa. Ministère des Finances. Récupéré sur http://publications.gc.ca/collections/collection_2016/fin/F1-23-3-1992-fra.pdf.
- Cherlin, A. J., Chase-Lansdale, P. L., & McRae, C. (1998). Effects of Parental Divorce on Mental Health Throughout the Life Course. *American Sociological Review*, 63(2), 239–249.
- Chiappori, P.-A. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437–467.
- Chiappori, P.-A. (1997). Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 105(1), 191–209.
- Chiappori, P.-A., & Weiss, Y. (2007). Divorce, Remarriage, and Child Support. *Journal of Labor Economics*, 25(1), 37–74.
- Chung, Y., Downs, B., & Sandler, D. H. (2017). The Parental Gender Earnings Gap in the United States. Working Papers 17–68, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.
- Clark, W., & Crompton, S. (2006). Till Death Do Us Part? The Risk of First and Second Marriage Dissolution. Canadian Social Trends. Catalogue de Statistique Canada, no 11-008. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/11-008-x/2006001/pdf/9198-eng.pdf>

- Clark, A. E., & Georgellis, Y. (2013). Back to Baseline in Britain: Adaptation in the British Household Panel Survey. *Economica*, 80(139), 496–512.
- Cloutier-Villeneuve, L. (2018). Écart de rémunération entre les femmes et les hommes au Québec : perspectives au regard des différences de composition de la main-d'œuvre. Institut de la statistique du Québec. Flash-info, volume 19, numéro 1, mars 2018.
- CNESST. (s.d.). « Pour une maternité sans danger : statistiques », 2014–2017. Récupéré sur <https://www.cnesst.gouv.qc.ca/Publications/300/Documents/DC300-254web.pdf>.
- Connolly, M., Haeck, C., & Fontaine, M. M. (2018). État des lieux sur les écarts de revenus entre les parents et les femmes et hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada. Rapport de projet. CIRANO. Récupéré sur <https://www.cirano.qc.ca/files/publications/2018RP-07.pdf>.
- Cools, S., Fiva, J. H., & Kirkeboen, L. J. (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), 801–828.
- Correll, S. J., Benard, S., & Paik, I. (2007). Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? *American Journal of Sociology*, 112(5), 1297–1339.
- Cross-National Data Center in Luxembourg. (s.d.). Récupéré sur <https://www.lisdatacenter.org>.
- Davies, R., & Pierre, G. (2005). The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study. *Labour Economics*, 12(4), 469–486.
- Davis, S. N., Greenstein, T. N., & Gerteisen Marks, J. P. (2007). Effects of Union Type on Division of Household Labor: Do Cohabiting Men Really Perform More Housework? *Journal of Family Issues*, 28(9), 1246–1272.

- de Regt, S., Mortelmans, D., & Marynissen, T. (2013). Financial Consequences of Relationship Dissolution: A Longitudinal Comparison of Formerly Married and Unmarried Cohabiting Men and Women. *Sociology*, 47(1), 90–108.
- Dewilde, C., & Uunk, W. (2008). Remarriage as a Way to Overcome the Financial Consequences of Divorce—A Test of the Economic Need Hypothesis for European Women. *European Sociological Review*, 24(3), 393–407.
- Diekmann, A., & Schmidheiny, K. (2004). Do Parents of Girls Have a Higher Risk of Divorce? An Eighteen-Country Study. *Journal of Marriage and Family*, 66(3), 651–660.
- DiPrete T., & Buchmann C. (2013). *The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and What it Means for American Schools*. New York: Russell Sage Foundation.
- Domínguez-Folgueras, M. (2012 ou 2013). Is Cohabitation More Egalitarian? The Division of Household Labor in Five European Countries. *Journal of Family Issues*, 34(12), 1623–1646.
- Druedahl, J., Ejrnæs, M., & Jørgensen, T. H. (2019). Earmarked Paternity Leave and the Relative Income Within Couples. *Economics Letters*, 180, 85–88.
- Dupuy, A., & Fernández-Kranz, D. (2011). International Differences in the Family Gap in Pay: the Role of Labour Market Institutions. *Applied Economics*, 43(4), 413–438.
- Duvander, A.-Z., & Jans, A.-C. (2009). Consequences of Father's Parental Leave Use: Evidence from Sweden. *Finnish Yearbook of Population Research*, 44, 49–62.
- Ekberg, J., Eriksson, R., & Friebel, G. (2013). Parental Leave—A Policy Evaluation of the Swedish “Daddy-Month” Reform. *Journal of Public Economics*, 97, 131–143.
- Even, W. E., & Macpherson, D. A. (2004). When Will the Gender Gap in Retirement Income Narrow? *Southern Economic Journal*, 71(1), 182–200.

- Evertsson, M., & Duvander, A.-Z. (2011). Parental Leave—Possibility or Trap? Does Family Leave Length Effect Swedish Women's Labour Market Opportunities? *European Sociological Review*, 27(4), 435–450.
- Fernández, R., & Wong, J. C. (2014). Divorce Risk, Wages and Working Wives: A Quantitative Life–Cycle Analysis of Female Labour Force Participation. *The Economic Journal*, 124(576), 319–358.
- Fernández-Kranz, D., Lacuesta, A., & Rodríguez-Planas, N. (2013). The Motherhood Earnings Dip: Evidence from Administrative Records. *Journal of Human Resources*, 48(1), 169–197.
- Finance Québec. (s.d.). Coût de garde quotidien. Récupéré sur http://www.budget.finances.gouv.qc.ca/Budget/outils/garde_fr.asp.
- Findlay, L. C., & Kohen, D. E. (2012). Leave Practices of Parents After the Birth or Adoption of Young Children. Produit n° 11-008-X au catalogue de Statistique Canada. Canadian Social Trends. n° 94. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/11-008-x/2012002/article/11697-eng.pdf?st=4ELFiuBK>.
- Finnie, R. (1993). Women, Men, and the Economic Consequences of Divorce: Evidence from Canadian Longitudinal Data. *Canadian Review of Sociology / Revue canadienne de sociologie*, 30(2), 205–241.
- Finnie, R., & Sweetman, A. (2003). Poverty Dynamics: Empirical Evidence for Canada. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, 36(2), 291–325.
- Fisher, J., & Lyons, A. (2006). The Ability of Women to Repay Debt After Divorce. *Journal of Women, Politics & Policy*, 27(3–4), 161–168.
- Fleurbaey, M., & Gaulier, G. (2009). International Comparisons of Living Standards by Equivalent Incomes. *The Scandinavian Journal of Economics*, 111(3), 597–624.

- Folke, O., & Rickne, J. (2020). All the Single Ladies: Job Promotions and the Durability of Marriage. *American Economic Journal: Applied Economics*, 12(1), 260–287.
- Fortin, N. M. (2019). Increasing Earnings Inequality and the Gender Pay Gap in Canada: Prospects for Convergence. *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économie*, 52(2), 407–440.
- Fortin, P., Godbout, L., & St-Cerny, S. (2013). L'impact des services de garde à contribution réduite du Québec sur le taux d'activité féminin, le revenu intérieur et les budgets gouvernementaux. *Revue Interventions économiques*.
- Gadalla, T. M. (2008). Gender Differences in Poverty Rates After Marital Dissolution: A Longitudinal Study. *Journal of Divorce & Remarriage*, 49(3), 225–238.
- Gadalla, T. M. (2009). Impact of Marital dissolution on Men's and Women's Incomes: A Longitudinal Study. *Journal of Divorce & Remarriage*, 50, 55–65.
- Galarneau, D. (1998). Revenu après séparation : conjoints sans enfants. L'emploi et le revenu en perspective. Catalogue de Statistique Canada. Produit no 75-001-XPF.
- Galarneau, D., & Sturrock, J. (1997). Revenu familial après séparation. L'emploi et le revenu en perspective. Catalogue no 75-001-XPE, 9(2). Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/75-001-x/1997002/3073-fra.pdf?st=VRVQ55bg>.
- Gamboa, L. F., & Zuluaga, B. (2013). Is there a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Columbia. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(4), 412–434.
- Gangl, M., & Ziefle A. (2009). Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, 46(2), 341–369.

- Girard, C. (2012). Le bilan démographique du Québec. Édition 2012. Québec, Institut de la statistique du Québec.
- Givord, P., & Marbot, C. (2015). Does the Cost of Child Care Affect Female Labor Market Participation? An Evaluation of a French Reform of Childcare Subsidies. *Labour Economics*, 36, 99–111.
- Glauber, R. (2007). Marriage and the Motherhood Wage Penalty Among African Americans, Hispanics, and Whites. *Journal of Marriage and Family*, 69(4), 951–961.
- Gobillon, L., Meurs, D., & Roux S. (2015). Estimating Gender Differences in Access to Jobs. *Journal of Labor Economics*, 33(2), 317–363.
- Goldin, C. (2014). A Grand Gender Convergence: It's Last Chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091–1119.
- Gouvernement du Canada. (s. d.). Prestations de maternité et prestations parentales de l'assurance-emploi : Ce qu'offrent ces prestations. Récupéré sur <https://www.canada.ca/fr/services/prestations/ae/assurance-emploi-maternite-parentales.html>.
- Gouvernement du Québec. (s. d.). Régime québécois d'assurance parentale. Récupéré sur <https://www.rqap.gouv.qc.ca/fr>.
- Grimshaw, D., & Rubery, J. (2007). Undervaluing Women's Work. Manchester : Equal Opportunities Commission Working Paper, Series No 53.
- Grimshaw, D., & Rubery, J. (2015). The Motherhood Pay Gap: A Review of the Issues, Theory and International Evidence. Genève : Organisation internationale du Travail.
- Gruber, J. (2004). Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce. *Journal of Labor Economics*, 22(4), 799–833.

- Gupta, N. D., & Smith, N. (2002). Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark. *Economica*, 69(276), 609–629.
- Haas, L., & Hwang, C. P. (2008). The Impact of Taking Parental Leave on Fathers' Participation in Childcare and Relationships With Children: Lessons from Sweden. *Community, Work & Family*, 11(1), 85–104.
- Haeck, C. (2015). Connecting the Dots: The Early Impacts of Increased Paid Maternity Leave on Child Development. Cahier de recherche numéro 15–01, Groupe de recherche sur le capital humain, février 2015 (première version juin 2012).
- Haeck, C., Lefebvre, P. & Merrigan, P. (2015). Canadian Evidence on Ten Years of Universal Preschool Policies: The Good and the Bad. *Labour Economics*, 36, 137–157.
- Haeck, C., Lebihan, L., & Merrigan, P. (2018). Universal Child Care and Long-Term Effects on Child Well-Being: Evidence from Canada. *Journal of Human Capital*, 12(1), 38–98.
- Haeck, C., Paré, S., Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2019). Paid Parental Leave: Leaner Might Be Better. *Canadian Public Policy*, 45(2), 212–238.
- Hainmueller, J. (2012). Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, 20(1), 25–46.
- Ham, B. D. (2004). The Effects of Divorce on the Academic Achievement of High School Seniors. *Journal of Divorce & Remarriage*, 42(1–2), 159–178.
- Hamplova, D., & Le Bourdais, C. (2009). One Pot or Two Pot Strategies? Income Pooling in Married and Unmarried Households in Comparative Perspective. *Journal of Comparative Family Studies*, 40(3), 355–385.
- Han, W., & Waldfogel, J. (2001). Child Care Costs and Women's Employment: A Comparison of Single and Married Mothers With Pre-School-Aged Children. *Social Science Quarterly*, 82(3), 552–568.

- Harkness, S., & Waldfogel, J. (2003). The Family Gap in Pay: Evidence From Seven Industrialized Countries. *Worker Well-Being and Public Policy*, 22, 369–413.
- Haurin, D. R. (1989). Women's Labor Market Reactions to Family Disruptions. *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 54–61.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2015). Is Universal Child Care Leveling the Playing Field? *Journal of Public Economics*, 127, 100–114.
- Heath, J. A., & Kiker, B. F. (1992). Determinants of Spells of Poverty Following Divorce. *Review of Social Economy*, 50(3), 305–315.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Hegewisch, A., & Gornick, J. C. (2011). The Impact of Work-family Policies on Women's Employment: A Review of Research from OECD Countries. *Community, Work & Family*, 14(2), 119–138.
- Hemeon, J., & Fulford, M. (2016). Comparaison des données d'enquête et des sources administratives : données sur l'immigration et le travail et données démographiques de l'Étude longitudinale et internationale des adultes. Recueil du Symposium 2016 de Statistique Canada. Croissance de l'information statistique : défis et bénéfices. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/catalogue/11-522-X201700014716>.
- Hill, M. S. (1979). The Wage Effects of Marital Status and Children. *The Journal of Human Resources*, 14(4), 579–594.
- Human Resources and Skills Development Canada. (2005). Summative Evaluation of EI Parental Benefits. Government of Canada, Human Resources and Skills Development Canada. SP-AH-674-01-05E.
- International Social Survey Programme. (s.d.). Récupéré sur <http://w.issp.org/menu-top/home/>.

- Ivanova, K., Kalmijn, M., & Uunk, W. (2013). The Effect of Children on Men's and Women's Chances of Re-partnering in a European. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 29(4), 417–444.
- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J., & Sullivan, D. G. (1993). Earnings Losses of Displaced Workers. *The American Economic Review*, 83(4), 685–709.
- Jacobsen, J. P., Pearce III, J. W., & Rosenbloom, J. L. (1999). The Effects of Childbearing on Married Women's Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment. *The Journal of Human Resources*, 34(3), 449–474.
- Jacobsen, J. P., & Levin, L. M. (1995). Effects of Intermittent Labor Force Attachment on Women's Earnings. *Monthly Labor Review*, 118, 14–19.
- Jarvis, S., & Jenkins, S. P. (1999). Marital Splits and Income Changes: Evidence from the British Household Panel Survey. *Population Studies*, 53(2), 237–254.
- Jaumotte, F. (2003). Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries. OECD Working Papers No. 376
- Johansson, E.-A. (2010). The Effect of Own and Spousal Parental Leave on Earnings. Working Paper Series 2010:4, IFAU—Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy.
- Johnson, W. R., & Skinner, J. (1986). Labor Supply and Marital Separation. *The American Economic Review*, 76(3), 455–469.
- Joshi, H., Paci, P., & Waldfogel, J. (1999). The Wages of Motherhood: Better or Worse? *Cambridge Journal of Economics*, 23(5), 543–564.
- Juby, H., Le Bourdais, C., & Marcil-Gratton, N. (2005). Sharing Roles, Sharing Custody? Couples' characteristics and Children's Living Arrangements at Separation. *Journal of Marriage and Family*, 67, 157–172.

- Kalmijn, M., & Poortman, A.-R. (2006). His or Her Divorce? The Gendered Nature of Divorce and its Determinants. *European Sociological Review*, 22(2), 201–214.
- Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression. *American Sociological Review*, 79(2), 350–357.
- Kleven, H., Landais, C., Posch, J., Steinhauer, & A. Zweimüller, J. (2019a). Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations. *AEA Papers and Proceedings*, 109, 122–126.
- Kleven, H., Landais, L., & Søgaaard, J. E. (2019b). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209.
- Knowles, J. A. (2013). Why are Married Men Working So Much? An Aggregate Analysis of Intra-Household Bargaining and Labour Supply. *The Review of Economic Studies*, 80(3), 1055–1085.
- Korenman, S., & Neumark, D. (1991). Does Marriage Really Make Men More Productive? *Journal of Human Resources*, 26(2), 282–307.
- Korenman, S., & Neumark, D. (1992). Marriage, Motherhood, and Wages. *Journal of Human Resources*, 27(2), 233–255.
- Kotsadam, A., & Finseraas, H. (2011). The State Intervenes in the Battle of the Sexes: Causal Effects of Paternity Leave. *Social Science Research*, 40(6), 1611–1622.
- Kunze, A., & Liu, X. (2019). Universal Childcare for the Youngest and the Maternal Labour Supply. IZA Discussion Papers, No 12146, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn.
- Kuziemko, I., Pan, J., Shen, J., & Washington, E. (2018). The Mommy Effect: Do Women Anticipate the Employment Effects of Motherhood? NBER Working Papers No 24740.

- LaRochelle-Côté, S., Myles, J. & Picot, G. (2012). Income Replacement Rates among Canadian Seniors: The Effect of Widowhood and Divorce. *Canadian Public Policy*, 38(4), 471–495.
- Le Bourdais, C., Neill, G., & Marcil-Gratton, N. (2000). L'effet du type d'union sur la stabilité des familles dites « intactes ». *Recherches sociographiques*, 41(1), 53–74.
- Le bourdais, C., Lapierre-Adamcyk, É., & Roy, A. (2014). Instabilité des unions libres : Une analyse comparative des facteurs démographiques. *Recherches sociographiques*, 55(1), 53–78.
- Le Bourdais, C., Jeon, S.-H., Clark, S., & Lapierre-Adamcyk, É. (2016). Impact of Conjugal Separation on Women's Income in Canada: Does the Type of Union Matter? *Demographic Research*, 35, 1489–1522.
- Lappegard, T. (2008). Changing the Gender Balance in Caring: Fatherhood and the Division of Parental Leave in Norway. *Population Research and Policy Review*, 27(2), 139–159.
- Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2008). Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519–548.
- Lefebvre, P., Merrigan, P., & Verstraete, M. (2009). Dynamic Labour Supply Effects of Childcare Subsidies: Evidence from a Canadian Natural Experiment on Low-Fee Universal Child Care. *Labour Economics*, 16(5), 490–502.
- Leopold, T. (2018). Gender Differences in the Consequences of Divorce: A Study of Multiple Outcomes. *Demography*, 55(3), 769–797.
- Leopold, T., & Kalmijn, M. (2016). Is Divorce More Painful When Couples Have Children? Evidence From Long-Term Panel Data on Multiple Domains of Well-being. *Demography*, 53(6), 1717–1742.

- Leung, M. Y. M., Groes, F., & Santaaulalia-Llopis, R. (2016). The Relationship between Age at First Birth and Mother's Lifetime Earnings: Evidence from Danish Data. *PLoS one*, *11*(1).
- Lips, H. M. (2013). Acknowledging Discrimination as a Key to the Gender Pay Gap. *Sex Roles*, *68*(3), 223–230.
- Loh, E. S. (1996). Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males. *The Journal of Human Resources*, *31*(3), 566–589.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). Parenthood and the Earnings of Married Men and Women. *Labour Economics*, *7*(6), 689–710.
- Lundborg, P., Plug, E. & Rasmussen, A. W. (2017). Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments. *American Economic Review*, *107*(6), 1611–1637.
- Mandel, H., & Shalev, M. (2009). Gender, Class, and Varieties of Capitalism. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, *16*(2), 161–181.
- Matsa, D. A., & Miller, A. (2011). Chipping away at the Glass Ceiling: Gender Spillovers in Corporate Leadership. *The American Economic Review*, *101*(3), 635-639.
- Marshall, K. (2003). « L'avantage du congé parental prolongé ». Produit n 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, vol. 4, n°3, « L'emploi et le revenu en perspective ». Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/75-001-x/75-001-x2003003-fra.pdf?st=6r8zpxNT>.
- McGinn, K., Ruiz Castro, M., & Long Lingo, E. (2019). Learning from Mum: Cross-National Evidence Linking Maternal Employment and Adult Children's Outcomes. *Work, Employment and Society*, *33*(3), 374–400.
- McKay, L., Mathieu, S., & Doucet, A. (2016). Parental-Leave Rich and Parental-Leave Poor: Inequality in Canadian Labour Market Based Leave Policies. *Journal of Industrial Relations*, *58*(4), 543–562.

- McKeever, M., & Wolfinger, N. H. (2001). Reexamining the Economic Costs of Marital Disruption for Women. *Social Science Quarterly*, 82(1), 202–217.
- Miller, A. R. (2011). The Effects of Motherhood Timing on Career Path. *Journal of Population Economics*, 24(3), 1071–1100.
- Miller, C. (2006). Stability and Change in Childcare and Employment: Evidence from the United States. *National Institute Economic Review*, 195(1), 118–132.
- Milligan, K., & Stabile, M. (2009). Child Benefits, Maternal Employment, and Children's Health: Evidence from Canadian Child Benefit Expansions. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 99(2), 128–132.
- Mincer, J., & Ofek, H. (1982). Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital. *The Journal of Human Resources*, 17(1), 3–24.
- Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82(2), S76–S108.
- Ministère de la Justice (s.d.). Prestation compensatoire. Récupéré sur <http://www4.gouv.qc.ca/FR/Portail/Citoyens/Evenements/separation-divorce/Pages/prestation-compensatoire.aspx>.
- Ministère de la Famille. (s.d.). Récupéré sur http://www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/vitrine/occupation-vitalite-territoire/documents/services_proximite_02.pdfhttp://www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/vitrine/occupation-vitalite-territoire/documents/services_proximite_02.pdf.
- Ministère de la Justice (2015). Garde des enfants, droits de visite et pension alimentaire : Résultats tirés de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Récupéré sur <https://www.justice.gc.ca/fra/pr-rp/lf-fl/famil/elnej-anlsc/tm-toc.html>.
- Monden, C. W. S., & Uunk, W. J. G. (2013). For Better and for Worse: The Relationship Between Union Dissolution and Self-Assessed Health in

- European Panel Data. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 29(1), 103–125.
- Misra, J., Budig, M., & Boeckmann, I. (2011). Work-Family Policies and the Effects of Children on Women's Employment Hours and Wages. *Community, Work & Family*, 14(2), 139–157.
- Morgan, L. A., Kitson, G. C., & Kitson, J. T. (1992). The Economic Fallout from Divorce: Issues for the 1990s. *Journal of Family and Economic Issues*, 13(4), 435–443.
- Morrison, D. R., & Coiro, M. J. (1999). Parental Conflict and Marital Disruption: Do Children Benefit When High-Conflict Marriages Are Dissolved? *Journal of Marriage and Family*, 61(3), 626–637.
- Mueller, R. E. (2005). The Effect of Marital Dissolution on the Labour Supply of Males and Females: Evidence from Canada. *The Journal of Socio-Economics*, 34(6), 787–809.
- Nepomnyaschy, L., & Waldfogel, J. (2007). Paternity Leave and Fathers' Involvement with their Young Children. *Community, Work & Family*, 10(4), 427–453.
- Ñopo, H. (2008). Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps. *Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290–299.
- OCDE. (2018). Social Policy Division. Directorate of Employment, Labour and Social Affairs. Récupéré sur https://www.oecd.org/els/family/SF_2_4_Share_births_outside_marriage.pdf.
- Oesch, D., Lipps, O., & McDonald, P. (2017). The Wage Penalty for Motherhood: Evidence on Discrimination from Panel Data and a Survey Experiment for Switzerland. *Demographic Research*, 37(56), 1793–1824.

- Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2017). The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries. *Journal of Economic Perspective*, 31(1), 205–230.
- Organisation internationale du Travail (2015). Rapport mondial sur les salaires 2014/15 : Salaires et inégalités de revenus, première édition 2015. Bureau international du Travail — Genève : BIT, 2015. 218 pages.
- Özcan, B., & Breen, R. (2012). Marital Instability and Female Labor Supply. *Annual Review of Sociology*, 38(1), 463–481.
- Pal, I., & Waldfogel, J. (2016). The Family Gap in Pay: New Evidence for 1967 to 2013. *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(4), 104–127.
- Patnaik, A. (2019). Reserving Time for Daddy: The Consequences of Fathers' Quotas. *Journal of Labor Economics*, 37(4), 1009–1059.
- Pettit, B., & Hook, J. (2005). The Structure of Women's Employment in Comparative Perspective. *Social Forces*, 84(2), 779–801.
- Petts, R. J., & Knoester, C. (2018). Paternity Leave-Taking and Father Engagement. *Journal of Marriage and Family*, 80(5), 1144–1162.
- Petts, R. J., Knoester, C., & Waldfogel, J. (2020). Fathers' Paternity Leave-Taking and Children's Perceptions of Father-Child Relationships in the United States. *Sex Roles*, 82(3), 1–16.
- Phipps, S., Burton, P. & Lethbridge, L. (2001). In and Out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 34(2), 411–429.
- Poortman, A.-R. (2000). Sex Differences in the Economic Consequences of Separation: A Panel Study of the Netherlands. *European Sociological Review*, 16(4), 367–383.

- Rege, M., & Solli, I. F. (2013). The Impact of Paternity Leave on Fathers' Future Earnings. *Demography*, 50(6), 2255–2277.
- Rønsen, M., & Sundström, M. (2002). Family Policy and After-Birth Employment Among New Mothers—A Comparison of Finland, Norway and Sweden. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 18(2), 121–152.
- Ruhm, C. J. (1998). The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 285–317.
- Saguil, K., & Neill, C. (2015). Universally Subsidized Day Care and its Effects on Youth Crime Rates: Evidence from Quebec. Working Paper, Wilfrid Laurier University, April 28, 2015.
- Self, S. (2005). What Makes Motherhood so Expensive? : The Role of Social Expectations, Interdependence, and Coordination Failure in Explaining Lower Wages of Mothers. *The Journal of Socio-Economics*, 34(6), 850–865.
- Smock, P. J. (1993). The Economic Costs of Marital Disruption for Young Women Over the Past Two Decades. *Demography*, 30(3), 353–371.
- Srivastava, A., & Rodgers, W. M. (2013). The Motherhood Wage Gap for U.S. First-Generation Immigrant and Native Women. National Poverty Center working paper series, No. 13–08.
- Statistique Canada. Série CANSIM 326-0021. Indice des prix à la consommation. Mise à jour 21 janvier 2016. Consulté le 3 mars 2016.
- Statistique Canada. Tableau 13-10-0416-01. Naissances vivantes, selon l'âge de la mère. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1310041601>.
- Statistique Canada. (2007a). Enquête sociale générale, 2006. Cycle 20, Enquête sur les transitions familiales. Questionnaire de l'enquête principale. SQC/SLF-027-75170.

- Statistique Canada. (2007b). Regard sur le marché du travail canadien. Produit n° 71-222-X au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, « Division de la statistique du travail ». Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/71-222-x/71-222-x2008001-fra.pdf?st=PwboB-Fp>.
- Statistique Canada. (2008a). Les seuils de faible revenu de 2008 et les mesures de faible revenu de 2007. Série de documents de recherche — Revenu - Document de recherche. Document no 75F0002M au catalogue de Statistique Canada — no 004. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/75f0002m/2009002/s3-fra.htm>.
- Statistique Canada. (2008b). Indices synthétiques de divortialité de 30 ans et de 50 ans pour 1 000 mariages, Canada, provinces et territoires, annuel (taux pour 1 000 mariages), CANSIM, tableau 101-6511. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=3910002901>.
- Statistique Canada. (2008c). Base de données sur les mariages de la Statistique de l'état civil du Canada, Enquête 3232 et Base de données sur les divorces de la Statistique de l'état civil du Canada, 1981 à 2008, Enquête 3235.
- Statistique Canada. (2009-2010). Pensions alimentaires pour les enfants et le conjoint — les statistiques de l'enquête sur l'exécution des ordonnances alimentaires. Centre canadien de la statistique juridique. Série de documents de recherche. Document no 85-228-X au catalogue de Statistique Canada. Récupéré sur http://publications.gc.ca/collections/collection_2010/statcan/85-228-X/85-228-x2011000-fra.pdf.
- Statistique Canada. (2012a). Enquête sociale générale — Famille (ESG). Information détaillée pour 2011 (Cycle 25). Date de modification : 2012-07-17. Récupéré sur http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=68196.

- Statistique Canada. (2012b). Les lignes de faible revenu, 2010 à 2011. Série de document de recherche — Revenu. Produit no 75F0002M au catalogue de Statistique Canada — no 002. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/75f0002m/75f0002m2012002-fra.pdf?st=pvMB0P44>.
- Statistique Canada. (2017). Familles, ménages et état matrimonial : faits saillants du Recensement de 2016. Le Quotidien. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/170802/dq170802a-fra.htm>.
- Statistique Canada. (2018a). Fécondité : moins d'enfants, mères plus âgées. Mégatendance canadienne. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/11-630-x/11-630-x2014002-fra.htm>.
- Statistique Canada. (2018b). Fichier sur la famille T1 et fichiers couplés T4-RE-PALE, Enquête sur la couverture de l'assurance-emploi, 2017. Le Quotidien. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/daily-quotidien/181115/dq181115a-fra.pdf?st=0KjZ135R>.
- Statistique Canada. (2018c). Tableau 17-10-0060-01 Estimations de la population au 1er juillet, selon l'état matrimonial ou l'état matrimonial légal, l'âge et le sexe. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/cv.action?pid=1710006001>.
- Statistique Canada. (2018d). Tableau 14-10-0327-01. Caractéristiques de la population active selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, données annuelles.
- Statistique Canada. (2019a). Tableau 14-10-0194-01. Absence du travail chez les employés à temps plein selon le sexe et la présence d'enfants, données annuelles. Récupéré sur <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410019401>.
- Statistique Canada. (2019b). Guide de référence technique pour les estimations annuelles du revenu des familles de recensement, des particuliers et des aînés. Fichier de famille T1, Estimations finales, 2017. Produit n° 72-212-X au

catalogue de Statistique Canada. Récupéré sur
https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/72-212-x/72-212-x2019001-fra.pdf?st=_qskCiZV.

- Stevenson, B. (2008). Divorce Law and Women's Labor Supply. *Journal of Empirical Legal Studies*, 5(4), 853–873.
- Strohschein, L. (2005). Parental Divorce and Child Mental Health Trajectories. *Journal of Marriage and Family*, 67(5), 1286–1300.
- Tach, L. M., & Eads, A. (2015). Trends in the Economic Consequences of Marital and Cohabitation Dissolution in the United States. *Demography*, 52(2), 401–432.
- Tamborin, C. R., Couch, K. A., & Reznik, G. L. (2015). Long-Term Impact of Divorce on Women's Earnings across Multiple Divorce Windows: A Life Course Perspective. *Advances in Life Course Research*, 26, 44–59.
- Tamborini, C., Iams, H. M., & Reznik, G. L. (2012). Women's Earnings Before and After Marital Dissolution: Evidence from Longitudinal Earnings Records Matched to Survey Data. *Journal of Family and Economic Issues*, 33(1), 69–82.
- Tamm, M. (2019). Fathers' Parental Leave-Taking, Childcare Involvement and Mothers' Labor Market Participation. *Labour Economics*, 59, 184–197.
- Tekin, E. (2014). Childcare Subsidy Policy: What it Can and Cannot Accomplish. *IZA World of Labor*, 43.
- Tilak, J. B. G. (2002). Education and Poverty. *Journal of Human Development*, (3)2, 191–207.
- Tjøtta, S., & Vaage, K. (2008). Public Transfers and Marital Dissolution. *Journal of Population Economics*, 21(2), 419–437.
- Ugreninov, E. (2013). Can Family Policy Reduce Mothers' Sick Leave Absence? A Causal Analysis of the Norwegian Paternity Leave Reform. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(4), 435–446.

- Uunk, W. (2004). The Economic Consequences of Divorce for Women in the European Union: The Impact of Welfare State Arrangements. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 20(3), 251–285.
- Uunk, W., Kalmijn, M., & Muffels, R. (2005). The Impact of Young Children on Women's Labour Supply A Reassessment of Institutional Effects in Europe. *Acta sociologica*, 48(1), 41–62.
- Van Der Klaauw, W. (1996). Female Labour Supply and Marital Status Decisions: A Life-Cycle Model. *The Review of Economic Studies*, 63(2), 199–235.
- Vincent, C. (2013). Pourquoi les femmes gagnent-elles moins que les hommes ? *Canadian Public Policy*, 39(3), 473–490.
- Viitanen, T. (2014). The Motherhood Wage Gap in the UK over the Life Cycle. *Review of Economics of the Household*, 12(2), 259–276.
- Voena, A. (2015). Yours, Mine, and Ours: Do Divorce Laws Affect the Intertemporal Behavior of Married Couples? *American Economic Review*, 105(8), 2295–2332.
- Waldfogel, J. (1995). The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584–610.
- Waldfogel, J. (1997). The Effect of Children on Women's Wages. *American Sociological Review*, 62(2), 209–217.
- Waldfogel, J. (1998). Understanding the “Family Gap” in Pay for Women with Children. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137–156.
- Williams, K., & Umberson, D. (2004). Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective. *Journal of Health and Social Behavior*, 45(1), 81–98.
- White, R. M. (2019). There and Back Again—The Performance Evaluation Effects of Going to and Returning from Part-Time Status. Disponible sur SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2911397>.

- Wu, Z., & Schimmele, C. M. (2005). Repartnering After First Union Disruption. *Journal of Marriage and Family*, 67(1), 27–36.
- Zeratsion, H., Bjertness, C. B., Bjertness, E., Dalsklev, M., Haavet, O. R., Halvorsen, J. A., Lien, L. Claussen, B. (2015). The Influence of Parental Divorce on Educational Ambitions of 18/19 Year-Old Adolescents from Oslo, Norway. *Journal of Child and Family Studies*, 24(10), 2865–2873.
- Zhang, X. (2008). Emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant et trajectoires des gains de leurs homologues occupées de façon continue. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Ontario, « Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail », n° 314. Récupéré sur https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/11f0019m/11f0019m2008314-fra.pdf?st=ckn_OI5P.
- Zhang, X. (2010). Can Motherhood Earnings Losses Be Ever Regained? Evidence from Canada. *Journal of Family Issues*, 31(12), 1671–1688.
- Zhang, Y., Hannum, E., & Wang, M. (2008). Gender-based Employment and Income Differences in Urban China: Considering the Contributions of Marriage and Parenthood. *Social Forces*, 86(4), 1529–1560.

ANNEXE A DESCRIPTION DES VARIABLES UTILISÉES

Le questionnaire de l'ELIA ainsi que les fichiers administratifs comprennent un grand nombre de variables portant sur les caractéristiques individuelles des répondants. Nous décrivons ci-après certaines des variables utilisées dans l'analyse, ainsi que celles que nous avons dérivées pour cette étude.

La province de résidence au moment de la première naissance ($\tau = 0$)

Nous construisons une variable indicatrice dérivée à la fois des informations provenant de l'enquête et des fichiers administratifs T1 pour identifier la province de résidence où les parents ont donné naissance à leur premier enfant. Étant donné que nous suivons les individus sur plusieurs années (au maximum 15 ans), il se peut qu'ils aient changé de province de résidence au cours des années suivant la naissance. Cependant, pour les fins de cette analyse, ce qui nous importe est avant tout le lieu de résidence au moment de la naissance⁷³. La province de naissance de l'enfant n'est pas disponible dans l'enquête. Nous la construisons en faisant correspondre l'année de naissance spécifiée dans l'enquête à la province de résidence déclarée la même année dans les fichiers fiscaux. En regroupant certaines provinces, nous définissons quatre régions soit le Québec, l'Ontario, les provinces atlantiques (Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Edward et Terre-Neuve et Labrador) et l'Ouest canadien (Colombie-Britannique, Alberta, Saskatchewan et Manitoba).

⁷³ Soulignons que, dans les données, le pourcentage de personnes qui change de province de résidence dans les cinq ans suivant la naissance du premier enfant est de moins de 1 %.

Le statut matrimonial au moment de la première naissance ($\tau = 0$)

En ce qui concerne le statut matrimonial, nous considérons également le statut des personnes telles qu'elles l'étaient au moment de la naissance de leur premier enfant, soit en $\tau = 0$. Pour cela, nous utilisons le statut matrimonial déclaré dans les fichiers fiscaux (T1) à l'année de la naissance. Nous définissons six statuts matrimoniaux suivant que les individus étaient mariés, en union libre (conjoints de fait), séparés, divorcés, ou veufs, ou alors célibataires au moment de la naissance de leur premier enfant.

Le secteur industriel au moment de la première naissance ($\tau = 0$)

Les fichiers T4 nous permettent d'identifier les secteurs industriels d'appartenance des individus. Toutefois, ces fichiers ne sont disponibles qu'à partir de 2000. Nous sommes donc en mesure d'identifier les secteurs industriels d'appartenance des parents ayant eu leur premier enfant en 2000 ou après. Si cette information n'est pas disponible en $\tau = 0$, nous prenons l'information provenant de l'année précédant ou de l'année suivant la naissance. Nous enregistrons au total 24 secteurs industriels⁷⁴.

L'éducation

Les informations portant sur l'éducation sont essentiellement celles rapportées par les répondants à la vague 2. Toutefois, si cette information n'est pas disponible, nous considérons celle rapportée à la vague 1. En nous basant sur le plus haut niveau de scolarité complété, nous construisons un indicateur de niveau de scolarité à quatre

⁷⁴ Pour plus de détails sur les classifications, voir : <https://www.statcan.gc.ca/fra/concepts/industrie>.

catégories : sans diplôme, diplôme d'études secondaires, diplôme collégial et diplôme universitaire.

L'expérience professionnelle

Nous construisons une variable d'expérience professionnelle *potentielle*, qui indique le nombre d'années d'expérience totale qu'une personne aurait été en mesure de réaliser si elle n'avait pas connu d'interruption de travail ou d'études. En suivant Phipps et al. (2001), nous calculons cette variable en soustrayant à l'âge des individus le nombre d'années d'éducation et 6 ans.

Cependant, l'expérience professionnelle *effective* est déclarée par les répondants pour chacune des vagues de l'ELIA. Nous considérons l'information contenue dans la dernière vague. Si celle-ci n'est pas disponible, nous attribuons l'information contenue dans la vague 1 et ajoutons une ou deux années d'expérience correspondant au nombre d'années où l'individu a déclaré un revenu d'emploi supérieur à 5 000 \$ entre les deux vagues.

Les heures travaillées

La variable portant sur les heures travaillées est une moyenne des heures déclarées par les répondants au cours des deux vagues de l'enquête, soit en 2011 et en 2013. Cette variable inclut les heures supplémentaires, rémunérées ou non. Toutefois, celle-ci reflète la situation vis-à-vis d'une semaine de référence (c'est-à-dire la semaine précédant la date de l'interview) et non une moyenne annuelle, ou une semaine représentative de l'année en cours ; elle est à interpréter avec prudence.

Le nombre d'employeurs

Les répondants indiquent le nombre d'entreprises ou d'organisations différentes où ils ont travaillé au cours des cinq dernières années. Cette question a été posée lors de la vague 1 (2012), mais n'a pas été posée de nouveau à la vague 2 (2014).

L'ancienneté au dernier emploi ou à l'emploi actuel

Les répondants qui travaillaient durant la semaine de référence (la semaine avant l'interview) indiquent le nombre d'années depuis lesquelles ils ou elles travaillaient pour le même employeur. Ceux et celles qui ne travaillaient pas à la date de l'interview indiquent le nombre d'années passées au dernier emploi.

Les revenus

Nous utilisons comme variable dépendante les revenus issus de l'emploi tels qu'ils sont déclarés aux fins fiscales auprès de l'Agence de Revenu du Canada. Nous utilisons également les revenus totaux après transferts et avant impôt. Les revenus totaux incluent donc les revenus d'emploi, les intérêts et revenus de placements, le revenu net de travail autonome, les gains ou pertes en capitaux taxables, les dividendes et les prestations.