



Les politiques familiales du Québec évaluées à partir des trajectoires de revenus d'emploi des parents et des personnes sans enfant

MARIE CONNOLLY

MARIE MÉLANIE FONTAINE

CATHERINE HAECK

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act.

Les partenaires du CIRANO

Partenaires corporatifs

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque Laurentienne
Banque Nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Canada Manuvie
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Ministère de l'Économie, de la Science et de l'Innovation
Ministère des Finances du Québec
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Rio Tinto
Ville de Montréal

Partenaires universitaires

École de technologie supérieure
École nationale d'administration publique
HEC Montréal
Institut national de la recherche scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

ISSN 1499-8629 (Version en ligne)

© 2020 Marie Connolly, Marie Mélanie Fontaine, Catherine Haeck. Tous droits réservés. *All rights reserved.*
Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*



Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations

Les politiques familiales du Québec évaluées à partir des trajectoires de revenus d'emploi des parents et des personnes sans enfant

Rapport préparé pour le CIRANO

par

Marie Connolly*, Marie Mélanie Fontaine et Catherine Haeck

Université du Québec à Montréal

Groupe de recherche sur le capital humain, ESG UQAM

CIRANO

Résumé

L'objectif de cette étude est d'examiner 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 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 %.

* Auteure de correspondance. Courriel : connolly.marie@uqam.ca, téléphone : +1 514 987-3000, poste 0277. Les auteures sont reconnaissantes envers le CIRANO pour avoir financé la réalisation de cette étude. 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 auteures et non celles des partenaires financiers.

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.

Mots-clés

Pénalité salariale liée à la maternité, écarts de revenus, politiques familiales, Canada, Québec, données longitudinales

Sommaire

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. 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. 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. 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.

Comment combler ces écarts ? Les recherches se tournent davantage vers les politiques de conciliation travail-famille 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 travail-famille 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'équité des sexes sur le marché du travail et au sein du

ménage pourrait avoir un effet favorable sur le marché du travail. 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.

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 rapport est d'examiner l'impact sur l'écart salarial lié à la maternité des politiques favorables au travail des femmes qui ont été mises en place récemment au Canada et au Québec. Plus spécifiquement, nous nous intéressons aux politiques sur les congés parentaux au niveau fédéral, ainsi que les services de garde à contribution réduite et 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 un précédent rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018), 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. Nous avons trouvé que les mères québécoises gagnaient en moyenne 34 % moins que les femmes sans enfant au moment de la naissance de leur premier enfant, une situation similaire à celle rencontrée par les femmes dans le reste du Canada. Toutefois, cette pénalité se résorbait beaucoup plus rapidement au Québec, où les mères retrouvaient des revenus d'emploi similaires à ceux des femmes sans enfant quatre ans après ladite naissance, tandis que cela en prenait 12 dans le reste du Canada. Notre analyse n'identifiait pas un lien de cause à effet. Toutefois, nous avons émis l'hypothèse que ces différences observées entre le Québec et le reste du Canada pourraient être le fruit de la présence de politiques favorables au travail des mères au Québec. En effet, depuis 1997, le Québec s'est doté de politiques avantageuses en matière de conciliation travail-famille (et aussi études pour plusieurs parents), telles que le programme des services de garde à contribution réduite pour les enfants de zéro à cinq ans et la bonification des congés parentaux via le Régime québécois d'assurance parentale. Nous avons conclu notre

précédent rapport en soulignant l'importance de poursuivre les recherches afin d'évaluer l'impact causal de l'ensemble de ces politiques familiales sur la pénalité salariale liée à la maternité.

Dans la présente étude, nous mesurons l'effet de l'arrivée des enfants sur les trajectoires de revenus des mères et des pères. 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. 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. 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.

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.

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 chez les mères québécoises, 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. Ces politiques ont des effets à court terme sur la participation et l'attachement des femmes au marché du travail, mais également à 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.

Table des matières

Résumé.....	1
Mots-clés.....	2
Sommaire	2
Table des matières	6
Liste des figures.....	8
Liste des tableaux	10
1. Introduction.....	11
2. Revue de la littérature	16
2.1. Les services de garde.....	19
2.2. Les congés parentaux	24
2.3. Le congé de paternité	27
3. Contexte institutionnel	30
3.1. Réformes du programme fédéral de congés parentaux	30
3.2. Régime québécois d'assurance parentale.....	31
3.3. Services de garde à contribution réduite.....	33
4. Données.....	35
4.1. Étude longitudinale et internationale des adultes.....	35
4.2. Couplage des données administratives	36
4.3. Statistiques descriptives	36
5. Méthodologie	45
5.1. Échantillonnage.....	45
5.2. Modèle pour l'estimation des trajectoires de revenus.....	47
5.3. Modèles pour l'analyse de politiques familiales	50
5.3.1. Modèle de simple différence – Réforme du congé parental fédéral	51

5.3.2. Modèle de différence-en-différences – Les politiques du Québec.....	55
6. Résultats.....	62
6.1. Trajectoires de revenus des femmes et des hommes : modèle de base	62
6.2. Trajectoires de revenus des femmes : analyses par sous-groupes.....	65
6.3. Analyse de politiques.....	70
6.3.1. La réforme fédérale du congé parental.....	71
6.3.2. Les politiques familiales du Québec	72
6.4 Analyses de robustesse.....	76
6.4.1. Panel balancé.....	76
6.4.2. Méthode d'appariement par balancement entropique	77
6.4.3. Test « placebo »	78
6.4.4. Groupe contrôle différent	78
7. Conclusion	80
ANNEXE.....	93
A1. Description des variables utilisées.....	93
A2. Tableaux.....	96
A3. Figures	98

Liste des figures

Figure 1 : Taux de diplomation au secondaire au Québec par cohorte après sept ans	22
Figure 2 : Évolution des statuts matrimoniaux au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)	39
Figure 3 : Évolution du nombre d'employées dans le secteur public au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)	42
Figure 4 : Évolution des revenus des mères et des pères (1982-2013)	58
Figure 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.....	59
Figure 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.....	60
Figure 7 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères	63
Figure 8 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères au Québec et dans le reste du Canada	66
Figure 9 : Trajectoires de revenus d'emploi des femmes mariées et en union libre.....	67
Figure 10 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères selon le nombre d'enfants.....	69
Figure 11 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères ayant eu un seul enfant	70
Figure 12 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères	71
Figure 13 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères.....	74
Figure 14 : Coefficients de différence-en-différences, revenus d'emploi	75
Figure A1 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, mères monoparentales exclues.....	98
Figure A2 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, province du Manitoba exclue	99
Figure A3 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères.....	100
Figure A4 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus totaux des mères.....	101

Figure A5 : Coefficients de différence-en-différences, revenus totaux des mères	102
Figure A6 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères.....	103
Figure A7 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères, panel balancé.....	104
Figure A8 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les poids entropiques	105
Figure A9 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant l'année 1995 comme année de réforme.....	106
Figure A10 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les pères comme groupe contrôle.....	107

Liste des tableaux

Tableau 1 : Résumé des programmes de congé parental en 2019.....	32
Tableau 2 : Répartition géographique des femmes en fonction du lieu de naissance de leur premier enfant	37
Tableau 3 : Caractéristiques sociodémographiques des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada.....	38
Tableau 4 : Caractéristiques professionnelles des mères ayant donné naissance à leur premier enfant avant et après 2001 au Québec et dans le reste du Canada.....	41
Tableau 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	43
Tableau A1 : Nombre de premières naissances par année, au Québec et dans le reste du Canada (femmes)	96
Tableau A2 : Nombre d'individus par année relative à la première naissance.....	97

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 (Waldfoegel, 1998; Angelov et al., 2016; Kleven et al., sous presse). 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 traduira 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 rapport est d'**examiner l'impact sur l'écart salarial lié à la maternité des politiques favorables au travail des femmes** qui ont été mises en place récemment au Canada et au Québec. Plus spécifiquement, nous nous intéressons aux politiques sur les congés parentaux au niveau fédéral, ainsi que les services de garde à contribution réduite et 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 un précédent rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018), 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. Nous avons trouvé que les mères québécoises gagnaient en moyenne 34 % moins que les femmes sans enfant au moment de la naissance de leur premier enfant, une situation similaire à celle rencontrée par les femmes dans le reste du Canada. Toutefois, cette pénalité se résorbait beaucoup plus rapidement au Québec, où les mères retrouvaient des revenus d'emploi similaires à ceux des femmes sans enfant quatre ans après ladite naissance, tandis que cela en prenait 12 dans le reste du Canada. Notre

analyse n'identifiait pas un lien de cause à effet. Toutefois, nous avons émis l'hypothèse que ces différences observées entre le Québec et le reste du Canada pourraient être le fruit de la présence de politiques favorables au travail des mères au Québec. En effet, depuis 1997, le Québec s'est doté de politiques avantageuses en matière de conciliation travail-famille (et aussi études pour plusieurs parents), telles que le programme des services de garde à contribution réduite pour les enfants de zéro à cinq ans et la bonification des congés parentaux via le Régime québécois d'assurance parentale. Nous avons conclu notre précédent rapport en soulignant l'importance de poursuivre les recherches afin d'évaluer l'impact causal de l'ensemble de ces politiques familiales sur la pénalité salariale liée à la maternité.

Deux travaux récents de Kleven et al. (2019; sous presse) 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 sous presse 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 (Kleven et al., 2019).

Pour atteindre cet objectif, les recherches se tournent davantage vers les politiques de conciliation travail-famille 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 travail-famille 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'équité des sexes sur le marché du travail et au sein du ménage pourraient avoir un effet favorable sur le marché du travail.

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 notre étude, nous utilisons la même stratégie d'estimation que Kleven et al. (sous presse) pour mesurer l'effet de l'arrivée des enfants sur les trajectoires de revenus des mères et des pères. 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 rapport est structurée de la façon suivante. La section 2 expose la littérature récente à ce sujet et la section 3 décrit le contexte institutionnel dans lequel s'inscrit cette analyse. La section 4 décrit la base de données et présente les données utilisées via des statistiques descriptives. La section 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 6 et enfin la section 7 conclut.

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., sous presse; 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*¹ (Harkness et Waldfogel, 2003; Misra et al., 2011, Budig et al., 2016) ou l'*International Social Survey Programme*² (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 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 travail-famille 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).

¹ 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.).

² 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.).

Récemment, une étude réalisée par Kleven et al. (sous presse) 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 socio-économiques. 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. (sous presse) 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 notre précédent rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018). 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.

2.1. 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, 2007). 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 Québec³ comme source de variation exogène et

³ Ce programme est décrit en détail dans la section suivante sur le contexte institutionnel.

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 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.

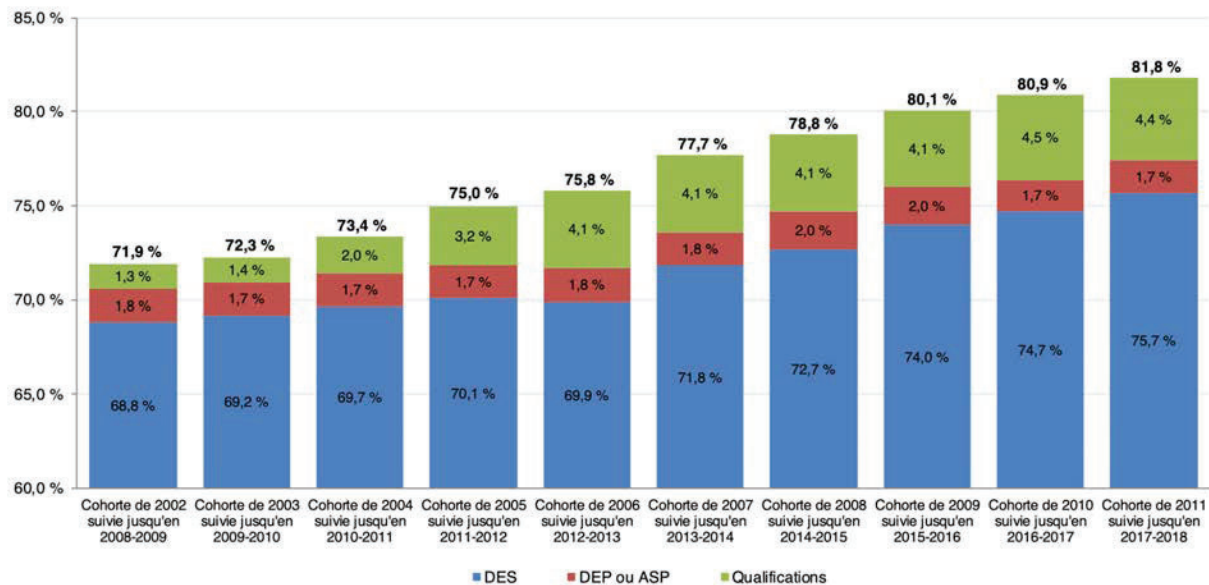
L'effet du programme québécois ne fait cependant pas consensus au niveau de son impact sur les enfants. Deux principales études ont documenté les effets de long terme du programme québécois des services de garde à contribution réduite pour les enfants de famille à deux parents. Pour des raisons méthodologiques, les enfants des familles monoparentales, souvent les plus vulnérables et les plus sujets à bénéficier d'un service de garde de qualité, ont été exclus de la majorité des analyses faites en économie sur ce programme. D'un côté, Haeck et al. (2018) montrent qu'à long terme, soit 10 ans après l'implantation du programme, les effets négatifs sur les enfants d'âge préscolaire documentés par d'autres études persistent. Par contre, sur une variété de mesure de comportements et de santé chez les jeunes d'âge scolaire, de 6 ans à 19 ans, les auteurs ne détectent qu'un seul effet persistant : un léger effet négatif sur le développement émotionnel et l'anxiété. D'un autre côté, Baker et al. (2019) argumentent que le programme a eu des effets négatifs sur le

développement cognitif à long terme des jeunes, incluant des retombées négatives sur la criminalité. Haeck et al. (2018) traitent les enfants selon leur degré d'exposition et le temps depuis l'implantation du programme, alors que Baker et al. (2019) tendent à regrouper les enfants ensemble. Haeck et al. (2018) ne commentent pas la criminalité, mais les auteures du présent rapport savent que l'hypothèse de tendance commune non testée dans l'étude n'était pas respectée. La criminalité chez les jeunes était plus élevée dans le reste du Canada et en baisse avant la réforme alors qu'elle était plus basse et stable au Québec. Ainsi, alors que la criminalité a diminué durant la période dans le reste du Canada, elle est demeurée stable au Québec. Des facteurs institutionnels ont pu avoir des effets ailleurs au Canada. Nous ne sommes pas des experts en criminalité, et les auteurs de l'étude non plus (Baker et al., 2019). L'effet négatif au Québec est dû à l'amélioration dans le reste du Canada et non à une détérioration au Québec. Saguil et Neill (2015) utilisent un modèle de triple différence, lequel neutralise l'effet des changements institutionnels intra-provinciaux, et ne détectent aucun effet sur la criminalité.

Si des effets dévastateurs du programme de services de garde subventionnés étaient réellement présents, on devrait pouvoir l'observer au niveau de la diplomation au secondaire. En pratique, ce n'est pas le cas. En effet, les statistiques récentes sur la diplomation au secondaire au Québec, présentées à la Figure 1, ne montrent pas de ralentissement de la tendance à la hausse depuis la cohorte entrante en 2002. En fait, on note même un saut à la hausse dans la diplomation entre la cohorte de 2004 et 2005, la cohorte de 2005 étant la première à avoir été touchée par la réforme à l'âge de cinq ans. La tendance s'accroît même par la suite, les dernières cohortes éligibles depuis l'âge de deux ans ont les meilleurs taux de diplomation en sept ans jamais observés au Québec. La réforme aurait-elle eu un impact positif finalement sur la diplomation ? Ça reste à démontrer, mais clairement il n'y a pas d'effets négatifs sur cette mesure.

L'incitation à la participation au travail des mères ne doit clairement pas se faire au dépend des enfants. Il est important de mettre en place des réseaux de qualité qui permettent d'accroître à la fois la participation au travail des mères et le développement des enfants. Sur ce dernier point, le Québec a encore du progrès à faire, d'autant plus que les enfants les plus vulnérables sont moins présents dans les services de plus grande qualité (Haeck et al., 2015).

Figure 1 : Taux de diplomation au secondaire au Québec par cohorte après sept ans



Source : Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (2019), Graphique 2

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'expansion 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'expansion 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 expansion de couverture de service 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, qui est toutefois plus important à court terme (2002-2004) qu'à long terme (2005-2009). Le taux d'emploi et le nombre d'heures travaillées augmentant significativement après la réforme.

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 (2004) 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 trois 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)*⁴ 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. 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 travail-famille tant pour les femmes que pour les hommes, mais dans la majorité

⁴ 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.

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 Hook, 2005). À cet égard, des études montrent qu'il existe effectivement une relation curvilinéaire entre la durée des congés et les impacts en matière d'emploi rencontrés 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. Des congés parentaux trop longs (ou des arrêts de travail) 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 aux 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 parentale 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.

2.3. 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, sous presse). Comme le montrent Petts et al. (2019), 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 (sous presse) 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 (sous presse) 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'équité 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 combinées 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 sera la première à fournir une analyse longitudinale en termes d'analyse d'effets de politiques.

3. Contexte institutionnel

Nous décrivons dans cette section les différentes réformes et programmes qui sont entrés en vigueur à partir de 1997 au niveau fédéral et au Québec, en matière de conciliation travail-famille 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.

3.1. Réformes 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.

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 maximale 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.

Tableau 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 (≤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.

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.

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, combinée avec 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.

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.

4.1. Étude longitudinale et internationale des adultes

À l'instar du précédent rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018), 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 1 était la composante du Programme pour l'évaluation internationale des compétences des adultes⁵ (PEICA), auquel certains membres de l'ELIA ont participé. Lors de la vague 2 les thèmes portant sur les changements familiaux, les soins aux enfants et la satisfaction à l'égard de divers aspects de la vie ont été introduits. 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.

⁵ Le PEICA est une initiative de l'OCDE visant à évaluer les aptitudes et les compétences des adultes en âge d'activité dans 26 pays de l'Union européenne, le Canada, les États-Unis et l'Australie (Source : OCDE, <https://www.oecd.org/fr/competences/piaac/>)

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. De ce fait, nous disposons d'informations annuelles détaillées provenant de différentes sources de revenus telles que les revenus personnels et familiaux avant et après impôt, les transferts gouvernementaux et les gains en capital, ainsi que le statut matrimonial et la province de résidence.

Nous disposons également des données sur les revenus d'emploi et les employeurs 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 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 des 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.

4.3. Statistiques descriptives

Le Tableau 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 5.2, et ce pour les périodes *pré* et *post* 2001. Les chiffres entre crochets donnent la répartition de la population 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 représentatives de la population canadienne pour les périodes observées, du moins en termes de lieu de naissance du premier enfant.

Tableau 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 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 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

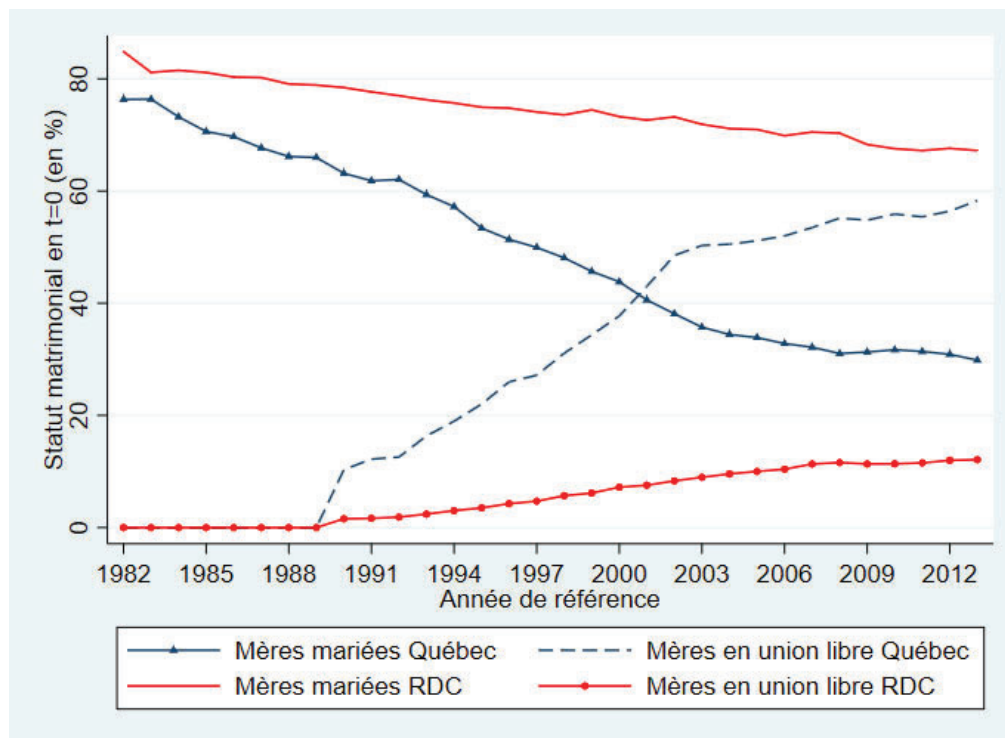
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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 mariées 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 (Boudarbat et Grenier, 2014).

Figure 2 : Évolution des statuts matrimoniaux au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)



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.

La Figure 2 représente l'évolution des statuts matrimoniaux 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 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. Notons que les différences liées au statut matrimonial ou au pays d'origine, par exemple, seront neutralisées dans les modèles économétriques, particulièrement ceux à effets fixes.

Le Tableau 4 décrit les échantillons sur la base des caractéristiques liées au marché du travail. 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). La différence entre l'expérience potentielle⁶ 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

⁶ L'expérience potentielle est définie comme suit : âge en 2013 – nombre d'années d'éducation – 6.

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 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.

Tableau 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 2015				
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)

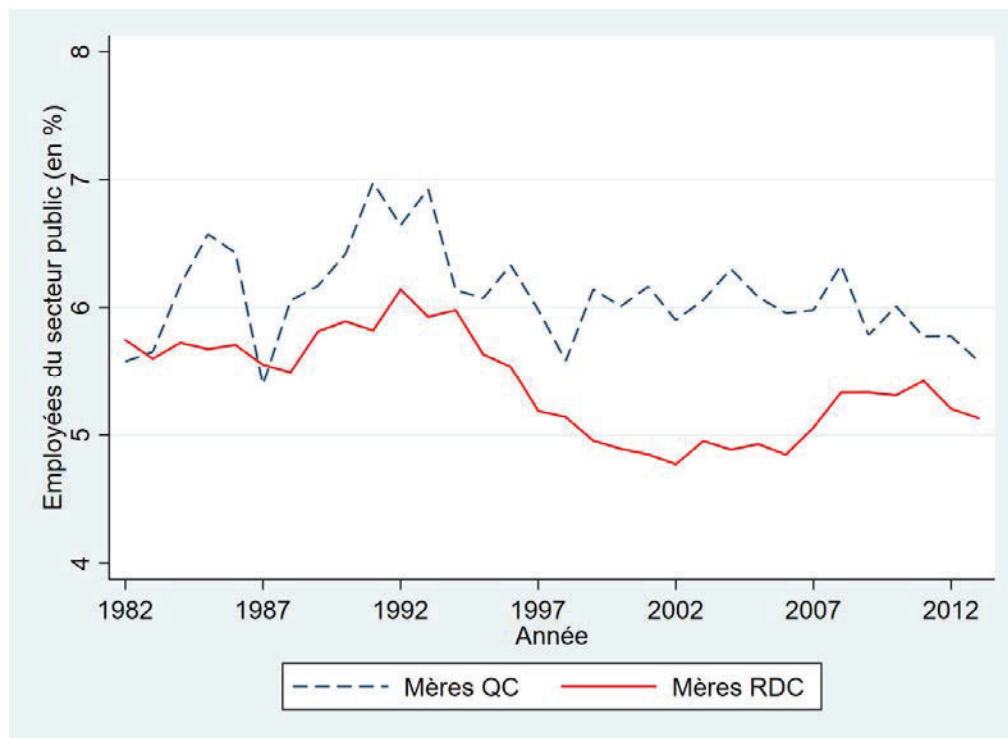
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : l'échantillon considéré comprend le panel non balancé. Les codes SCIAN issus des fichiers T4 ne sont pas disponibles avant 2000. 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.

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 pourcent des mères travaillaient dans les administrations

publiques⁷ au Québec au moment d'avoir leur premier enfant contre 3 % dans le reste du Canada.

Figure 3 : Évolution du nombre d'employées dans le secteur public au Québec et dans le reste du Canada (1982-2013)



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.

La Figure 3 montre l'évolution du pourcentage des femmes occupant un emploi dans le secteur des administrations publiques. 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

⁷ Le secteur des administrations publiques comprend les administrations fédérales, provinciales et territoriales, locales, municipales et régionales, autochtones et internationales et autres administrations publiques extraterritoriales.

qu'une proportion beaucoup plus importante de femmes travaillant 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.

Le Tableau 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 $\tau \geq 0$.

Tableau 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.

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 %.

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.

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.

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 travail, 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 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 enfants⁸. Ces restrictions mènent en bout de ligne à un échantillon final de parents et d'individus sans enfant âgés de 18 à 50 ans⁹.

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 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 balancé, 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

⁸ Nous avons également utilisé la méthodologie de Kleven et al. (sous presse) 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.

⁹ 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.

plus, la contrainte concernant le moment de la naissance est aussi relaxée. Ainsi toutes les naissances entre 1982 et 2013 sont conservées.

Dans une analyse de robustesse, nous construisons également un échantillon de parents parfaitement balancé, 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 balancé ».

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., sous presse; 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. (sous presse), 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 l'effet moyen de l'arrivée d'un enfant sur les revenus des parents, 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'accouchement¹⁰, 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

¹⁰ Historiquement, le congé de maternité peut débuter plus tôt avant la date d'accouchement prévue au 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.).

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. (sous presse), 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 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-Labrador¹¹, 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. (sous presse). 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 : $P_\tau = \frac{\hat{\beta}_\tau}{E[\hat{Y}_{ipt}|\tau]}$.

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 :

¹¹ 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.

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \mu_{ipt} \quad (2)$$

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 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.

Afin d'ajouter une dimension non considérée dans l'étude de Kleven et al. (sous presse), nous modifions l'équation (1) pour inclure des effets fixes individuels. Nous estimons donc un second modèle de régression linéaire multiple pour les parents, soit :

$$Y_{ipt}^g = \sum_{\tau=-5}^{10} \beta_{\tau} \cdot I[\tau = t - YOB_i] + \sum_{\alpha} \beta_{\alpha} \cdot I[\alpha = Age_{it}] + \delta_p + \gamma_t + \alpha_i + \mu_{ipt} \quad (3)$$

L'ajout des effets fixes individuels dans le modèle (3), représentés par le terme α_i , permet de contrôler pour les facteurs inobservés invariants dans le temps qui pourraient être corrélés avec la décision d'avoir des enfants telles que les capacités individuelles ou les préférences professionnelles. Le recours aux modèles à effets fixes individuels est largement utilisé dans la littérature économique pour prendre en compte l'hétérogénéité des individus dans l'analyse de l'effet de la maternité sur les salaires (Waldfogel, 1997; Davies et Pierre, 2005; Anderson et al., 2002). Cependant, la majorité de ces études s'entendent sur le fait que prendre en compte ces facteurs inobservés diminue, mais sans éliminer complètement les écarts observés entre les revenus des mères et ceux des femmes sans enfant et trouvent généralement une baisse significative des revenus à la suite d'une naissance.

5.3. Modèles pour l'analyse de politiques familiales

Nous présentons dans cette sous-section les différentes méthodologies utilisées pour analyser l'effet des politiques familiales favorables aux parents, implémentées au Canada et au Québec depuis 1997 et décrites dans la section 3.

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 les congés de maternité et de paternité, de six mois à un an dans l'ensemble du Canada. 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 utilisant 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)¹² :

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

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. $Post_i$ 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. Notons que nous n'incluons pas les effets fixes individuels dans cette régression puisque $Post_{2001}$ ne varie pas pour un individu donné.

¹² 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)) :

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

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 postérieures à 2001 (incluant 2001) et $\mathbf{Post}_i = 0$ représente les années 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'enquête¹³ 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 de congés parentaux. 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 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.

¹³ 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.

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.

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 de 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. Comme mentionné dans la section 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) 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 travail¹⁴.

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 A2 en annexe).

¹⁴ 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 A1 en annexe). Nous en concluons qu'inclure les parents monoparentaux n'influence pas nos résultats.

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 ordinaires¹⁵ :

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

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. Nous n'ajoutons pas d'effets fixes individuels dans cette régression. 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. Notons que les équations (4) et (6) ne sont pas estimées avec des effets fixes afin d'obtenir des résultats comparables à ceux existant dans la littérature.

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

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

¹⁵ 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) :

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

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), $Quebec_i = 1$ représente le groupe traitement à savoir les parents dont le premier 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 parentale¹⁶. 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 pourcentage 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 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.

¹⁶ 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.

Nous nous attendons également à ce que ces réformes combinées aient eu un impact positif sur les revenus des mères, contribuant ainsi à réduire l'écart salarial lié à la maternité.

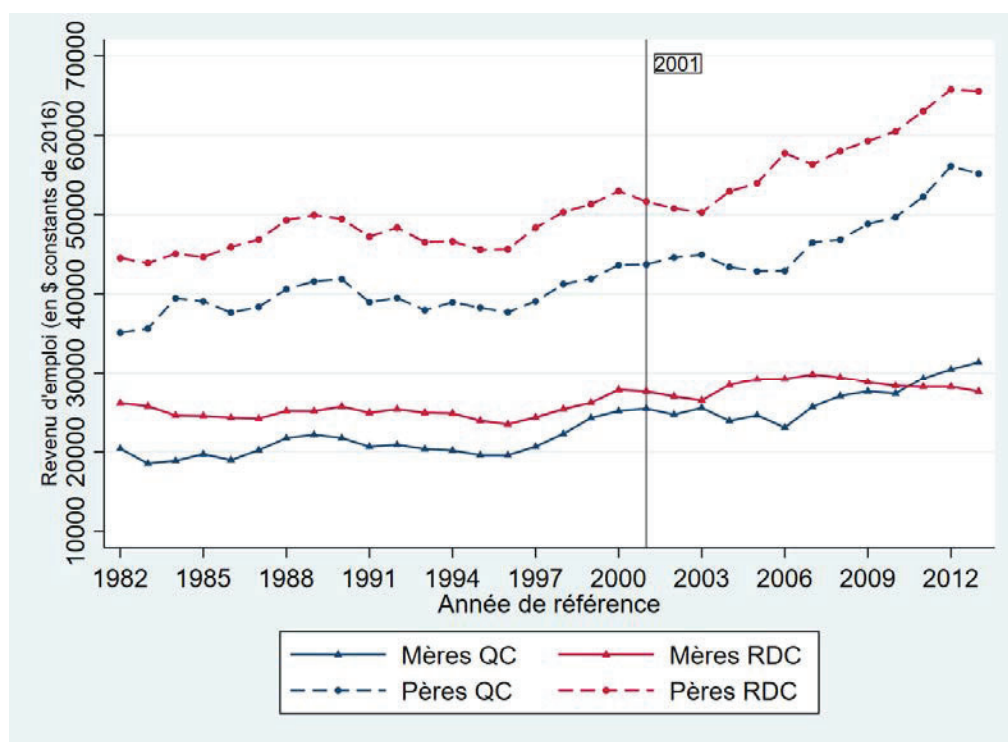
La méthode de DD fournit une estimation plus fiable que la méthode de simple différence (D) qui compare seulement les changements dans le temps. La méthode de DD permet de neutraliser les différences initiales entre les groupes traitement et contrôle, en plus de neutraliser l'impact d'autres changements 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 de double-différences 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 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 1988, 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 1998, 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.

Figure 4 : Évolution des revenus des mères et des pères (1982-2013)



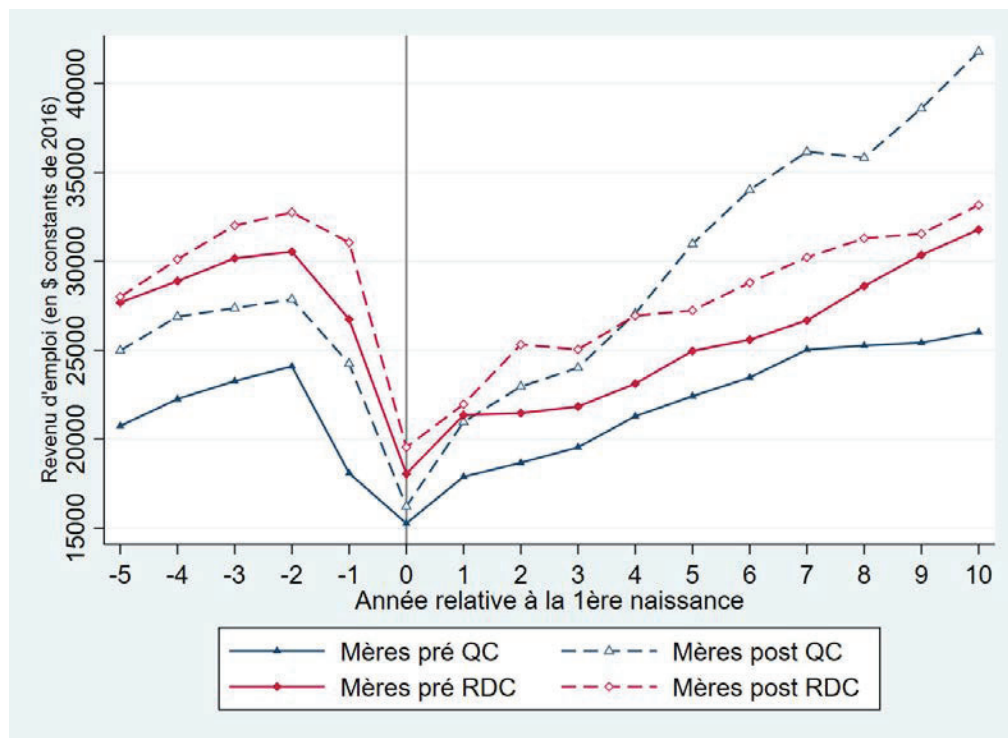
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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

La Figure 5 présente les revenus d'emploi annuels des femmes 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. Tout d'abord, on constate que les tendances prénaisance 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 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 neuf à 10 ans dans le reste du Canada).

Figure 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



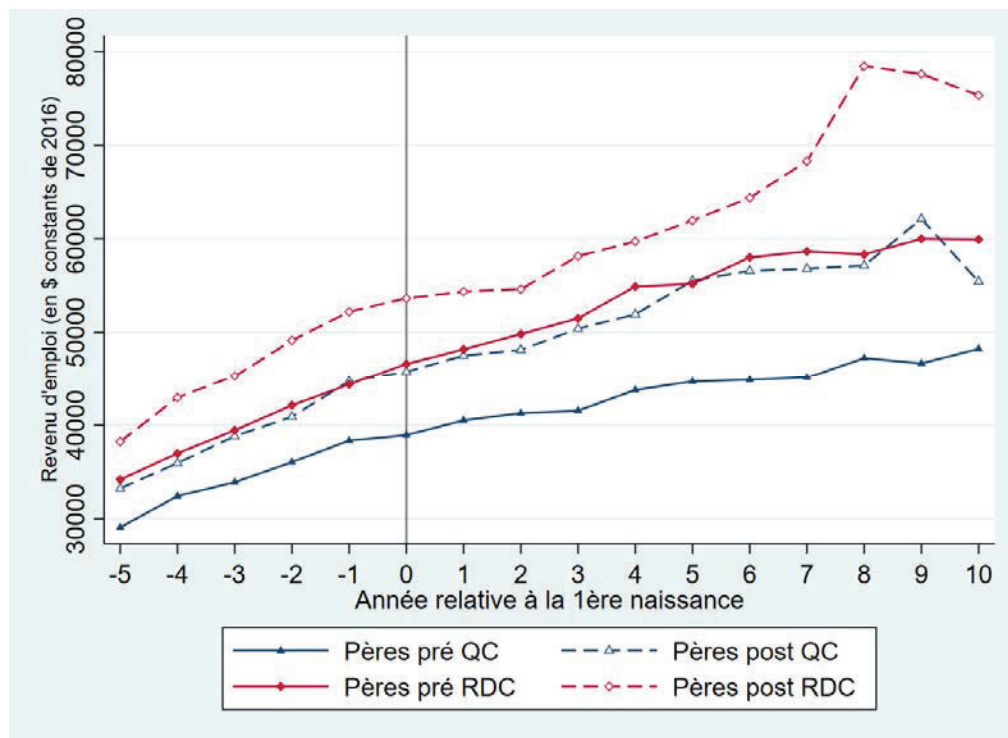
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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

La Figure 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.

Figure 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



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.

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, datent 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. (sous presse) 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.

6. Résultats

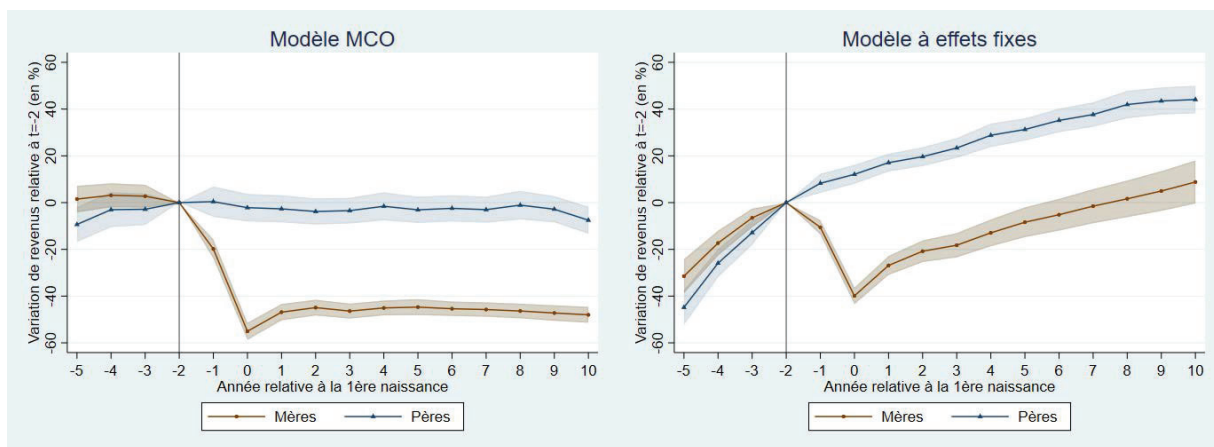
Dans cette section, nous présentons dans un premier temps les estimations portant sur les trajectoires de revenu d'emploi des femmes et des hommes relativement à la naissance de leur premier enfant. Dans un deuxième temps, nous présentons les estimations obtenues pour différents sous-groupes. Nous présentons 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.

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'échantillon¹⁷. Les résultats de l'estimation du modèle (1), soit le modèle MCO, (et transformés en pourcentage) sont présentés sous forme graphique au panel A (à gauche) de la Figure 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. Les résultats mesurent l'effet total moyen sur l'ensemble de la population. 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.

¹⁷ Les résultats portant sur le panel balancé sont présentés dans la sous-section sur les analyses de robustesse.

Figure 7 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères et 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. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %¹⁸. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité¹⁹.

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 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

¹⁸ 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 300 individus (Tableau A1 en annexe). Cet ajustement n'a pour seul but que de mieux illustrer les résultats obtenus.

¹⁹ 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. (sous presse).

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, l'effet mesuré ici prend en compte l'effet de court terme du premier enfant, mais aussi l'effet de long terme de tous les enfants.

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. (sous presse) 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.

Le panel B (à droite) de la Figure 7 présente les résultats du modèle (3), soit le modèle avec effets fixes individuels. Les coefficients obtenus avec ce modèle permettent de capter les variations intra-individuelles. Les résultats représentent donc l'effet moyen spécifique à l'individu. Cette méthode permet de limiter le biais de variables omises en neutralisant l'effet des caractéristiques observables et inobservables, invariantes dans le temps, corrélées à la fois à la décision d'avoir des enfants et aux revenus. Le graphique révèle là encore que les trajectoires de revenus des hommes et des femmes avant la naissance du premier enfant sont similaires. Les différences en termes de revenus généralement observées entre les hommes et les femmes sont neutralisées. Après la naissance du premier enfant, il survient un changement important dans les trajectoires des hommes et des femmes. Les revenus des femmes diminuent de 40 %, ce qui correspond aux pertes de revenus causés par le retrait du marché du travail au moment de l'accouchement, alors que les revenus des pères continuent de croître. Dès l'année suivante, les revenus des femmes continuent d'augmenter parallèlement aux revenus des pères, mais à un niveau plus bas. On observe que les mères retrouvent les revenus qu'elles gagnaient deux ans avant la naissance de leur premier enfant,

après sept à huit ans. Mais à long terme, soit 10 ans après, elles ne retrouvent pas le niveau de revenu atteint par les pères, à l'instar des années prénatalité.

Enfin, l'écart entre les mères et les pères demeure similaire, quel que soit le modèle utilisé. L'apport principal de ce modèle est de montrer qu'en moyenne les mères retrouvent un revenu comparable à celui qu'elles gagnaient avant la naissance lorsqu'elles sont comparées à elles-mêmes. La comparaison des deux figures nous permet de conclure que les mères gagnent moins en moyenne que les femmes sans enfant après 10 ans, mais que les mères retrouvent leur niveau de revenus dans une période de 10 ans en moyenne. En pratique, lorsqu'on inclut les effets fixes, on compare le revenu des mères avec celui qu'elles gagnaient à $\tau = -2$, abstraction faite de la tendance suivie par les femmes sans enfant. Lorsque les effets fixes ne sont pas inclus, on compare plutôt le revenu à un point dans le temps avec le revenu auquel on se serait attendu en incluant la tendance à un point donné dans le temps. Donc le panel de gauche de la Figure 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. Par contre, on peut dire que les mères retrouvent environ six ans plus tard un revenu comparable à celui qu'elles avaient avant la naissance.

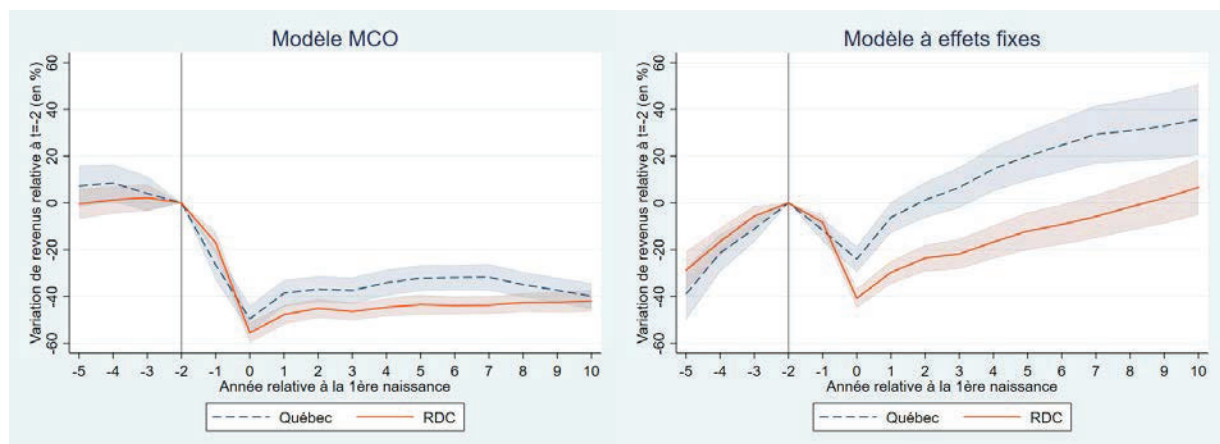
6.2. Trajectoires de revenus des femmes : analyses par sous-groupes

Comme nous l'avons souligné dans notre précédent rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018), il existe des différences importantes entre les provinces canadiennes en termes d'écart salarial lié à la maternité. La Figure 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.

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 événement. Cette tendance est toutefois plus probante si on regarde les résultats du modèle à effets fixes (panel B de la Figure 8). 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 prénaisance. 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 MCO (panel A de la Figure 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 comparé aux femmes du 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.

Figure 8 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères au Québec et dans le reste du Canada



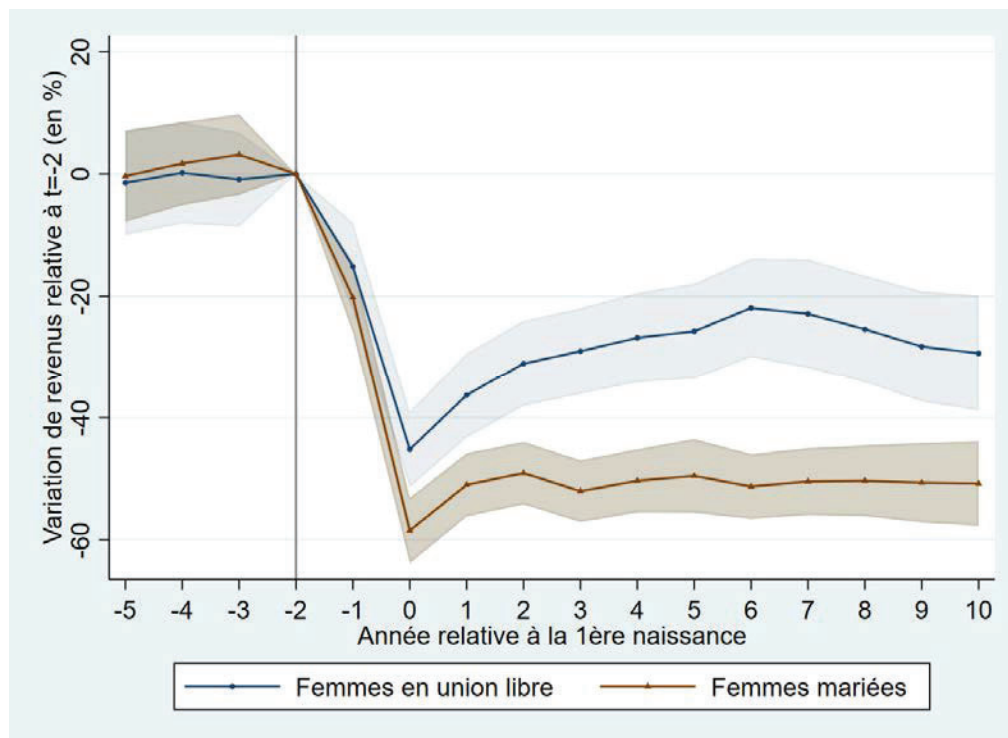
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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 %.

Une des caractéristiques particulières 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 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), soit le modèle MCO. Les résultats proviennent de deux régressions séparées.

Figure 9 : Trajectoires de revenus d'emploi des femmes mariées et 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 90 %.

On observe à la Figure 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 travail²⁰.

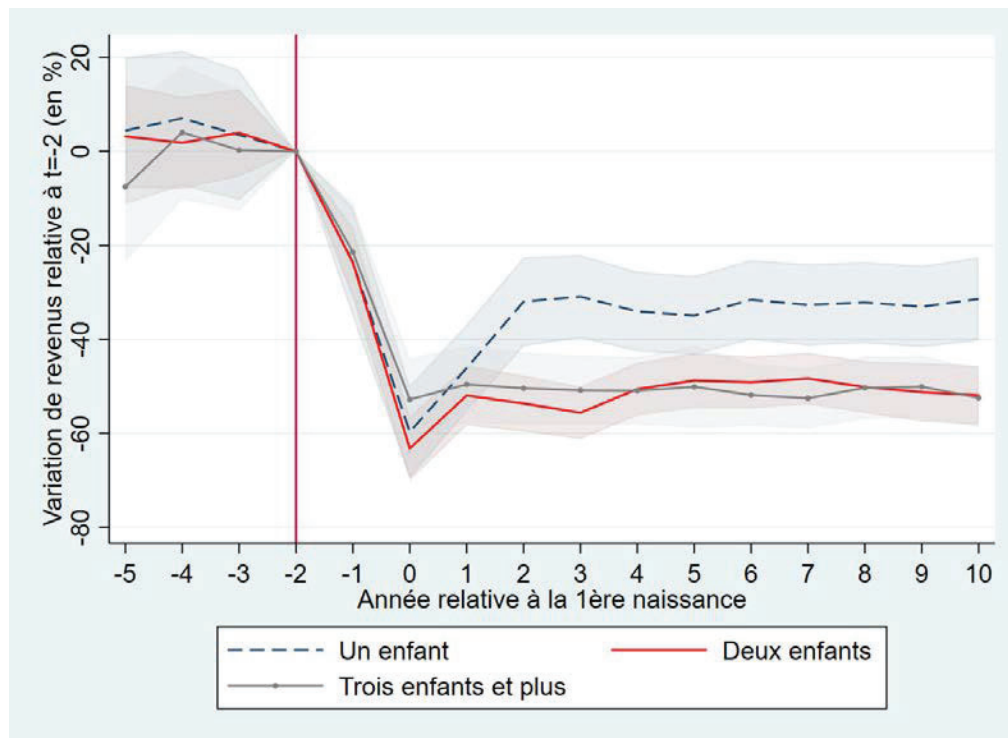
Il n'en demeure pas moins que l'effet direct de court terme est moins prononcé parmi les mères en union libre comparativement aux mères mariées. Nous en concluons que le statut matrimonial est un facteur déterminant des salaires, puisque les mères mariées et en union libre ont des comportements sur le 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 les revenus 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 l'effet combiné de la maternité et du statut matrimonial est en faveur de celles étant en union libre. La division du travail parmi les couples en union libre est donc plus égalitaire.

Une autre dimension pouvant influencer les trajectoires des individus est le nombre d'enfants. Comme mentionné plus tôt, l'effet de long terme mesure en réalité l'effet total incluant l'effet des autres enfants arrivant 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 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 l'effet des enfants en ne considérant que les femmes qui ont eu un seul enfant, on voit que les tendances sont

²⁰ 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.

cependant les mêmes. Les trajectoires de revenus des mères au Québec se distinguent de celles du reste du Canada, comme le montre la Figure 11.

Figure 10 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères selon le nombre d'enfants



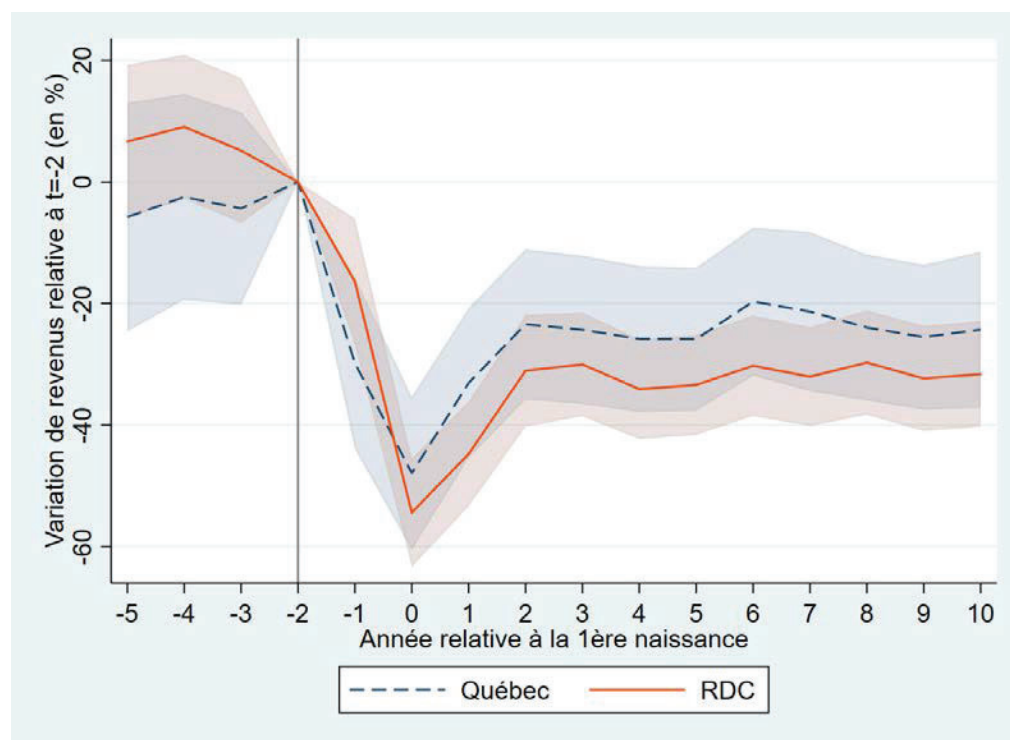
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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 %.

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 rapport (Connolly, Haeck et Fontaine, 2018). Avant, nous étions en mesure de capter uniquement les changements à la marge intensive, c'est-à-dire l'effet de l'arrivée des enfants sur les variations d'offre de travail des femmes qui étaient active sur le marché du travail, alors que maintenant on inclut aussi les changements à la marge extensive, c'est-à-dire l'effet de l'arrivée des enfants sur les entrées et les sorties du marché du travail. Dans ce rapport nous

allons plus loin en examinant l'impact des politiques familiales québécoises sur l'écart salarial lié à la maternité.

Figure 11 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères ayant eu un seul enfant



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 %.

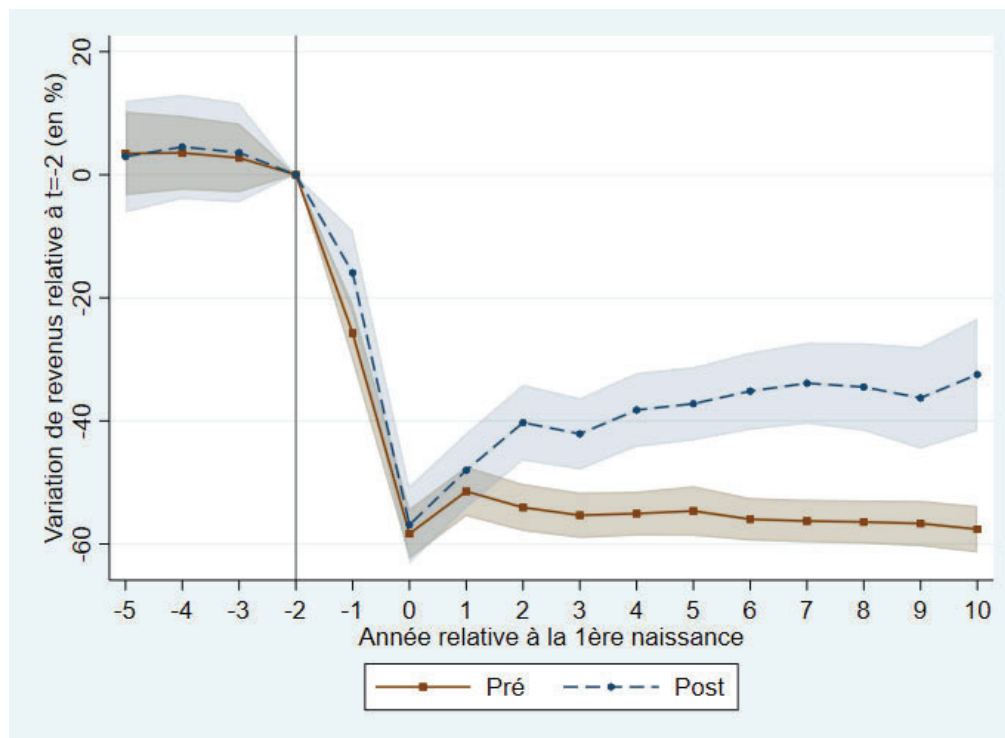
6.3. Analyse de politiques

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.

6.3.1. La réforme fédérale du congé parental

La Figure 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.

Figure 12 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi 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 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 %.

On observe à la Figure 12 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 mentionné 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, l'effet 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 A3). Les revenus d'emploi des pères ne semblent pas avoir été affectés par la réforme fédérale du congé parental en 2001.

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.

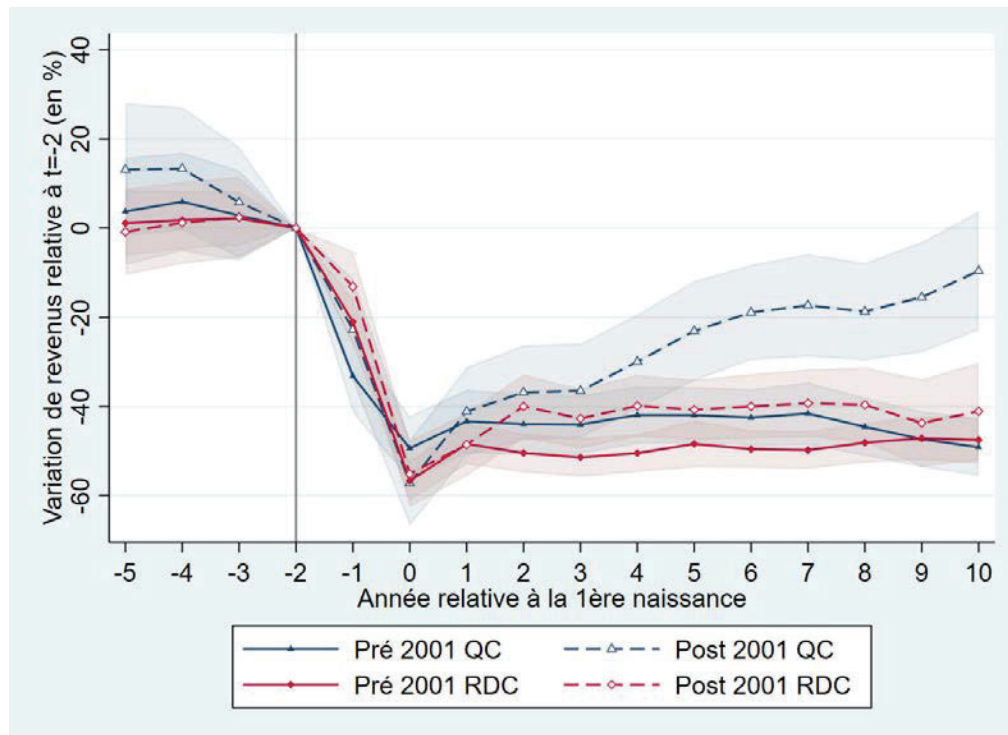
La Figure 13 présente graphiquement les coefficients estimés de la régression de DD²¹ et transformés de façon à être exprimés en comparaison aux femmes sans enfant. On constate que les trajectoires de revenus des mères dans le reste du Canada, indépendamment de l'année de naissance du premier enfant, ont évolué de manière parallèle. Les mères du

²¹ Les coefficients présentés sont ceux estimés pour chacune des régions pré- et post-réforme, soit l'équivalent du modèle (6).

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 Figure 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 postnaissance, tel que documenté par Lefebvre et Merrigan (2008) et Baker et al. (2008).

Figure 13 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères



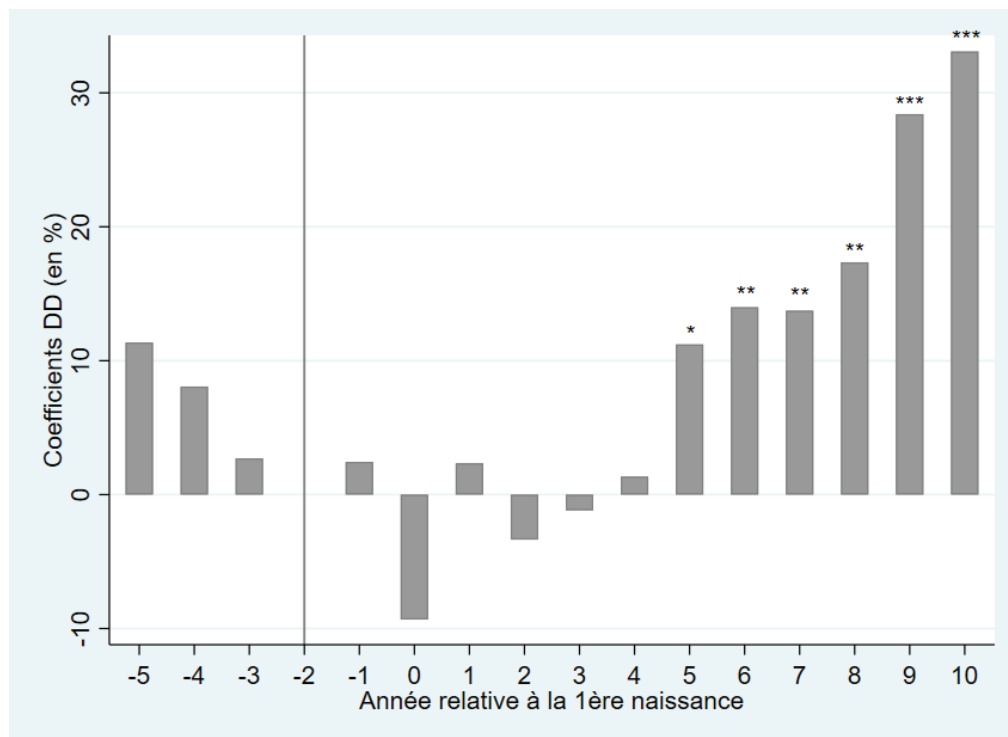
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012;2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

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 %.

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 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 prénaissance, 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.

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.

Figure 14 : Coefficients de différence-en-différences, revenus d'emploi



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.

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

La Figure 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 A4 et les coefficients de DD présentés à la Figure A5 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 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 du revenu des mères sur le marché du travail.

Les résultats obtenus pour les pères sont présentés à la Figure A6 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.

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.

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 A7

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 7. L'écart de revenu moyen (modèles MCO) après 10 ans est de près 37 % pour les femmes et 0 % pour les hommes, alors que l'écart pour la moyenne des femmes (modèles à effets fixes) n'est plus statistiquement différent après sept ans, relativement à six ans avec le panel non balancé.

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 A8 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.

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 via 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 travail-famille au Québec, à savoir les services de garde à contribution réduite.

La Figure A9 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.

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 A10 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.

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 l'effet de l'arrivée des enfants sur les trajectoires de revenus de long terme des mères et des pères séparément. En utilisant la même stratégie d'estimation que Kleven et al. (sous presse), 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 %. Dans une autre spécification pour laquelle nous incluons des effets fixes individuels, nous trouvons que l'effet spécifique aux individus est de l'ordre de 40 % durant l'année de la naissance et que les mères retrouvent les revenus qu'elles gagnaient deux ans avant la naissance du premier enfant après sept à huit ans.

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. 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 mises en place dans le but de favoriser le travail des mères et de promouvoir un meilleur partage des responsabilités parentales entre les partenaires à partir de 2001, à savoir l'extension 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.

Comme le souligne Goldin (2014) dans une récente étude, la solution pourrait ne pas nécessairement venir d'une intervention de l'État, mais elle impliquerait des changements sur le marché du travail, et en particulier il faudrait revoir la façon dont les emplois sont structurés et valorisés sur le marché du travail. Aujourd'hui, tant les hommes que les femmes

veulent passer du temps de qualité avec leurs enfants, il faudrait donc penser un modèle de rémunération qui permette une certaine flexibilité temporaire.

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, 2008). Dans ce contexte, il serait intéressant d'analyser, dans une étude future, l'effet de ces changements de statut sur les trajectoires de revenus postnaissance. 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 prédissolution 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.

Bibliographie

- 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.
- 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.
- 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>
- 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.
- Blau, D., & Currie, J. (2004). Pre-School, Daycare, and After School Care : Who's Minding the Kids? NBER Working Paper (No. 10670), National Bureau of Economic Research, Inc.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.

- Blau, F., & Kahn, L. (2003). Understanding International Differences in the Gender Pay Gap. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 106-144.
- Boudarbat, B., & Grenier, G. (2014). 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., & Englang, P. (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204-225.
- Budig, M. J., & Hodges, M. (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. (2016). Work-Family Policy Trade-Offs for Mothers? Unpacking the Cross-National Variation in Motherhood Earnings Penalties. *Work and Occupations*, 43(2), 119-177.
- Cloutier-Villeneuve, L. (2018). Écarts 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, 2013-2016 ». 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 2018RP-07, CIRANO, Montréal.
- Cools, S., Fiva, J. H., & Kirkebøen, L. J. (2015). Causal Effects of Paternity Leave on Children and Parents. *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), 801-828.
- 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.

- Domínguez-Folgueras, M. (2013). Is Cohabitation More Egalitarian? The Division of Household Labor in Five European Countries. *Journal of Family Issues*, 34(12), 1623-1646.
- Druehl, 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.
- 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-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>
- Fortin, N. M. (2019). Increasing Earnings Inequality and the Gender Pay Gap in Canada: Prospects for Convergence. *Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Économique*, 52(2).
- 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*.

- 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(1), 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.
- Goldin, C. (2014). A Grand Gender Convergence: Its 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. (2015). The Motherhood Pay Gap. A Review of the Issues, Theory and International Evidence. Working Paper No. 1/2015, Gender, Equality and Diversity Branch, Organisation internationale du Travail, Genève.
- 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.
- 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.
- Havnes, T., & Mogstad, M. (2015). Is Universal Child Care Leveling the Playing Field?. *Journal of Public Economics*, 127, 100-114.
- 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.
- Institut de la statistique du Québec (2018). La mortalité et l'espérance de vie au Québec en 2017. Coup d'œil sociodémographique, Numéro 66, Mai 2018. Récupéré sur <http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/population-demographie/bulletins/coupdœil-no66.pdf>
- International Social Survey Programme. (s.d.). Récupéré sur <http://w.issp.org/menu-top/home/>
- Jacobsen, J. P., Pearce, J. W. III, & Rosenbloom, J. L. (1999). The Effects of Childbearing on Married Women's Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment, *Journal of Human Resources*, 34(3), 449-474.
- 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.
- Joshi, H., Paci, P., & Waldfogel, J. (1999). The Wages of Motherhood: Better or Worse? *Cambridge Journal of Economics*, 23(5), 543-564.
- Kellewald, 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. (2019). Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations. *AEA Papers and Proceedings*, 109, 122-126.
- Kleven, H., Landais, C., & Sjøgaard, J. E. (sous presse). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal : Applied Economics*.
- 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. *The Journal of Human Resources*, 27(2), 233-255.
- Kotsadam, A., & Finseraa, 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 24740, National Bureau of Economic Research, Inc.
- 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.
- 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(50), 1489-1522.
- Lefebvre, P., & 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.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). Parenthood and the Earnings of Married Men and Women. *Labour Economics*, 7(6), 689-710.
- 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.
- 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*, 99(2), 128-132.
- Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family Investment in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82(2), S76-S108.
- Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (2019). Diplomation et qualification par commission scolaire au secondaire. Rapport, Édition 2019.
- Ministère de la Famille. (s.d.). Récupéré sur http://www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/vitrine/occupation-vitalite-territoire/documents/services_proximite_02.pdf
http://www.bdso.gouv.qc.ca/docs-ken/vitrine/occupation-vitalite-territoire/documents/services_proximite_02.pdf
- 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.
- Nepomnyaschy, L., & Waldfogel, J. (2007). Paternity Leave and Fathers' Involvement with their Young Children: Evidence from the American ECLS-B. *Community, Work & Family*, 10(4), 427-453.

- 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.
- 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, 1144-1162.
- Petts, R. J., Knoester, C., & Waldfogel, J. (2019). Fathers' Paternity Leave-Taking and Children's Perceptions of Father-Child Relationships in the United States. *Sex Roles*, 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. *the Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, 34(2), 411-429.
- Rege, M., & Solli, I. (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.
- 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.
- 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. (2007). 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. (2008). 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. (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. 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>
- Tamm, M. (sous presse). Fathers' Parental Leave-Taking, Childcare Involvement and Mothers' Labor Market Participation. *Labour Economics*.
- Tekin, E. (2014). Childcare Subsidy Policy: What it Can and Cannot Accomplish. *IZA World of Labor*, 43.
- 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.
- Waldfoegel, J. (1995). The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in a Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584-610.
- Waldfoegel, J. (1997). The Effect of Children on Women's Wages. *American Sociological Review*, 62(2), 209-217.
- Waldfoegel, J. (1998). Understanding the "Family Gap" in Pay for Women with Children. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137-156.
- Wikström, M., Kotyrló, E., & Hanes, N. (2015). Childcare Reform: Effects on Earnings and Employment among Native Swedish and Immigrant Mothers. *Research in Labor Economics*, 42, 93-129.
- White, R. M. (2019). There and Back Again – The Performance Evaluation Effects of Going to and Returning from Part-Time Status.

- 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_Ol5P.
- Zhang, X. (2010). Can Motherhood Earnings Losses Be Ever Regained? Evidence From Canada. *Journal of Family Issues*, 31(12), 1671-1688.

ANNEXE

A1. 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 naissance²². 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).

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

²² 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 %.

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 industriels²³.

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 se basant sur le plus haut niveau de scolarité complété, nous construisons un indicateur de niveau de scolarité à quatre 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

²³ Pour plus de détails sur les classifications, voir : <https://www.statcan.gc.ca/fra/concepts/industrie>.

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. 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.

A2. Tableaux

Tableau A1 : 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

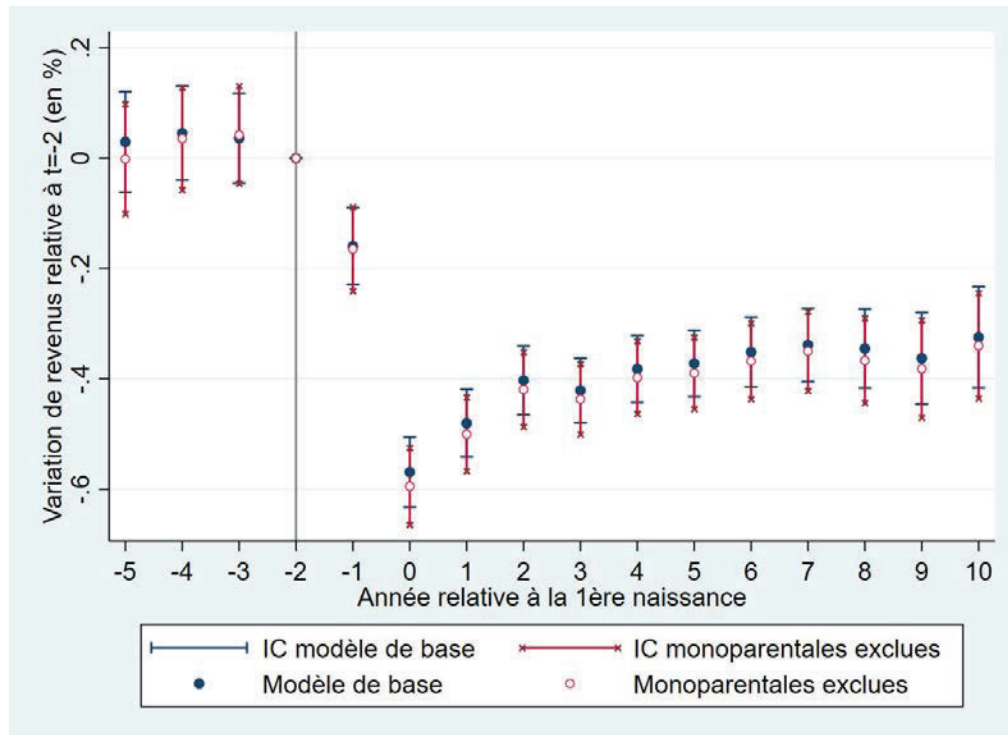
Tableau A2 : Nombre d'individus par année relative à la première naissance

	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)

A3. Figures

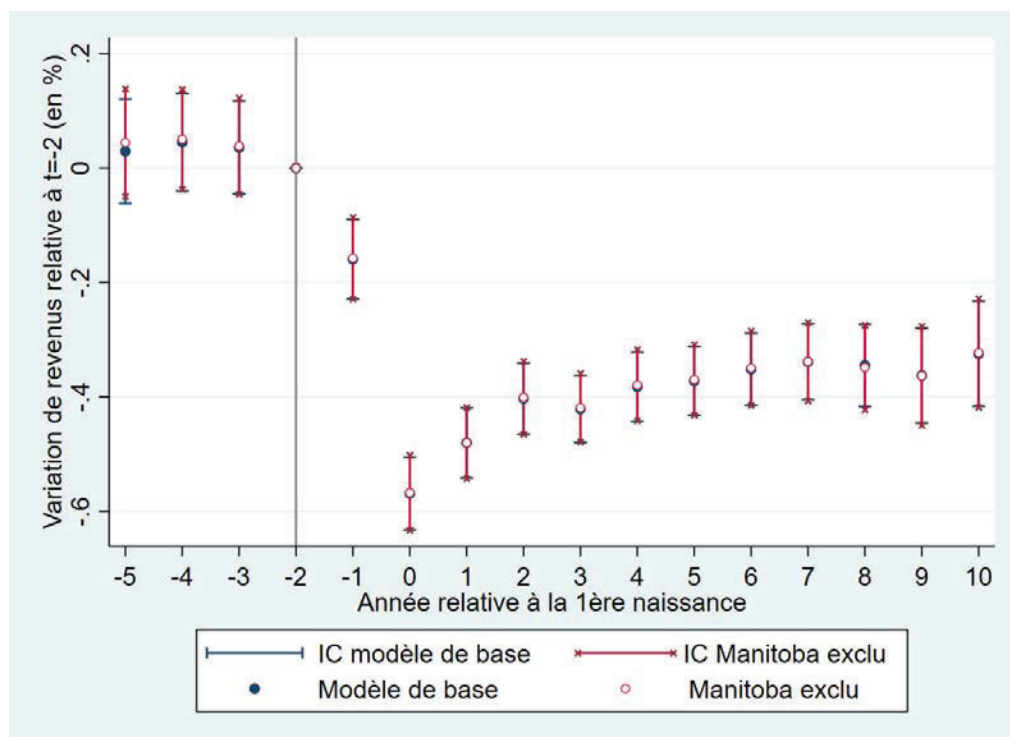
Figure A1 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, mères monoparentales exclues



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 %.

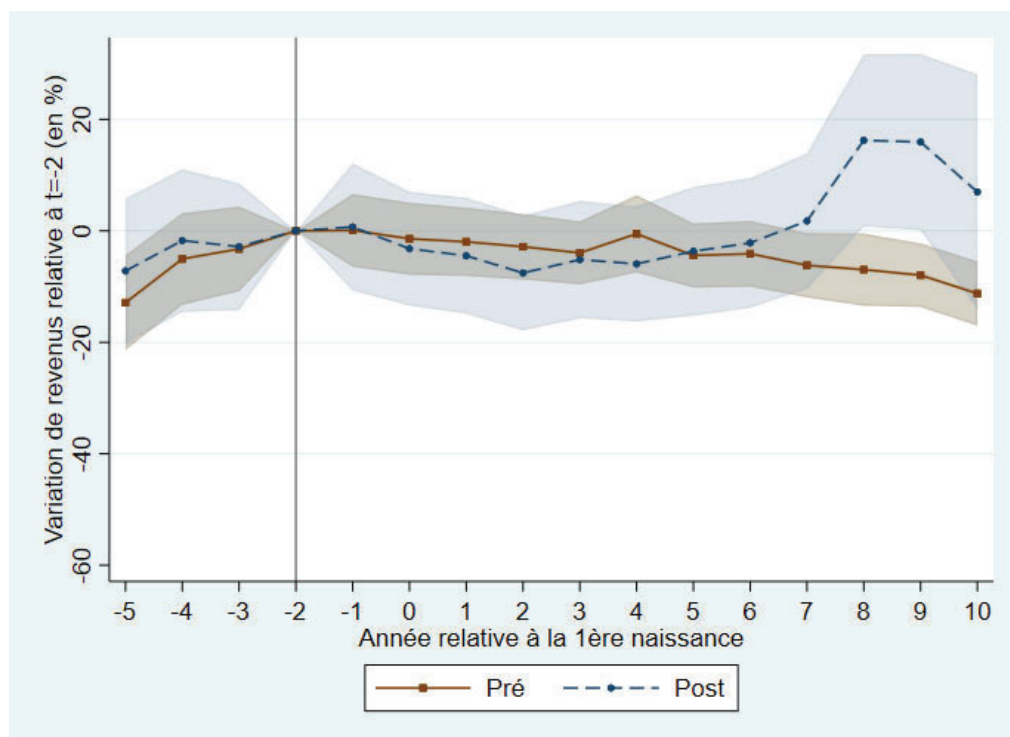
Figure A2 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères, province du Manitoba exclue



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 %.

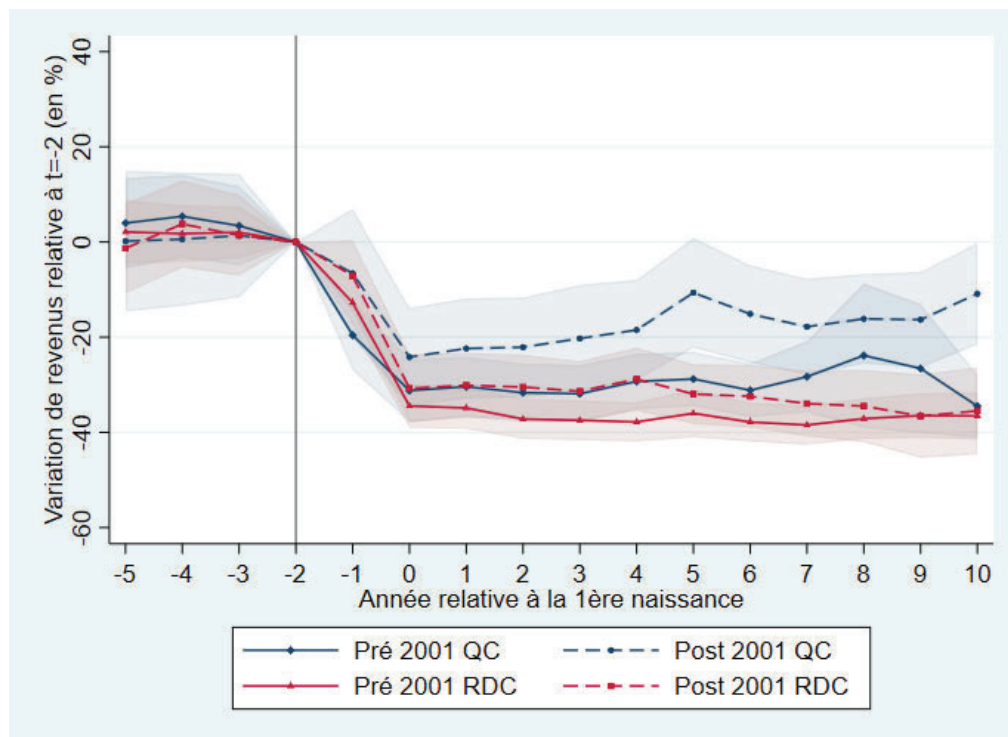
Figure A3 : Effet de la réforme fédérale du congé parental de 2001 sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères



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 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 %.

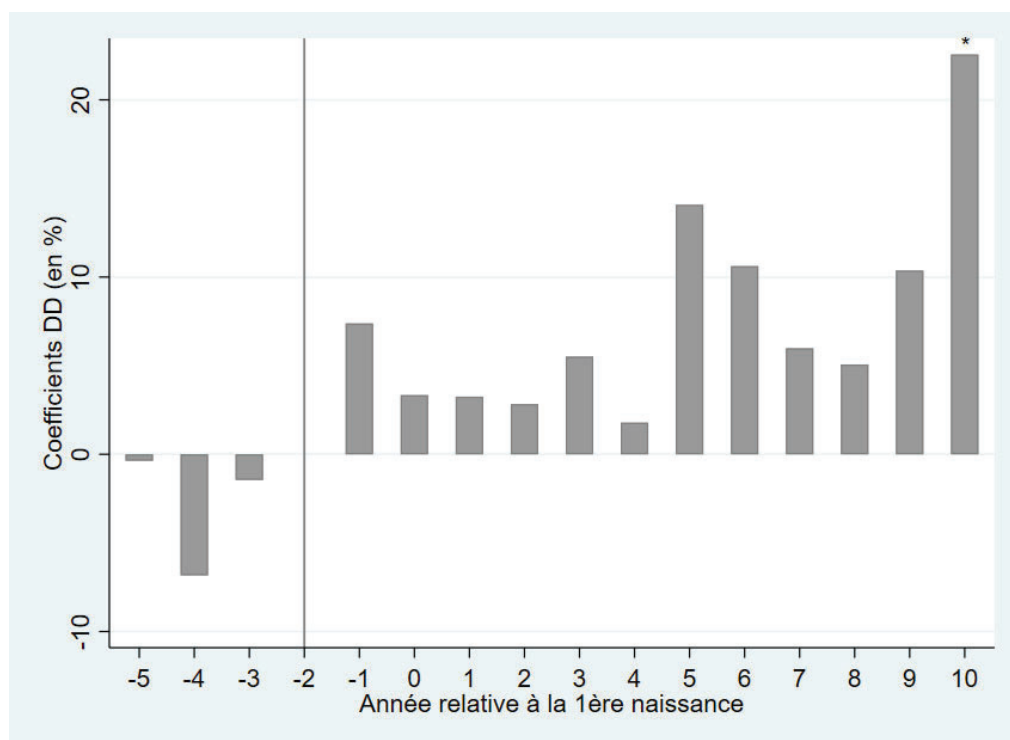
Figure A4 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus totaux des mères



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

Note : 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 A5 : Coefficients de différence-en-différences, revenus totaux des mères

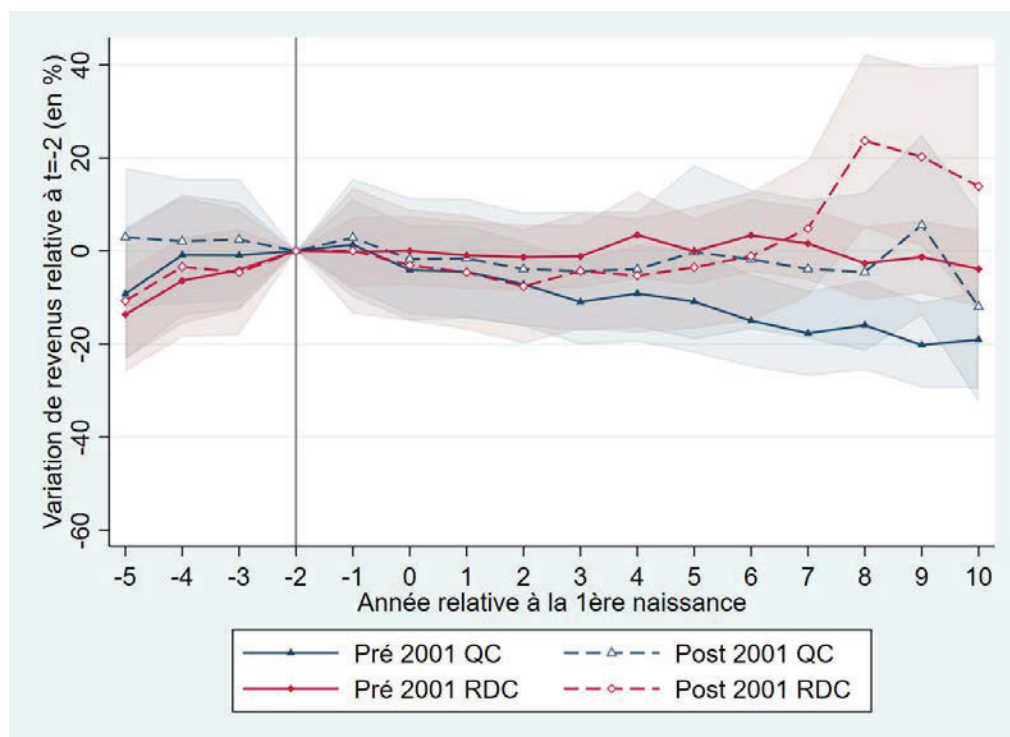


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012; 2014) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : 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.

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

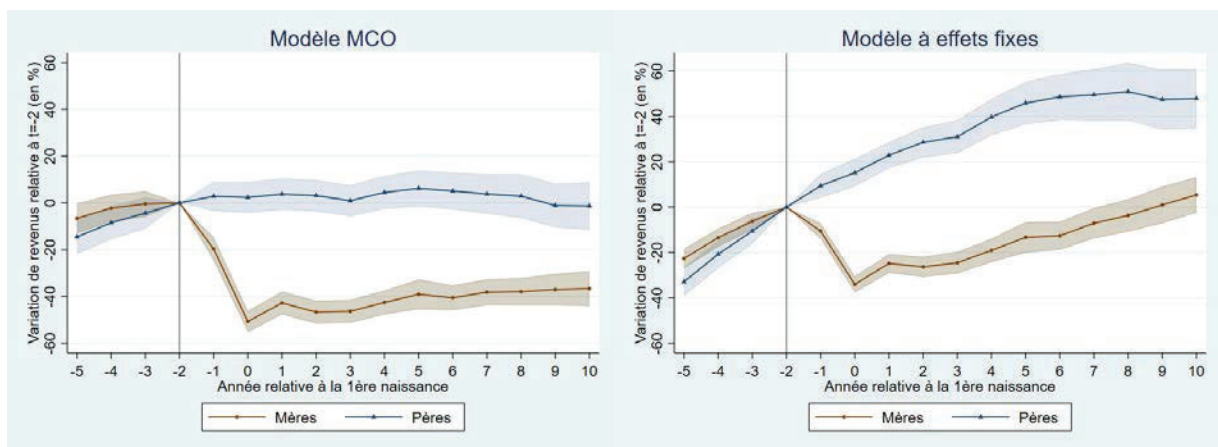
Figure A6 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des pères



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 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 %.

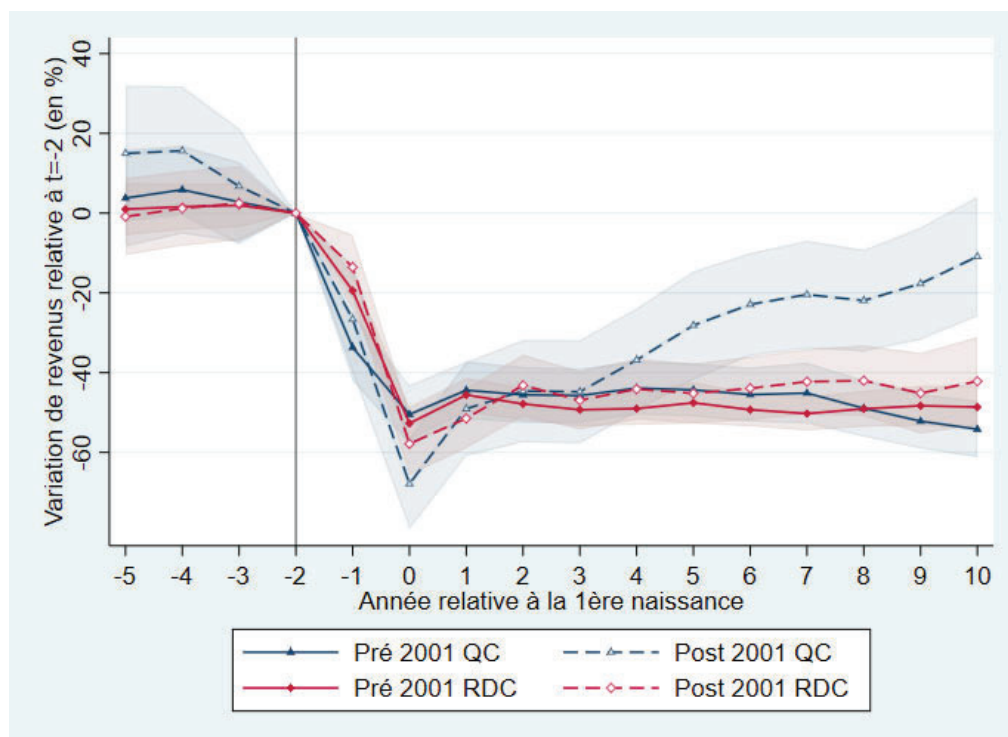
Figure A7 : Trajectoires de revenus d'emploi des mères et des pères, panel balancé



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 %.

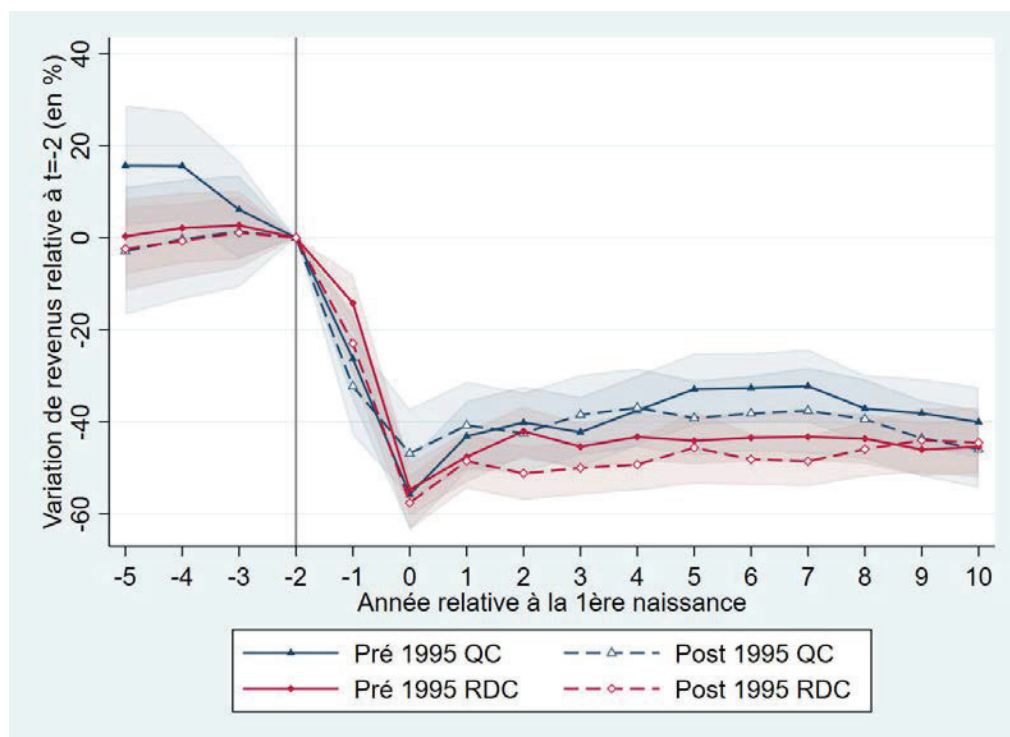
Figure A8 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les poids entropiques



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 entropiques. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 90 %.

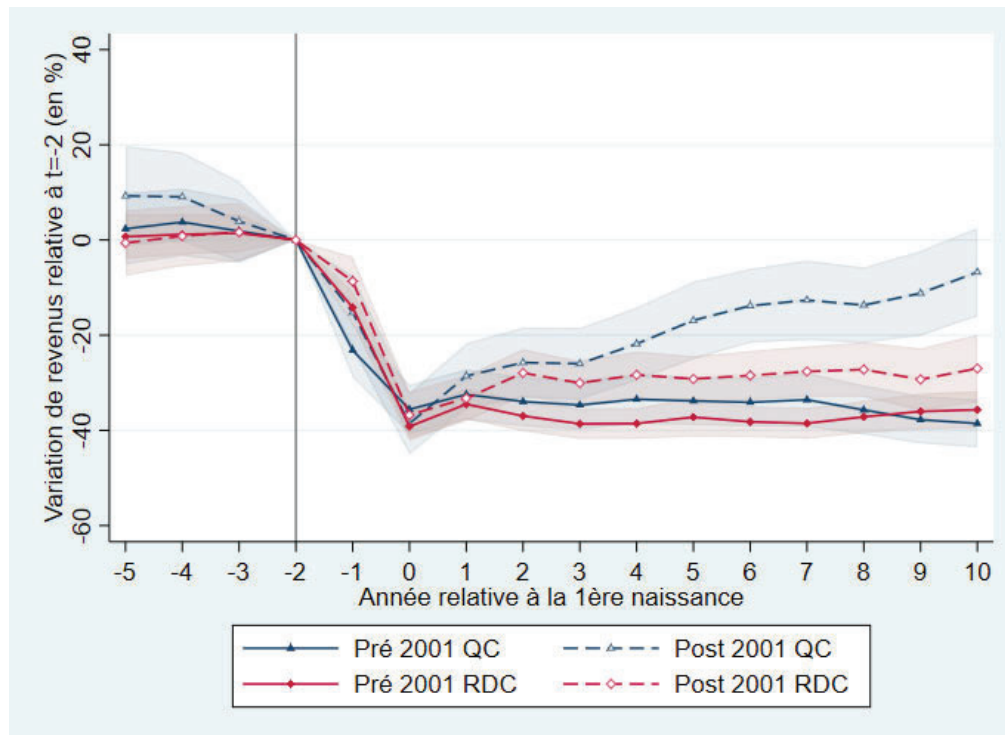
Figure A9 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant l'année 1995 comme année de réforme



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 A10 : Effet des politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères en utilisant les pères comme groupe contrôle



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 %.