

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'EXTENSION DU CONGÉ DE MATERNITÉ AU CANADA ET LE  
TRAVAIL DES MÈRES

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
ELIO MOUSSA

FÉVRIER 2019

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

Je tiens avant tout à remercier mes parents et ma famille pour leur support tout au long de mon cheminement. Il m'aurait été impossible de réaliser ce mémoire sans leur appui, et je leur serai éternellement reconnaissant. Merci également à mes amis et à ceux que je porte dans mon coeur. Vous m'avez soutenu tout au long de mon parcours, je ne l'oublierai jamais.

Je voudrais aussi remercier Catherine Haeck pour ses judicieux conseils, ses nombreuses relectures et sa patience sans fin. Merci d'avoir cru en moi et de m'avoir aidé à réaliser ce mémoire.

Finalement, merci au corps professoral et au personnel de soutien du département d'économique de l'UQAM ; mon passage au sein du département a été inoubliable.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES . . . . .	iv
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	v
RÉSUMÉ . . . . .	vi
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I MISE EN CONTEXTE ET LITTÉRATURE . . . . .	4
1.1 Contexte . . . . .	4
1.2 Offre de travail . . . . .	6
1.3 Autres effets . . . . .	11
CHAPITRE II DONNÉES . . . . .	14
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE . . . . .	22
CHAPITRE IV RÉSULTATS . . . . .	29
CONCLUSION . . . . .	42
RÉFÉRENCES . . . . .	44

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Vagues de l'EDTR à travers le temps . . . . .	15
2.2 Revenu avant déductions chez les mères, avant et après la réforme, selon le nombre d'années depuis la naissance . . . . .	19
2.3 Participation au marché du travail chez les mères, avant et après la réforme, selon le nombre d'années depuis la naissance . . . . .	19
4.1 Évolution du revenu avant déductions selon l'âge du premier enfant .	30
4.2 Évolution du revenu après impôts selon l'âge du premier enfant . . .	31
4.3 Évolution de l'emploi selon l'âge du premier enfant . . . . .	32
4.4 Évolution du nombre d'heures travaillées selon l'âge du premier enfant	33
4.5 Évolution de la probabilité d'être gestionnaire selon l'âge du premier enfant . . . . .	34
4.6 Évolution de la probabilité d'être la source de revenu principale du foyer selon l'âge du premier enfant . . . . .	35

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Évolution des variables du marché du travail chez les femmes canadiennes	16
2.2 Évolution des variables sociodémographiques chez les femmes canadiennes . . . . .	20
3.1 Balancement des covariables . . . . .	28
4.1 Estimations RD 1 . . . . .	36
4.2 Estimations RD 2 . . . . .	38

## RÉSUMÉ

Le gouvernement du Canada a mis en place une réforme du programme de congé de maternité et parental le 1<sup>er</sup> janvier 2001. Cette réforme a prolongé la durée du congé parental de 10 à 35 semaines, ce qui permet aux mères canadiennes éligibles au congé de maternité de 15 semaines de bénéficier d'un congé maternité-parental combiné d'une durée maximale de 50 semaines. Nous exploitons l'expérience naturelle engendrée par cette prolongation de 25 semaines afin d'appliquer une méthode de régression par discontinuité. Nous nous intéressons à l'effet de cette réforme sur les mères canadiennes, plus particulièrement sur le revenu après impôt, le revenu avant déductions, la participation au travail, les heures travaillées, la continuité d'emploi, la probabilité d'occuper un poste de gestion et la probabilité d'être la source principale de revenu de la famille. Alors que la littérature existante au Canada porte sur les effets de court terme de cette réforme, notre analyse porte sur la période allant de 2 à 10 ans après la naissance de l'enfant. Nous n'observons pas d'effet significatif de la réforme pour la période allant de 2 à 7 ans après la naissance de l'enfant. Nous trouvons par contre un effet significatif et positif sur les revenus (entre 2583\$ et 4565\$) pour la période allant de 8 à 10 ans. Parallèlement, nous constatons aussi que la probabilité que la mère soit la source principale de revenu de leur foyer augmente de 6,35 à 8,95 points de pourcentage suite à la réforme. Nous ne trouvons aucun effet sur la participation au marché du travail, les heures travaillées, la probabilité de changer d'emploi et la probabilité d'occuper un poste de gestion.

Mots clés : réforme du congé parental au Canada, congé maternel, travail des mères, EDTR.

## INTRODUCTION

Depuis les années 1960, nous avons assisté à l'avènement puis à l'expansion du congé de maternité payé à travers le Canada. Après de modestes débuts, nous observons aujourd'hui un congé de maternité payé d'au moins 50 semaines dans toutes les provinces canadiennes, et d'une couverture de protection de l'emploi pouvant atteindre jusqu'à 70 semaines au Québec. Cette politique, de plus en plus populaire à travers le monde occidental, s'est d'abord justifiée par des besoins démographiques croissant dans les pays industrialisés. Deux autres bienfaits sont également espérés par les décideurs : la promotion d'une meilleure santé pour la mère et son enfant, ainsi qu'une meilleure conciliation famille-travail. En offrant ce type de congé, les décideurs espèrent en effet combler le besoin de repos éprouvé par la mère suite à l'accouchement et lui permettre de tisser un lien d'attachement avec son enfant afin de favoriser le bien-être et le développement de l'enfant (Schore 1994, Schore 2001). Enfin, ce programme permet une transition plus progressive pour la mère et l'enfant lorsque vient le temps de retourner sur le marché du travail et permet d'assurer un lien d'emploi entre la mère et son employeur, ce qui favorise la participation des mères sur le marché du travail (Baker et Milligan 2008b).

Dans le cadre de notre analyse, nous nous intéressons à l'effet de long terme, au-delà des deux premières années de vie de l'enfant, qu'a eue l'extension de 25 semaines du congé parental canadien survenu en 2001 sur l'offre de travail des mères canadiennes. Plus spécifiquement, nous tentons d'observer l'effet qu'a eue cette réforme sur le revenu après impôt, le revenu avant déductions, la participation au travail, les heures travaillées, la continuité d'emploi, la probabilité

d'occuper un poste de gestion et la probabilité d'être la source principale de revenu de la famille. Notre analyse porte sur la période entre 2 et 10 ans après la naissance de l'enfant. Cette étude est un complément à l'étude de Baker et Milligan (2008b) qui documente l'effet durant les deux premières années de vie de l'enfant.

Afin de mener à bien notre étude, nous allons utiliser l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). L'EDTR est une enquête longitudinale administrée par Statistique Canada entre 1993 et 2011. Plusieurs cohortes incluant des milliers de canadiens sont observées. Chaque cohorte est observée annuellement sur une période de 6 ans et trois années séparent chaque nouvelle cohorte de l'EDTR. Les cohortes sont donc observées de manière simultanées sur une période de 3 ans. L'enquête utilise un mode de collecte mixte, c'est donc dire qu'elle repose à la fois sur des données d'enquêtes auprès des individus, mais aussi de données administratives.

Afin d'isoler l'effet de la réforme sur les variables mentionnées plus haut, nous utilisons une méthode de régression par discontinuité qui nous permet d'exploiter l'expérience naturelle venant du changement de politique en 2001. En observant les différences à travers le temps chez les mères ayant donné naissance juste avant et juste après la réforme nous arrivons à isoler l'effet de la réforme sur les mères canadiennes.

Comme l'EDTR est restée active jusqu'en 2011, nous pouvons observer les effets de la réforme jusqu'à dix années après la mise en place de la réforme, ce qui nous démarque de la littérature existante au Canada, qui se concentrait sur les effets de court terme (Baker et Milligan 2008b). L'étendue de l'EDTR nous permet donc de bonifier la recherche existante.

La présente analyse est constituée de quatre chapitres. D'abord, nous allons décrire la réforme canadienne et revoir la littérature existante concernant les effets de

cette réforme, ainsi que celles survenues ailleurs dans le monde. Nous présenterons ensuite la base de données utilisée et décriront les groupes et variables qui nous intéressent. Le troisième chapitre sera constitué de la présentation du modèle ainsi que des choix entourant sa spécification. Nous présenterons les résultats de notre analyse dans le quatrième chapitre avant de conclure notre analyse.

## CHAPITRE I

### MISE EN CONTEXTE ET LITTÉRATURE

#### 1.1 Contexte

La réforme du congé parental canadien a été mise en place le 1er janvier 2001, suite au dépôt du projet de loi C-32 par le gouvernement fédéral. À partir de cette date, les canadiens qui ont un enfant sont devenus éligibles à un supplément de 25 semaines de congé parental payé s'ils avaient travaillé un minimum de 600 heures assurables dans la dernière année selon les normes du programme d'assurance-emploi fédéral. Le congé parental est ainsi passé de 10 à 35 semaines. Pour les mères éligibles au congé de maternité de 15 semaines, cette réforme leur a permis de prendre un congé maternité-parental d'une durée maximale de 50 semaines comparativement à 25 semaines avant 2001. Il est à noter que cette majoration du congé parental n'est pas rétroactive, c'est-à-dire que seuls les parents d'enfants nés après le premier janvier 2001 sont éligibles. Cette discontinuité au niveau de l'instauration de la politique de congé parentale est essentielle pour notre stratégie d'identification, qui sera abordée plus tard.

Ainsi, deux types de congés viennent en aide aux nouveaux parents : le congé de maternité et le congé parental. Le congé de maternité est d'une durée de 15 semaines avec un taux de prestations de 55% du revenu hebdomadaire moyen de la mère, jusqu'à un maximum, en 2018, de 547\$ par semaine. Le congé parental est

d'une durée de 35 semaines également avec un taux hebdomadaire de prestations de 55%. Le congé parental peut être partagé entre les deux parents selon la formule qui leur convient, mais il ne peut pas être pris de manière simultanée par la mère et le père. En 2018, le total des prestations versées pour ces deux congés ne peut dépasser 51 700\$ par an.

Depuis le 3 décembre 2017, les prestataires ont le choix de recevoir des prestations parentales pendant une plus longue période, mais à un taux de prestations plus bas. Cette nouvelle politique permet aux parents de toucher des prestations hebdomadaires durant une période de 61 semaines à taux de prestations hebdomadaires de 33% de leur revenu, jusqu'à un montant maximal de 328\$ par semaine. Au total, en 2018, ce nouveau type de congé verse le même montant maximal total aux prestataires, soit 51 700\$.

Les prestations de congé de maternité peuvent être versées à toutes les femmes qui ont récemment accouché, incluant les mères porteuses, jusqu'à 16 semaines avant la date prévue d'accouchement. Les prestations de congé parental sont offertes à partir de la semaine de naissance de l'enfant et sont destinées aussi bien aux parents biologiques qu'aux parents adoptifs. Pour les parents adoptifs, les prestations peuvent être versées à partir du moment où l'enfant leur est confié.

Il existe également un supplément de prestations pour les membres d'une famille à faible revenu. En 2018, les parents dont le revenu familial est inférieur à 25 921\$ peuvent recevoir un supplément jusqu'à concurrence de 80% de leur revenu hebdomadaire moyen.

La politique de congé de maternité et parental de l'assurance-emploi du Canada se compare généreusement aux diverses politiques que l'on retrouve à travers le monde, comme nous le verrons plus loin.

## 1.2 Offre de travail

Quelques auteurs ont utilisé l'instauration de cette politique comme choc exogène afin de dégager une causalité entre l'extension de la politique de congé de maternité et plusieurs autres phénomènes. Généralement, ceux-ci utilisent une méthode de régression par discontinuité, de différences en différences ou d'appariement par coefficient de propension, et observent les effets à court terme de l'instauration de la politique sur des variables d'intérêt en lien avec le travail et la santé de la mère ou le bien-être et le développement de l'enfant.

Concernant la participation au travail, Baker et Milligan (2008b) utilisent la discontinuité ainsi qu'une méthode de différences en différences afin de dégager l'effet de la réforme de 2001 au Canada. Ils utilisent deux groupes contrôles dans le cadre de leur modèle de différences en différences : les hommes mariés et les femmes mariées sans enfants. Ces auteurs trouvent que la bonification du congé parental a eu l'effet de retarder le retour sur le marché du travail des mères, mais a contribué à augmenter le pourcentage des mères retournant chez le même employeur après la naissance de leur enfant. Cette étude est la seule qui s'est penchée sur l'effet empirique de la réforme de 2001 au Canada sur l'offre de travail des mères.

Beaucoup de recherches ont été effectuées sur le sujet aux États-Unis, où il n'existe cependant pas de régime fédéral de congé de maternité payé et où l'éligibilité aux 12 semaines de congé parental non-payé est restreinte. En effet, les critères d'éligibilité au régime fédéral exigent de la mère qu'elle fasse partie d'une entreprise d'au moins 50 employés depuis au moins un an et qu'elle y ait travaillé 1250 heures durant cette période. Une poignée d'états américains ont bonifié le régime fédéral de diverses façons : 14 d'entre eux ont diminué la taille des entreprises éligibles à 10 employés, 7 autres ont permis l'allongement de la durée du congé et 3 états, soit la Californie, le New-Jersey et Washington ont instauré un congé partiellement

payé par l'entremise de l'employeur (Ray et coll., 2010).

Rossin-Slater et coll. (2013) étudient l'impact de l'implantation d'un congé parental payé en Californie, le premier état à instaurer une politique de congé parental payé. En utilisant une méthode de différences en différences ainsi que les données de la *Current Population Survey*, une enquête qui recense le travail de plus de 60 000 foyers, ces auteurs remarquent une augmentation de la durée du congé moyen utilisé, qui passe de 3 à 7 semaines pour une nouvelle mère. La même étude révèle une augmentation de 6 à 9 pourcent des heures travaillées chez les mères ayant des enfants âgés entre un et trois ans. Cette augmentation de la prise de congé est particulièrement marquée chez les mères non mariées, provenant d'une minorité ethnique ou qui ont un niveau d'éducation moindre, ce qui suggère qu'une politique de congé parental payé permet réellement d'augmenter l'accès au congé chez les moins fortunés.

Également aux États-Unis, Gruber (1994) utilise les chocs exogènes entraînés par l'instauration de politiques forçant les entreprises à couvrir des coûts liés à la maternité. En utilisant ces diverses expériences naturelles survenant à travers le temps et les états, l'auteur isole l'effet d'une politique de couverture parentale où l'employeur est le mandataire, au lieu de l'état. La théorie économique nous dit qu'une telle politique imposée aux entreprises peut avoir un effet néfaste sur la demande de travail pour le groupe ciblé. En utilisant un modèle de triple différences, celui-ci observe l'effet de ces politiques sur la participation au travail des mères à court terme. Il trouve un effet négatif et significatif sur le salaire réel des femmes en âge de procréer de l'ordre de 4,3 à 6 pourcent selon les contrôles utilisés. Par contre, il n'observe pas d'effet significatif sur l'emploi ou les heures travaillées, ce qui le pousse à conclure que la politique ne change pas le coût relatif lié à l'embauche de femmes en âge de procréer, puisque le coût de la politique sur les entreprises est directement transféré aux femmes par des baisses de salaire. Ainsi,

dans la mesure où les femmes accordent une certaine valeur au congé auquel elles ont accès, la politique peut s'avérer efficiente.

En Europe, Ruhm (1998) recense l'historique des congés parentaux de 16 pays de l'Union Européenne entre 1969 et 1988 afin de dégager les effets de long terme de l'instauration de ces politiques sur l'emploi et le salaire des femmes. Durant cette période, il est important de noter que la plupart des pays ont instauré une politique financée par l'état, avec quatre pays (la Belgique, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume Uni) qui exigent une contribution de l'employeur. En utilisant une méthode de triple différences avec effets fixes sur le temps et les pays, il observe une augmentation de l'emploi des femmes en âge de procréer de 9 pourcent suite à l'instauration des politiques de congé parental. Lorsqu'on observe toutes les femmes, cette augmentation de l'emploi est de l'ordre de 4 pourcent. Par contre, il observe un effet très modeste sur les heures travaillées et, tel que constaté aux États-Unis par Gruber (1994), une diminution du salaire à long terme de 1,5 à 6 pourcent. Il postule donc également que le coût de la politique pour les entreprises semble avoir été transféré aux femmes.

Tel que mentionné plus haut, la politique de congé parental canadienne n'exige pas de contributions de l'employeur, on peut donc concevoir que l'impact de ce programme sur la demande de travail des femmes et leur salaire diffère de ce qui a été observé dans les pays où l'employeur est le mandataire responsable de verser les prestations à ses employés. Par contre, dans un pays où l'état finance la totalité du congé parental, il est important de noter que le coût aux entreprises n'est tout de même pas nul, puisque l'absence d'un employé pour cause de congé parental occasionne tout de même un remaniement du travail qui peut occasionner des coûts pour l'employeur.

Ailleurs en Europe, plusieurs études ont quantifié l'impact de diverses réformes

en lien avec les congés parentaux et/ou de maternité. En 1977, la Norvège impose une nouvelle politique de congé parental, qui fait passer celui-ci de 12 semaines non payées à 4 mois payés et 12 mois non-payés. Carneiro et coll. (2015) utilisent un modèle de régression par discontinuité ainsi qu'un modèle de différences en différences pour estimer l'effet de cette réforme sur les taux de graduations des enfants ainsi que sur les variables d'offre de travail des mères. Pour les jeunes, ces auteurs trouvent une réduction significative du taux de décrochage au secondaire des enfants ayant bénéficié de plus de temps avec leur parent, ainsi qu'un effet positif sur leur salaire. Pour les mères, ils n'observent pas d'effets après 2 ou 5 ans sur l'emploi des mères et pas d'effets après 5 ans sur le revenu des mères.

Pylkkänen et Smith (2003) observent l'effet des réformes au Danemark et en Suède, où les congés parentaux offrent, respectivement, 52 et 64 semaines de congé payé. Les auteures utilisent une régression de Cox appliquée à des données longitudinales afin d'observer la probabilité qu'une mère fasse une pause plus ou moins longue avant de retourner au travail suite à un accouchement. Comme ces deux pays ont connus plusieurs réformes du congé parental depuis les années 1990, il est possible d'isoler l'effet sur l'offre de travail des mères suite à un accouchement. Les auteures observent une forte corrélation entre plusieurs composantes d'une politique de congé parental et la probabilité de retour au marché du travail. Plus la politique est généreuse en semaines de congé allouées, plus le retour est lent. Ensuite, plus le taux de compensation durant le congé est élevé, plus le retour est lent. De la même manière, plus les coûts et l'accès à un service de garde sont prohibitifs, plus le retour est lent. Dernièrement, plus le couple a accès à un congé de paternité, plus le retour est rapide. Ainsi, comme on pouvait s'y attendre, les congés ont un effet direct sur l'emploi des mères de nouveau-nés.

Un pan de la littérature connexe provient de l'Australie, pays qui offre un congé de maternité payé universel de seulement 18 semaines mais qui permet un congé

nonpayé allant jusqu'à 52 semaines. En Australie, plusieurs changements récents dans la politique de congé parental ont eu lieu : la durée du congé maternel payé, qui était de 12 semaines depuis 1973, a d'abord augmentée à 24 semaines en 2009, pour revenir à 18 semaines en 2011. La durée relativement courte du régime public est contrebalancée par l'existence de multiples régimes privés de congés parentaux. Hanel (2013) observe l'effet des congés parentaux privés sur le travail des mères et remarque que le congé parental privé ne retarde ni la réinsertion sur le marché du travail des mères après avoir enfanté, ni l'augmentation de leurs salaires à long terme.

Baird et Litwin (2005) documentent un lien très fort entre l'accès aux régimes privés et le statut socio-économique des mères. Ceux-ci nous mettent en garde face aux biais de sélection qui semblent être présents dans certaines études australiennes qui, selon eux, n'accordent pas une importance assez grande aux inégalités sociales lorsqu'elles étudient l'effet du congé maternel privé, auquel plus de femmes aisées ont accès, sur le travail des mères. Il est donc raisonnable de questionner la validité externe des études australiennes sur le sujet, puisque l'accès au régime de congé parental prolongé est fortement corrélé avec le statut socio-économique. Cette leçon est pertinente au contexte canadien : en effet, même si les mères canadiennes jouissent d'un congé parental public payé de 52 semaines, il existe tout de même des prestations complémentaires versées à un certain nombre de mères canadiennes. Selon Statistique Canada, c'est près d'une mère sur cinq qui bénéficie d'une prestation supplémentaire de la part de son employeur. Par contre, puisque toutes les mères ont accès à un congé long, la possibilité de biais de sélection est moins considérable que pour le régime australien. L'inclusion de variables de contrôles à caractère socio-économique devrait nous aider à pallier à cette possibilité de biais.

En résumé, seule une étude (Carneiro et coll. 2015) a documenté les effets de

long terme des congés parentaux sur le travail des mères. La réforme étudiée a cependant eu lieu en 1972 à une époque où la participation au travail des mères était limitée et les normes sociales étaient fort différentes. Elle est aussi beaucoup plus modeste que la réforme canadienne. Ce mémoire vise à revoir cette question à la lumière d'une réforme récente dans un contexte où les femmes sont très actives sur le marché du travail.

### 1.3 Autres effets

La littérature s'étant penchée sur les effets démographiques des politiques de congé parental est mitigée : en utilisant un modèle d'équation simultanées, Winegarden et coll. (1995) estiment l'effet à long terme des politiques de congé parental dans 17 pays membres de l'OCDE et ne trouvent pas d'effet significatif sur la démographie. Similairement, Thyrian et coll. (2010) ne trouvent pas d'effet positif à court-terme de la réforme du congé parental allemand sur le taux de fécondité général de la Poméranie, une région à l'est du pays. Par contre, ceux-ci observent une augmentation de la proportion des mères qui ont un emploi à temps plein ou qui ont un statut socio-économique élevé.

Rossin (2011) se penche sur les effets de la réforme américaine de 1993, qui institue un petit congé non payé, sur les accouchements et sur la santé des nourrissons. En utilisant une méthode de différences en différences ainsi qu'une méthode de triple différences, celle-ci ne découvre aucun effet parmi les mères célibataires ou les mères à revenu plus faible, mais découvre une petite augmentation du poids à la naissance, une diminution des naissances prématurées ainsi qu'un effet considérable sur la mortalité infantile pour les mères éduquées ou ayant un revenu plus élevé. L'auteure postule que, le congé n'étant pas rémunéré, l'effet de la politique est largement corrélé avec la longueur du congé utilisé, qui est plus long

chez les mères éduquées ou ayant un revenu élevé.

Toujours aux États-Unis, Berger et coll. (2005) abondent dans le même sens. Utilisant des modèles de régression linéaire ainsi que d'appariement par score de propension, ils remarquent une relation causale entre un retour hâtif au travail (après 12 semaines) suite à l'accouchement et une réduction de l'allaitement, de l'attention médicale ainsi que de la vaccination. De plus les enfants dont les mères ont eu un retour hâtif au travail ont plus de chances de présenter des problèmes externes de comportement.

L'emploi maternel suite à l'accouchement semble jouer un rôle important. En effet, Ruhm (2000) utilise un modèle de triple différences et trouve un lien fort entre la participation au marché du travail durant la première année suivant la naissance et le développement cognitif et la santé des enfants. Il trouve qu'une extension de 10 semaines du congé de maternité amène une diminution de la mortalité infantile de 1,7 à 2,6 pourcent.

Au Canada, où l'accès au congé est plus universel, Baker et Milligan (2008a) évaluent la réforme de 2000 à l'aide de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) et ne trouvent pas d'effets significatifs sur la santé des mères ou des enfants, telle que mesurée par autodéclaration. Ceux-ci découvrent également que le temps passé à la maison suite à un accouchement augmente d'environ 3 mois et que l'allaitement a augmenté de manière drastique pour les mères post-réforme.

Haeck (2011) observe la même réforme mais s'intéresse à l'effet de celle-ci sur le développement cognitif et social de l'enfant tel que mesuré à l'âge de 4 et 5 ans. En utilisant un modèle de différences en différences augmenté d'un appariement par coefficient de propension, l'auteure observe aussi une augmentation d'environ 3 mois du temps passé à la maison dans l'année suivant l'accouchement. Le

développement cognitif, la santé de l'enfant ainsi que le fonctionnement familial sont affectés positivement, mais les effets sur le développement social ne sont pas significatifs.

## CHAPITRE II

### DONNÉES

Afin de mener à bien notre étude, nous utilisons l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). L'EDTR est une enquête longitudinale ayant eu lieu entre 1993 et 2011. Elle a suivi plusieurs dizaines milliers de canadiens et contient plus de 1,2 millions d'observations. L'enquête a suivi plusieurs cohortes en rafale, et chaque cohorte a été suivie pendant une période de 6 ans. Au milieu de la durée de vie de chaque panel, une cohorte est remplacée par une nouvelle, de sorte qu'à partir de 1996, deux cohortes sont suivies en même temps. La figure 2.1 illustre la succession des cohortes à travers le temps.

L'EDTR est une enquête se voulant représentative de la population canadienne ; en effet, seuls les résidents du Yukon, des territoires du Nord-Ouest ainsi que du Nunavut sont exclus, ce qui représente environ 0,3 pourcents de la population canadienne. L'EDTR se distingue par la richesse des informations disponible. En effet, on y retrouve autant des variables liées au statut socio-économique des participants qu'à leur participation au marché du travail. Cette richesse nous permet d'observer l'effet de la réforme canadienne du congé parental de 2001 sur plusieurs variables d'intérêt reliées au marché du travail. Le tableau 2.1 illustre l'évolution de ces variables chez les femmes canadiennes de l'EDTR entre 1993 et 2011 et nous donne les grandes tendances du marché du travail. Tous les montants

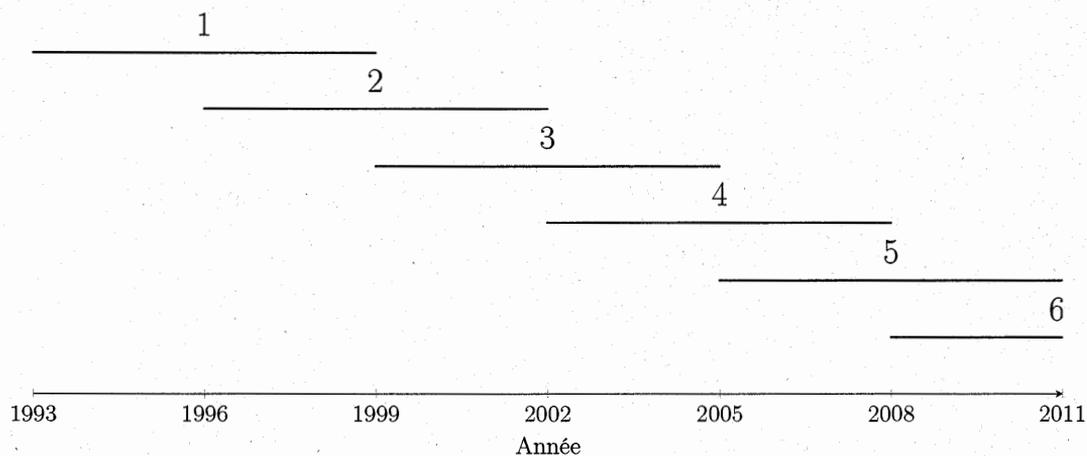


Figure 2.1: Vagues de l'EDTR à travers le temps

présentés sont en dollar constant de 2002.

Tout d'abord, nous observons une augmentation du revenu réel avant déductions moyen, qui passe de 15766\$ en 1993 à 22974\$ en 2011. Pour la même période, le revenu réel après impôt moyen passe de 12241\$ à 18038\$. Il est donc clair que le niveau de vie moyen a augmenté sur cette période pour les femmes canadiennes. Pour la même période, le nombre d'heures moyennes travaillées annuellement a également augmenté, passant de 983 à 1191, ce qui pourrait expliquer l'augmentation du revenu réel. Par contre, la participation au marché du travail ainsi que la probabilité de ne plus occuper le même emploi ne semble pas avoir évolué, malgré l'implémentation de mesures favorisant l'accès au marché du travail, telles que la réforme du congé parental.

Tableau 2.1: Évolution des variables du marché du travail chez les femmes canadiennes

Année	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Revenu avant déductions	15766 (12473)	15841 (13184)	16038 (12855)	16226 (13248)	16438 (13833)	17019 (14354)	17768 (14689)	18317 (15672)	19175 (16333)	19431 (17302)	19483 (16442)	19979 (16628)	20442 (17495)	21140 (20306)	21991 (26169)	22284 (20114)	23018 (24138)	22853 (21952)	22974 (19684)
Revenu après impôt	12241 (16785)	12351 (17099)	12445 (17293)	12676 (17704)	13126 (18168)	13828 (19266)	14275 (20217)	14912 (20747)	15401 (22142)	15503 (23726)	15646 (21691)	16106 (22361)	16328 (23261)	16858 (28626)	17463 (30050)	17844 (24506)	18073 (27248)	18022 (26996)	18038 (24232)
Heures travaillées	983 (935)	987 (984)	1008 (935)	1012 (936)	1030 (938)	1056 (940)	1055 (937)	1080 (951)	1135 (954)	1126 (957)	1149 (951)	1170 (955)	1159 (973)	1178 (972)	1193 (958)	1199 (958)	1165 (947)	1181 (959)	1191 (954)
A travaillé	0,46 (0,50)	0,48 (0,50)	0,49 (0,50)	0,49 (0,50)	0,49 (0,50)	0,49 (0,50)	0,47 (0,50)	0,47 (0,50)	0,48 (0,50)	0,47 (0,50)	0,48 (0,50)	0,49 (0,50)	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)	0,47 (0,50)	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)
A changé d'emploi	0,13 (0,33)	0,08 (0,28)	0,08 (0,27)	0,10 (0,30)	0,09 (0,29)	0,10 (0,30)	0,12 (0,32)	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,12 (0,32)	0,09 (0,29)	0,09 (0,29)	0,12 (0,33)	0,10 (0,30)	0,11 (0,31)	0,14 (0,35)	0,08 (0,27)	0,07 (0,26)	0,10 (0,30)
Est gestionnaire	0,12 (0,33)	0,12 (0,32)	0,11 (0,32)	0,13 (0,33)	0,13 (0,34)	0,13 (0,33)	0,13 (0,34)	0,16 (0,36)	0,16 (0,37)	0,16 (0,37)	0,16 (0,37)	0,16 (0,37)	0,17 (0,37)	0,17 (0,38)	0,16 (0,37)	0,17 (0,38)	0,17 (0,38)	0,17 (0,37)	0,18 (0,38)
Revenu principal de la famille	0,29 (0,45)	0,29 (0,45)	0,29 (0,46)	0,29 (0,45)	0,29 (0,46)	0,30 (0,46)	0,31 (0,46)	0,31 (0,46)	0,31 (0,46)	0,31 (0,46)	0,32 (0,47)	0,32 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,34 (0,47)	0,35 (0,48)
Âge moyen à la naissance	26,17 (5,43)	26,33 (5,24)	25,95 (5,13)	26,64 (5,28)	26,56 (5,34)	26,47 (5,06)	26,55 (5,38)	27,25 (5,37)	26,78 (5,34)	26,57 (5,44)	28,11 (5,23)	28,18 (5,10)	27,64 (5,13)	27,35 (5,35)	27,95 (4,96)	28,27 (5,42)	28,42 (5,60)	27,82 (5,31)	28,50 (5,31)
N moyen	12323,7	13295,3	13049,4	26628,1	27639,8	27667,5	26718	26996,1	27574,8	25339,6	26459,9	25688,4	24212,6	24896,6	24284,4	22171,6	23001,6	22467	21195

\* Dollars constants avec année de base 2002

D'autres variables dressent un portrait positif de l'évolution du marché du travail chez les femmes canadiennes : une plus grande proportion de celles-ci occupent des postes de gestion, avec une évolution de 12% à 18%. En 2011, c'est aussi 35% des femmes qui sont la principale source de revenu de leur famille, contre 29% en 1993. Les femmes assurent ainsi de plus en plus l'équilibre financier de leur famille, ce qui démontre bien l'importance d'une politique assurant la stabilité du revenu pour les femmes.

Autre fait intéressant : Les femmes fondent des familles plus tard, l'âge moyen lors de la naissance du premier enfant passant de 26,17 à 28,50 ans.

L'évolution de ces variables nous rappelle l'importance de l'établissement d'une bonne stratégie d'identification afin de pouvoir isoler un effet causal. Il serait facile d'affirmer que ces variations positives dans le revenu et les heures travaillées sont expliquées par notre réforme du congé parental, et que le congé n'a aucun effet sur l'entrée sur le marché du travail à long terme. Cependant, cette approche simpliste ne permet pas d'éliminer les tendances sous-jacentes, telles que celle observée sur l'âge à la première naissance, ou l'effet d'autres changements pouvant affecter directement le travail des mères, tel que la réforme des services de garde du Québec.

La figure 2.2 nous donne un portrait plus clair de l'évolution du revenu des mères selon le moment de la naissance. Cette figure montre le revenu réel avant déductions chez les mères, selon l'âge du premier enfant. La figure de gauche nous montre l'évolution des revenus pour les femmes ayant donné naissance avant la réforme alors que la figure de droite dresse le portrait après réforme.

Il apparaît clair que les deux groupes de mères bénéficient d'une augmentation de leurs revenus à travers le temps. Il semble cependant y avoir une bonification durant l'année 0 pour les mères post-réforme ce qui est cohérent avec une améliora-

tion de la couverture du programme. On remarque aussi une hausse plus accentuée chez les mères post-réforme. Nos estimations devront donc tenir compte des différences pré-existantes entre les mères pré- et post-réforme, ainsi que des tendances liées à l'âge de la mère et celles liées à l'évolution du contexte économique.

Similairement, la figure 2.3 nous montre la participation au marché du travail des mères selon l'âge du premier enfant. Tel qu'observé au niveau de toutes les femmes, la participation globale chez les mères ne semble pas avoir changé après la réforme, à une exception près : le nombre de femmes ayant déclaré avoir travaillé a chuté de près de 25 pourcents pour l'année de naissance de leur premier enfant. Cette chute durant la première année est cohérente avec la prolongation du congé et ce qui est observé dans la littérature. C'est un signe clair que la politique de congé parental fonctionne : une majorité des mères exercent leur droit à un congé de maternité plus long. Il est à noter, encore une fois, que ce résultat devra être confirmé avec une méthode permettant de contrôler pour les facteurs autres que le congé ayant pu affecter la participation au travail des mères.

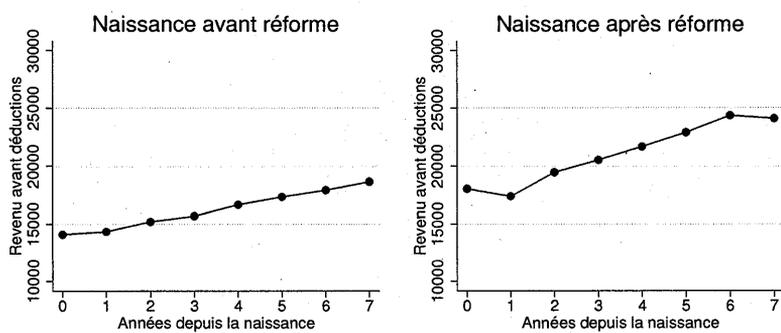


Figure 2.2: Revenu avant déductions chez les mères, avant et après la réforme, selon le nombre d'années depuis la naissance

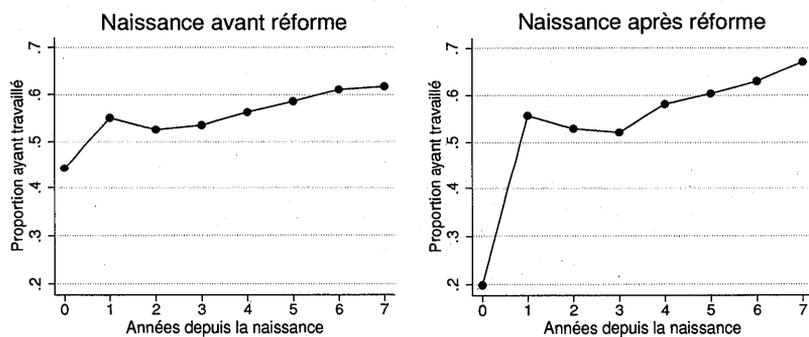


Figure 2.3: Participation au marché du travail chez les mères, avant et après la réforme, selon le nombre d'années depuis la naissance

Tableau 2.2: Évolution des variables sociodémographiques chez les femmes canadiennes

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<b>Groupe d'âge</b>																			
moins de 20 ans	0.28	0.28	0.27	0.27	0.27	0.27	0.26	0.26	0.25	0.25	0.24	0.24	0.24	0.23	0.23	0.23	0.23	0.22	0.22
20-29 ans	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.13	0.13	0.14	0.13	0.13	0.13	0.12	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	0.11
30-39 ans	0.17	0.17	0.17	0.17	0.16	0.16	0.15	0.15	0.14	0.14	0.13	0.13	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12
40-49 ans	0.14	0.14	0.14	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.16	0.15	0.15	0.14	0.15
50-59 ans	0.09	0.09	0.09	0.10	0.10	0.10	0.11	0.11	0.12	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14	0.15	0.15	0.15	0.16	0.16
plus de 60 ans	0.17	0.17	0.17	0.17	0.18	0.18	0.18	0.19	0.19	0.20	0.20	0.20	0.21	0.22	0.23	0.23	0.24	0.25	0.26
<b>Appartient à une minorité visible</b>																			
Oui	0.03	0.04	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.08	0.08	0.08	0.09	0.09	0.09	0.09
Non	0.97	0.96	0.96	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.95	0.94	0.94	0.94	0.92	0.92	0.92	0.91	0.91	0.91	0.91
<b>Langue maternelle</b>																			
Anglais	0.66	0.67	0.67	0.66	0.66	0.66	0.65	0.66	0.66	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.64	0.64	0.65
Français	0.23	0.22	0.22	0.22	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.21	0.22	0.22	0.21
Autre	0.11	0.11	0.10	0.11	0.11	0.11	0.12	0.12	0.11	0.13	0.13	0.13	0.14	0.13	0.13	0.14	0.14	0.14	0.14
<b>Plus haut niveau d'éducation atteint</b>																			
Moins d'un secondaire	0.35	0.34	0.33	0.32	0.30	0.29	0.29	0.28	0.27	0.26	0.26	0.25	0.24	0.23	0.23	0.22	0.21	0.21	0.20
Secondaire	0.28	0.28	0.28	0.29	0.29	0.29	0.30	0.30	0.30	0.30	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29	0.29	0.28	0.28
Postsecondaire non-universitaire	0.27	0.27	0.28	0.27	0.28	0.29	0.28	0.28	0.29	0.29	0.30	0.30	0.30	0.30	0.30	0.30	0.30	0.31	0.31
Universitaire	0.10	0.11	0.11	0.12	0.13	0.13	0.13	0.14	0.15	0.15	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18	0.19	0.20	0.20	0.21
<b>État matrimonial</b>																			
Mariée ou conjointe de fait	0.60	0.59	0.59	0.59	0.60	0.59	0.60	0.59	0.58	0.58	0.57	0.57	0.58	0.57	0.57	0.59	0.59	0.58	0.59
Séparée ou divorcée	0.08	0.08	0.09	0.08	0.09	0.09	0.08	0.09	0.09	0.09	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.11	0.10
Veuve	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.09	0.09	0.09
Jamais mariée	0.22	0.22	0.22	0.23	0.21	0.21	0.22	0.22	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.23	0.22	0.22	0.22	0.22

Tel que mentionné plus tôt, nous devons prendre en compte plusieurs variables socio-économiques lors de notre estimation. Celles-ci sont présentées dans le tableau 2.2. On observe tout d'abord un vieillissement clair de la population, la proportion de femmes canadiennes âgées de plus de 60 ans passant de 17% à 26%. En 2011, toutes les catégories d'âge incluant des femmes de plus de 39 ans ont pris de l'ampleur par rapport à 1993, alors que toutes les catégories d'âge sous les 39 ans ont rapetissées en proportion.

Près de 9% des femmes disent appartenir à une minorité visible en 2011, alors que seulement 3% affirmaient la même chose en 1993. Autre constat important : le niveau d'éducation a augmenté de manière significative, le nombre de diplômés universitaires passant de 10% à 21%. Sur la même période, la proportion de femmes possédant moins d'un secondaire a diminué de 35% à 20%.

Ainsi, les femmes canadiennes en 2011 sont plus âgées, proviennent d'origines plus diverses et sont plus éduquées que leurs analogues de 1993. Alors qu'une bonne partie de ce changement pourra être pris en compte par l'établissement d'une stratégie empirique juste, il sera tout de même important d'ajouter des variables exogènes de contrôle dans notre modèle afin de valider la stabilité de nos résultats.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

Tel que mentionné précédemment, nous utilisons une approche de régression par discontinuité simple à assignation nette (sharp) avec contrôles. Contrairement à l'approche standard de régression par discontinuité, le temps de naissance n'est pas inclus comme variable de contrôle, le nombre d'observations pour chaque point étant insuffisant pour utiliser les méthodes plus sophistiquées d'estimation telles qu'utilisées, par exemple, dans Calonico et coll. (2014).

Cette approche nous permet d'exploiter l'expérience naturelle qu'engendre le changement de politique de 2001 afin d'identifier l'effet causal de cette réforme sur nos variables d'intérêt : le revenu après impôt, le revenu avant déductions, la participation au travail, les heures travaillées, la continuité d'emploi, la probabilité d'occuper un poste de gestion et la probabilité d'être la source principale de revenu de la famille. Pour ce faire, nous comparons l'évolution de ces variables pour les mères ayant donné naissance quelques mois avant la réforme avec celle des mères qui ont donné naissance quelques mois après la réforme. Puisque les deux groupes ont donné naissance à quelques mois d'intervalle, il est probable que les deux groupes subissent de manière similaire les aléas du marché et de l'économie. Ainsi, il est plausible de penser que les différences observées entre les deux groupes sont dues à la réforme.

Par exemple, pour la participation au travail, nous souhaitons estimer la probabilité qu'une mère augmente (ou diminue) sa participation au travail suite à la réforme. Nous souhaitons donc estimer sa participation au travail conditionnellement à être éligible à la réforme moins sa participation conditionnellement à ne pas être éligible. Bien entendu, une mère ne peut pas être à la fois éligible et non éligible. Ainsi, les mères ayant donné naissance avant la réforme nous permettent d'estimer la participation au travail conditionnellement à ne pas être éligibles, alors que celles ayant donné naissance juste après nous donnent l'espérance conditionnellement à être éligibles. Le paramètre que nous souhaitons estimer est donc :

$$\hat{\beta}_{RD} = \sum E(y|T = 1) - \sum E(y|T = 0) \quad (3.1)$$

où  $T$  représente le statut de traitement et  $y$  représente une variable d'intérêt.

Nous pouvons estimer ce modèle par régression linéaire, selon la forme suivante :

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_{RD}T_i + \epsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

où  $y$  représente nos différentes variables d'intérêt pour une mère  $i$  observée au temps  $t$ ,  $T_i$  est une variable binaire qui représente le statut de traitement pour un individu  $i$ , et  $\beta_{RD}$  est le coefficient d'intérêt qui permet d'identifier l'effet de traitement. Ceci est notre premier modèle d'estimation. Tel que mentionnée précédemment, les variables d'intérêt sont : le revenu avant déductions, le revenu après impôt, les heures travaillées, l'occupation d'un emploi, l'occupation d'un poste de gestion, le statut de source principale de revenu du foyer et le changement d'emploi dans la dernière année.

Le paramètre  $\beta_{RD}$  identifie l'effet de traitement si et seulement si les deux groupes de mères sont en tout point comparables, c'est-à-dire que les mères peuvent être

considérées comme étant distribuées aléatoirement de chaque côté du point de discontinuité (1<sup>er</sup> janvier 2001). Ce point sera validé dans les sections suivantes. Il nous est possible d'ajouter un vecteur de covariables afin de s'assurer de la stabilité de nos deux groupes. Le choix des variables de contrôle que nous utilisons s'est fait d'une part en sondant la littérature afin de constater quelles sont les variables qui ont un effet sur les variables réelles du marché du travail et d'autre part en posant un regard critique sur les statistiques descriptives qui caractérisent notre échantillon.

Notre deuxième modèle prend donc la forme suivante :

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_{RD}T_i + \gamma X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3.3)$$

$X$  est un vecteur de variables contrôles exogènes qui inclue l'âge de la mère, le niveau de scolarité de la mère, son appartenance à une minorité visible, son statut marital ainsi que sa province de résidence. Pour les fins de notre analyse, nous utilisons un modèle avec et sans contrôles. Théoriquement, s'il n'y a pas de mères qui se déplacent entre les deux groupes observés, l'inclusion des variables de contrôle ne devrait pas venir modifier nos résultats. Cependant, on sait que le statut marital des mères a un effet significatif sur leurs comportements sur le marché du travail (Neugart, 2012). Nous savons aussi que l'âge de la mère (Basamusca et coll., 2015), son origine ethnique (Taniguchi et coll., 2002), son éducation (Charlot et coll., 2013) ainsi que son lieu de résidence ont un effet significatif sur l'insertion dans le marché du travail. Il devient donc important de valider que ces variables ne viennent pas modifier nos résultats.

Pour catégoriser les mères dans nos deux groupes, nous avons tout d'abord choisis de catégoriser les mères selon la naissance de leur premier enfant afin de mieux définir l'impact de la réforme pour un groupe en particulier. En effet, il est conce-

vable qu'une mère qui donne naissance à un deuxième ou troisième enfant ne fera pas les mêmes choix en lien avec le marché du travail qu'une mère ayant un premier enfant. De plus, une mère ayant un second enfant pourrait être à la fois dans notre groupe pré- et post-réforme, puisqu'elle pourrait avoir eu un premier enfant avant la réforme et un deuxième après. Notre approche suppose que la probabilité d'avoir un deuxième ou troisième enfant n'est pas affectée par la réforme.

Comme nous possédons des données qui vont jusqu'à 2011, nous pouvons observer l'effet de la réforme de 2001 sur un horizon de dix ans. Dans l'EDTR, le nombre de mères ayant donné naissance à un premier enfant quelques mois avant et après le 1<sup>er</sup> janvier 2001 est relativement restreint. Ainsi, nous regroupons ces mères selon l'âge de leur enfant au moment où l'enquête les observe, afin d'augmenter la puissance statistique de nos estimations. En pratique, nous estimons l'effet sur quatre groupes de mères : les mères dont le premier enfant est né aux abords de 2001 lorsque celui-ci a 2 ou 3 ans, 4 ou 5 ans, 6 ou 7 ans, et 8 à 10 ans. De cette manière, nous pouvons estimer l'effet de la réforme pour ces quatre sous-périodes, allant de 2 à 10 ans après la réforme.

Nous avons aussi restreint notre échantillon aux mères ayant donné naissance six mois avant ou après le point de discontinuité. Ainsi, les mères se trouvant dans notre groupe pré-réforme sont celles qui ont donné naissance entre le 1<sup>er</sup> juillet 2000 et le 28 décembre 2000, alors que notre groupe de mères post-réforme inclut les mères ayant donné naissance entre le 3 janvier 2001 et le 30 juin 2001. Nous excluons les deux jours de part et d'autre du seuil de discontinuité afin de nous assurer d'éliminer tout biais de sélection. En effet, nous constatons dans la base de données que le nombre de mères ayant donné naissance le 1<sup>er</sup> janvier 2001 est largement supérieur au nombre de mères ayant donné naissance le 31 décembre 2000. Ce phénomène ne se répétant pas les années subséquentes, nous avons jugé judicieux d'exclure les observations affectées.

La structure de l'EDTR fait en sorte qu'il est impossible d'isoler les effets de court terme (lorsque l'enfant a entre 0 et 1 an) de la réforme du congé parental. En effet, nous ne possédons que le revenu pour l'année en cours, et pas le revenu mensuel. Ainsi, si une mère a donné naissance en octobre 2000, elle est éligible à environ 3 mois de congé en 2000 et 3 mois en 2001. Si elle donne plutôt naissance en janvier 2001, elle a un potentiel de 12 mois de congé en 2001 et zéro en 2000. La comparaison des revenus annuels de 2001 ne permettrait pas d'identifier l'écart dû à la réforme : l'écart réel étant de 6 mois de congé potentiel, mais l'écart observé étant de 9 mois de congé potentiel. Enfin, une mère ayant donné naissance en juin 2001 aurait 6 mois de congé en 2001 et 6 mois de congé en 2002. C'est donc dire que seul la somme des revenus sur trois ans, entre 2000 et 2002, permettrait de cerner l'écart dû à la réforme. Pour ce faire, on devrait utiliser l'EDTR sous sa forme de panel, ce qui fait chuter l'échantillon de moitié, puisque seul le panel 3 (voir Figure 2.1) permet de mesurer le revenu des mères entre 2000 et 2002.

Puisque l'effet de court terme a déjà été documenté, cette étude se concentre donc sur les effets de deux à dix ans après la naissance de l'enfant. Ceci nous permet d'utiliser l'EDTR en coupes transversales et d'augmenter la taille de nos échantillons.

Tel que mentionné, afin de pouvoir isoler l'effet causal de la réforme, nous posons l'hypothèse que l'assignation des deux groupes est comparable à une assignation aléatoire ("as good as random"). Ceci implique que nos deux groupes doivent avoir des caractéristiques similaires et que les membres de nos deux groupes ne peuvent sélectionner leur statut de traitement. Comme il est peu probable qu'une mère puisse décider de sa date d'accouchement, nous supposons que cette hypothèse n'est pas violée. Nous excluons cependant les naissances deux jours avant et après le 1er janvier par prudence. Nous pouvons de plus tester les différences entre nos deux groupes pour une panoplie de covariables. Si la différence entre nos deux

groupes n'est pas statistiquement significative pour ces variables, nous pouvons penser que nos groupes sont aléatoires. Le tableau 3.1 présente les différences (Post-Pre) pour chaque variable et chaque sous-groupe d'âge.

Dans ce tableau, un coefficient significatif dénote une différence significative entre les deux groupes pour la variable étudiée. La valeur du coefficient nous donne la différence entre les deux groupes. De 2 à 3 ans après la réforme, ainsi que de 4 à 5 ans après la réforme, on ne note pratiquement aucune différence entre les deux groupes. Par contre, à partir de la 6<sup>e</sup> année, certaines différences semblent émerger. Il est peu probable qu'elles reflètent des différences réelles entre les deux groupes, puisque ces différences n'existent pas à priori lorsque l'enfant est plus jeune, et que les études antérieures n'ont pas non plus décelé de différences entre les deux groupes. Ces différences reflètent probablement plus des différences entre les deux échantillons qu'entre les deux populations. Lorsqu'on regarde la valeur des coefficients associées, on constate que ces différences sont généralement faibles, mais dans certains cas les différences sont notables. Par exemple, de 6 à 7 ans après la naissance, on observe que les mères ayant donné naissance après la réforme sont plus âgées (0,986), proviennent moins souvent de minorités visibles (-0,082) et sont moins souvent mariées (-0,045). Il sera donc important de contrôler pour ces différences dans nos estimations. Enfin, il est important de souligner que pour un si grand nombre de test, on peut s'attendre à obtenir un certain nombre d'erreurs de type I.

Tableau 3.1: Balancement des covariables

Covariables	Période							
	2 à 3 ans		4 à 5 ans		6 à 7 ans		8 à 10 ans	
Âge	0,563	(,18)	-0,098	(,83)	0,986*	(,06)	1,265***	(,01)
Minorité visible	-0,020	(,53)	-0,018	(,62)	-0,082**	(,04)	-0,096***	(,01)
Ethnie - Noirs	0,010	(,54)	-0,007	(,63)	-0,018	(,16)	-0,013	(,28)
Ethnie - Asie du Sud	-0,024**	(,02)	-0,024	(,11)	-0,010	(,66)	-0,006	(,67)
Ethnie - Chinois	-0,018	(,37)	-0,006	(,63)	0,005	(,69)	-0,017	(,15)
Ethnie - Coréens	0,004	(,16)					-0,002	(,32)
Ethnie - Japonais	0,008	(,16)	0,003	(,38)	0,001	(,66)	-0,002	(,18)
Ethnie - Asie du Sud-Est	0,021*	(,08)	0,028	(,19)	-0,009	(,67)	0,008	(,66)
Ethnie - Philippines	-0,003	(,84)	-0,009	(,55)	0,002	(,90)	0,013	(,12)
Ethnie - Îles du Pacifique								
Ethnie - Asie mineure et Arabes	-0,018*	(,06)	-0,006	(,72)	-0,060***	(,01)	-0,079***	(,00)
Ethnie - Latino-américains	0,000	(,32)	0,003	(,28)	0,006	(,34)	0,002	(,90)
Ethnie - pas une minorité visible	0,020	(,53)	0,018	(,62)	0,082**	(,04)	0,096***	(,01)
Éducation - moins de secondaire	-0,001	(,96)	0,008	(,76)	0,011	(,67)	-0,018	(,39)
Éducation - secondaire	0,062*	(,08)	-0,001	(,98)	-0,047	(,18)	-0,097***	(,00)
Éducation - postsecondaire	-0,003	(,94)	0,023	(,52)	0,021	(,59)	0,064*	(,06)
Éducation - universitaire	-0,058	(,11)	-0,030	(,31)	0,015	(,66)	0,051*	(,08)
État marital - marié ou conjoint de fait	-0,029	(,27)	0,005	(,84)	0,030	(,30)	-0,002	(,95)
État marital - séparé ou divorcé	0,009	(,65)	0,008	(,66)	0,016	(,40)	0,043**	(,02)
État marital - veuf	0,007	(,16)	0,001	(,93)	-0,001	(,82)	-0,003*	(,09)
État marital - jamais marié	0,013	(,47)	-0,014	(,46)	-0,045*	(,05)	-0,039*	(,06)
Province - Terre-Neuve-et-Labrador	-0,006	(,23)	0,000	(,94)	0,003	(,44)	0,008**	(,04)
Province - Île-du-Prince-Édouard	-0,005***	(,00)	-0,002*	(,08)	-0,001	(,67)	0,000	(,80)
Province - Nouvelle-Écosse	-0,001	(,92)	0,003	(,68)	0,001	(,86)	0,009	(,17)
Province - Nouveau-Brunswick	-0,007	(,24)	-0,002	(,69)	-0,007	(,20)	-0,002	(,59)
Province - Québec	-0,030	(,38)	0,045	(,18)	0,040	(,27)	0,004	(,89)
Province - Ontario	-0,030	(,45)	-0,017	(,66)	-0,049	(,22)	-0,038	(,28)
Province - Manitoba	0,001	(,84)	-0,018**	(,04)	-0,007	(,44)	0,009	(,26)
Province - Saskatchewan	0,014*	(,09)	-0,006	(,40)	-0,001	(,84)	0,009	(,16)
Province - Alberta	-0,006	(,80)	-0,023	(,28)	0,000	(,99)	0,005	(,81)
Province - Colombie-Britannique	0,070***	(,00)	0,021	(,36)	0,021	(,40)	-0,005	(,86)
<b>N minimum</b>	1419		1440		1383		1950	

Valeurs-p entre parenthèses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Un espace vide signifie qu'il n'y a aucune observation appartenant au groupe ethnique observé

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Tout d'abord, nous avons généré des graphiques pour chaque période (groupe d'âge) représentant la moyenne de nos six variables d'intérêt selon la semaine (ou le mois) de naissance de l'enfant. À cause de contraintes liées à la divulgation des données de l'EDTR, nous ne pouvons pas utiliser les données par semaine pour trois de nos graphiques; nous utilisons donc les mois de naissance. Pour cette même raison, nous ne pouvons pas produire un graphique pour la variable représentant le changement d'emploi lors de la dernière année. Ces contraintes ne nous empêchent cependant pas d'utiliser la semaine ou même le jour de naissance dans nos estimations.

Les figures 4.1 à 4.6 illustrent l'évolution de chacune de nos variables d'intérêt selon la date de naissance. Chaque figure contient quatre graphiques, un pour chaque période. On peut ainsi observer l'ampleur que prend l'effet de la réforme à travers le temps. Si la réforme a un effet, nous verrons une brisure de la ligne de régression autour du seuil de discontinuité. Si cet écart autour du point de faille grandit, cela signifie que l'effet de la réforme est croissant au fur et à mesure que le premier enfant vieillit. Au contraire, si l'effet s'amenuise, cela signifie que l'effet de la réforme s'estompe au fur et à mesure que le premier enfant grandit.

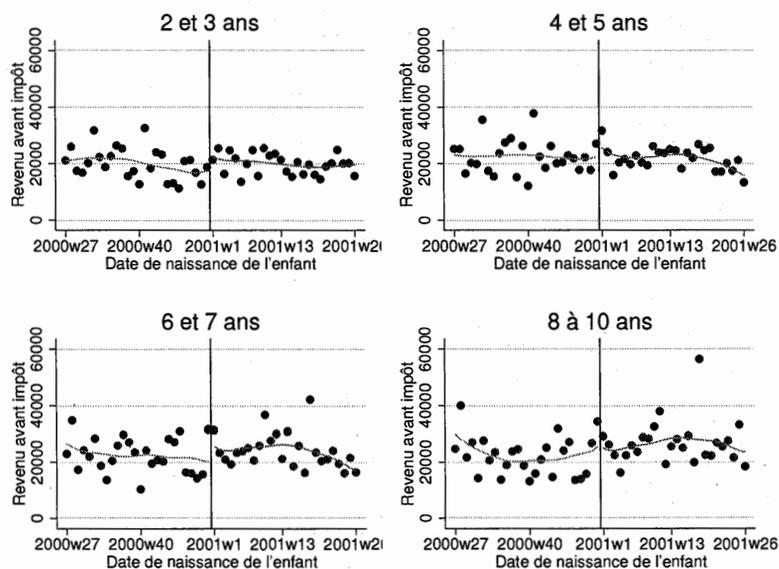


Figure 4.1: Évolution du revenu avant déductions selon l'âge du premier enfant

La figure 4.1 présente l'évolution des revenus avant déduction selon l'âge du premier enfant. On remarque que les revenus pré-réforme tout comme les revenus post-réforme sont d'environ 20 000\$ (dollars constant de 2002) quel que soit le groupe d'âge étudié. Les revenus semblent légèrement plus élevés pour les groupes post-réforme chez les 6 à 7 ans et chez les 8 à 10 ans, ce qui suggère que la réforme a eu un effet positif sur les revenus avant déduction à plus long terme.

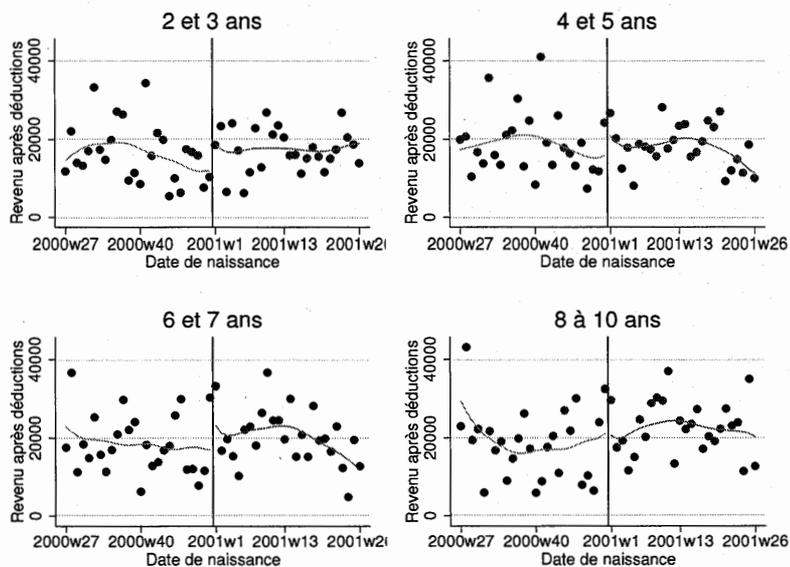


Figure 4.2: Évolution du revenu après impôts selon l'âge du premier enfant

Le constat est similaire pour les revenus après impôt, présentés dans la figure 4.2 : la moyenne pré-réforme et post-réforme se situe plus bas que pour les revenus avant déductions et ne semble pas significativement différente chez nos deux groupes, sauf pour les 8 à 10 ans, où la moyenne du groupe post-réforme semble légèrement plus élevée que 20 000\$, alors que celle du groupe pré-réforme semble légèrement plus faible que 20 000\$.

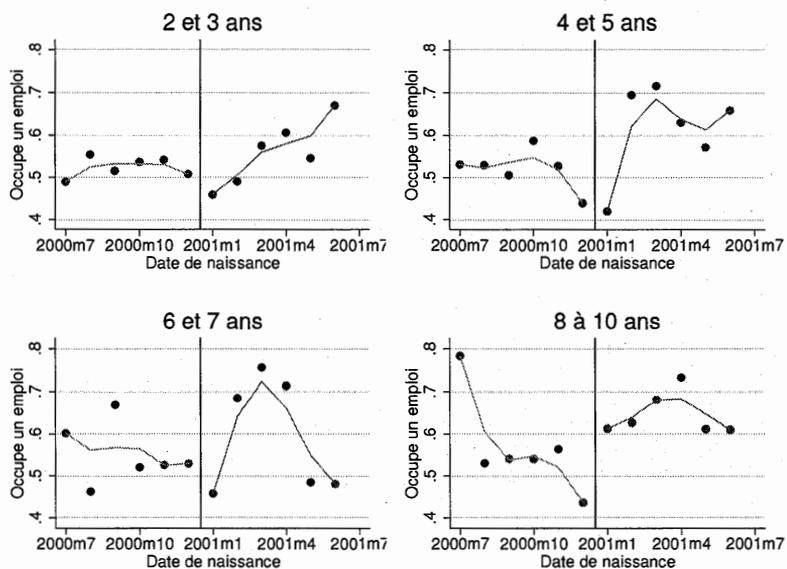


Figure 4.3: Évolution de l'emploi selon l'âge du premier enfant

La figure 4.3 présente la participation au travail. Tel que mentionné plus haut, nous sommes contraints à utiliser le mois de naissance au lieu de la semaine de naissance comme variable dépendante, ce qui rend plus difficile l'analyse visuelle. Nous constatons une moyenne d'environ 55% de taux de participation chez les 2 à 3 ans, avec une plus grande variance pour les années suivantes. Il semble y avoir une plus grande participation au marché du travail chez notre groupe post-réforme pour les 2 à 3 ans, les 4 à 5 ans et les 8 à 10 ans, mais le petit nombre de points nous empêche d'émettre un constat définitif. Il faudra observer plus formellement cette variable dans les estimations par régression.

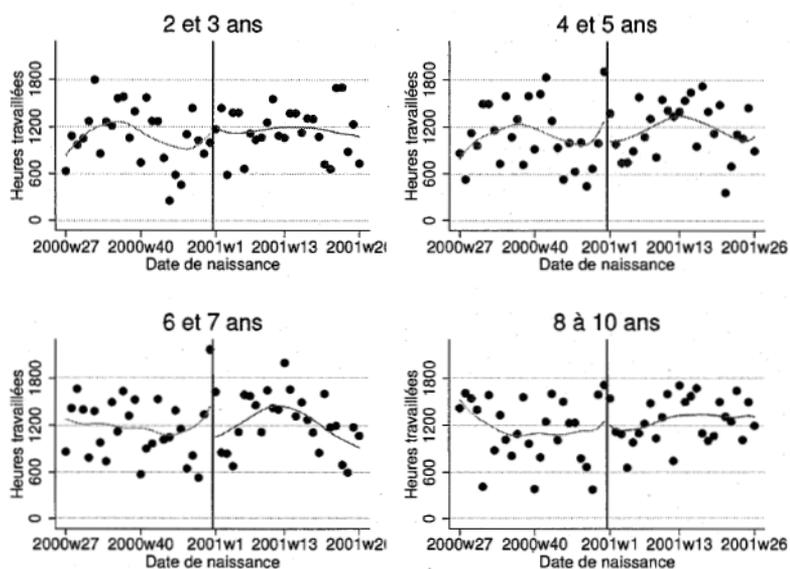


Figure 4.4: Évolution du nombre d'heures travaillées selon l'âge du premier enfant

Pour les heures travaillées, dénotées dans la figure 4.4, on observe une moyenne d'environ 1200 heures par année. Cette moyenne reste constante à travers toutes les années observées et il ne semble pas que la réforme ait eu un effet, puisque nos groupes pré-réforme et post-réforme ont sensiblement la même moyenne d'heures travaillées à travers le temps. Bien entendu, si le nombre d'heures travaillées a changé de manière marginale, puisque l'échelle varie entre 0 et 1800 heures, il devient difficile de l'observer visuellement.

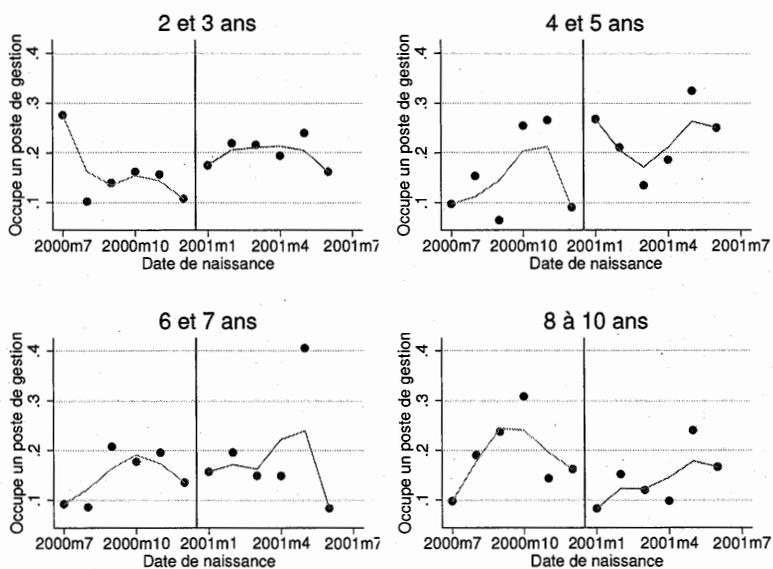


Figure 4.5: Évolution de la probabilité d'être gestionnaire selon l'âge du premier enfant

La probabilité d'être gestionnaire dans son lieu de travail (figure 4.5), elle, tourne aux alentours de 15% pour les 2 à 3 ans et semble augmenter un petit peu à travers le temps. Les mères de notre groupe post-réforme semblent avoir un plus grand nombre de gestionnaires pour les 2 à 5 ans après la réforme, mais semblent avoir un plus petit nombre de gestionnaires 8 à 10 ans après la réforme. Nous validerons ces constats à l'aide de notre modèle de régression.

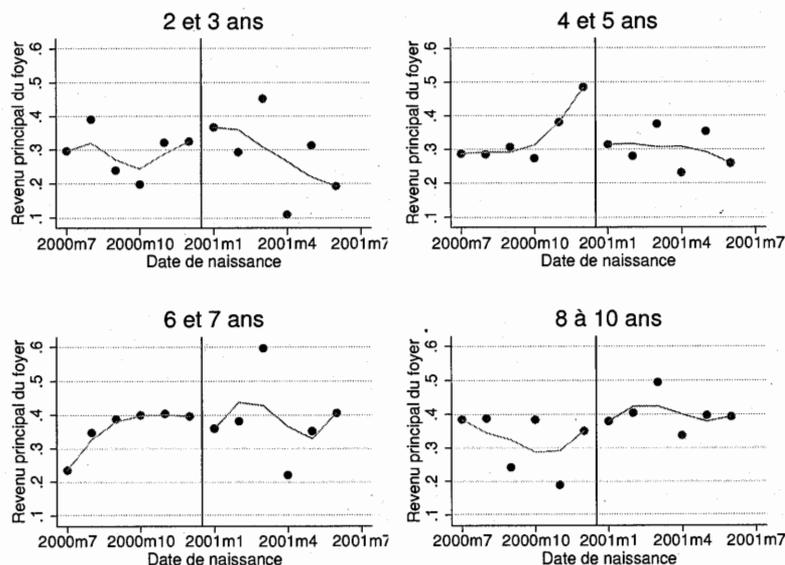


Figure 4.6: Évolution de la probabilité d'être la source de revenu principale du foyer selon l'âge du premier enfant

Finalement, la figure 4.6 présente l'évolution de la probabilité d'être la source de revenu principale du foyer à travers le temps. On observe une augmentation à travers le temps de cette probabilité : la probabilité moyenne d'être la source principale de revenu du foyer passe d'environ 30% 2 à 3 ans après la réforme à environ 40% 8 à 10 ans après la réforme, autant chez le groupe pré-réforme que chez le groupe post-réforme. Par contre, tandis que la réforme ne semble pas avoir d'effet de 2 à 7 ans plus tard, il semble que le groupe post-réforme contient plus de mères qui sont la source principale de revenu de leur foyer que le groupe pré-réforme pour les années 8 à 10 après la réforme.

Ces figures offrent un portrait descriptif de l'impact de la réforme. Il est possible que certaines variations dans les caractéristiques des mères viennent influencer ce portrait descriptif. Pour les prendre en considération, nous estimons de manière

plus formelle l'impact de la réforme suivant la méthode décrite précédemment. Les résultats de nos estimations par régression linéaire sont présentés dans les tableaux 4.1 et 4.2.

Tableau 4.1: Estimations RD 1

Régression par discontinuité - sans contrôles				
Années après la naissance	2-3	4-5	6-7	8-10
Variable				
Revenu après impôt	-162,892 (1 095,597) [0,882]	-508,632 (1 182,914) [0,667]	2 260,679* (1 337,771) [0,091]	4 564,976*** (1 126,409) [0,000]
Revenu avant déductions	677,333 (1 468,470) [0,645]	-1 098,611 (1 552,399) [0,479]	1 989,320 (1 499,229) [0,185]	4 064,885*** (1 305,231) [0,002]
Probabilité de participation au marché du travail	0,022 (0,041) [0,581]	0,054 (0,038) [0,156]	0,018 (0,042) [0,671]	0,059* (0,034) [0,087]
Heures travaillées totales	81,465 (76,837) [0,289]	54,745 (73,161) [0,454]	26,868 (81,770) [0,743]	78,341 (67,347) [0,245]
Probabilité de changer d'emploi	0,003 (0,020) [0,883]	0,018 (0,022) [0,427]	-0,023 (0,031) [0,458]	0,024 (0,017) [0,151]
Probabilité d'occuper un poste de gestion	0,027 (0,041) [0,516]	0,065* (0,039) [0,096]	0,026 (0,032) [0,415]	-0,054 (0,034) [0,115]
Source principale de revenu du foyer	0,003 (0,037) [0,940]	-0,048 (0,035) [0,170]	0,036 (0,039) [0,357]	0,089*** (0,032) [0,006]
N moyen	1 294	1 292	1 227	1 735

Écart-types robustes entre parenthèses

Valeurs-p entre crochets \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1

Le tableau 4.1 contient les résultats de notre modèle sans contrôles et le tableau 4.2 présente les résultats du modèle avec des contrôles pour l'âge de la mère, le niveau de scolarité de la mère, son appartenance à une minorité visible, son statut marital ainsi que sa province de résidence. Tel que mentionné plus tôt, si l'identification de nos deux groupes s'est faite correctement, les résultats des deux estimations ne devraient pas être significativement différents.

Tableau 4.2: Estimations RD 2

Régression par discontinuité - avec contrôles				
Années après la naissance	2-3	4-5	6-7	8-10
Variable				
Revenu après impôt	79,013 (1 080,194) [0,942]	-598,972 (1 137,577) [0,599]	1 631,322 (1 324,238) [0,218]	3 081,184*** (1 081,078) [0,004]
Revenu avant déductions	915,334 (1 433,467) [0,523]	-1 220,954 (1 463,054) [0,404]	1 178,652 (1 471,252) [0,423]	2 583,155** (1 241,963) [0,038]
Probabilité de participation au marché du travail	0,022 (0,040) [0,586]	0,049 (0,036) [0,175]	0,015 (0,040) [0,705]	0,026 (0,034) [0,446]
Heures travaillées totales	56,845 (73,493) [0,439]	22,040 (68,529) [0,748]	-17,514 (73,881) [0,813]	26,171 (62,028) [0,673]
Probabilité de changer d'emploi	0,006 (0,020) [0,756]	0,022 (0,022) [0,317]	-0,028 (0,033) [0,394]	0,016 (0,018) [0,379]
Probabilité d'occuper un poste de gestion	0,026 (0,040) [0,513]	0,054 (0,037) [0,143]	0,032 (0,031) [0,304]	-0,050 (0,033) [0,135]
Source principale de revenu du foyer	0,006 (0,034) [0,852]	-0,039 (0,032) [0,232]	0,036 (0,034) [0,293]	0,064** (0,029) [0,0299]
N moyen	1 294	1 292	1 227	1 735

Écart-types robustes entre parenthèses

Valeurs-p entre crochets \*\*\* p<0,01 \*\* p<0,05 \* p<0,1

Les variables de contrôle utilisées sont dans cette estimation sont l'âge de la mère, le niveau de scolarité, l'appartenance à une minorité visible, le statut marital, l'année d'observation ainsi que la province de résidence.

Comme on peut le constater, il n'y a aucun coefficient qui est statistiquement

significatif 2 à 3 ans après la naissance. Pour les mères observées 4 à 5 ans après la naissance, on observe un effet positif faiblement significatif de 0,065 sur la probabilité d'occuper un poste de gestion dans le modèle simple, mais cet effet n'est pas significatif dans le modèle avec contrôles. Ensuite, de 6 à 7 ans après la naissance, on observe une augmentation post-réforme de 2261\$ du revenu après impôt, mais cet effet n'est encore une fois pas significatif dans le modèle avec contrôles. Ainsi, de 2 à 7 ans après la naissance, il ne semble pas que la réforme du congé parental ait eu un effet significatif sur les revenus, les heures travaillées, la participation au travail, la probabilité d'occuper un poste de gestion et la probabilité d'être la source principale de revenu de la famille. Le signe des coefficients suggère généralement une amélioration de la condition des mères post-réforme, mais on ne peut pas affirmer que ces effets sont statistiquement différents de zéro.

Pour la période de 8 à 10 ans après la naissance, la réalité semble plus concluante. Nous observons un effet fortement significatif et positif de la réforme sur les variables de revenu avant déduction et après impôt. En effet, dans le modèle simple, le revenu après impôt augmente de 4565\$, coefficient qui est significatif à 99%. Un résultat similaire est constaté dans le modèle avec contrôles, où le revenu après impôt augmente de 3081\$ suite à la réforme. Le revenu avant déductions se comporte de manière similaire, présentant une augmentation de 4065\$ dans le modèle simple et de 2583\$ dans le modèle avec contrôles. Constat parallèle, la probabilité des mères d'être la source principale de revenu du foyer augmente de 8,95 points de pourcentage dans le modèle simple et de 6,35 points de pourcentage dans le modèle avec contrôles, avec des seuils de significativités respectifs de 99% et 95%. La probabilité d'occuper un emploi, elle, augmente de 5,91 points de pourcentage dans le modèle simple mais cet effet disparaît lorsqu'on introduit des contrôles.

Ces résultats semblent contredire certaines études, telles que celles publiées par Gruber (1994) et Ruhm (1996), qui observent une diminution à long terme du

salaires réels suite à l'implantation de politiques plus généreuses de congé parental. Le mécanisme évoqué par Gruber (1994), par lequel le coût de la politique est transféré aux femmes par une diminution de leur salaire ne semble pas être présent ici. Notre analyse par discontinuité permet d'évaluer l'effet de long terme pour des mères ayant donné naissance quelques mois avant et après la réforme. Par contre, il est possible que l'effet mentionné par Ruhm et Gruber se matérialise à plus long terme. En effet, il est possible que les employeurs ne réagissent pas immédiatement au changement de politique, et que les mères ayant donné naissance quelques années après la politique aient subséquemment subi un choc négatif.

Malgré cela, il faut se rappeler que le programme canadien, contrairement aux programmes analysés par ces auteurs, n'est pas payé par les employeurs, mais bien par les travailleurs via leurs primes d'assurance-emploi. Il ne faut pas non plus oublier que l'effet que nous observons ne caractérise pas le passage d'une absence de congé parental vers un congé parental de 50 semaines; nous observons l'effet du passage d'une politique ayant une couverture de 25 semaines vers une politique ayant une couverture de 50 semaines. Il semble donc légitime de questionner la validité externe des recherches effectuées dans les cadres institutionnels complètement différents que l'on retrouve dans d'autres pays. Les bienfaits souhaités des politiques de congé parental incluent la meilleure santé de la mère ainsi qu'une amélioration de la conciliation famille-travail. Il est plausible que ces deux facteurs servent à expliquer cette augmentation de long terme du revenu réel. Des recherches plus approfondies sur ces sujets aideraient à approfondir notre connaissance des mécanismes en cause.

Notre étude comporte quelques limites. Tout d'abord, notre échantillon est relativement petit; il est possible que certains effets n'aient pas pu être détectés par manque de précision. Les écarts-types présentés dans les tableaux 4.1 et 4.2 donnent un aperçu de l'ampleur des effets pouvant être détectés. De plus, tel que

mentionné précédemment, l'effet de la réforme sur les mères ayant donné naissance quelques années après la réforme pourrait être différent de celui mesuré ici. Les données à notre disposition ne nous permettaient pas de faire une analyse de plus long terme. En fait, la structure de l'EDTR limitait nos possibilités. Nous avons tenté d'utiliser une approche de différences-en-différences pour regarder l'effet à plus long terme en utilisant des effets post-réforme progressifs. Malheureusement, l'hypothèse de tendance commune n'était pas respectée pour la majorité de nos variables d'intérêt, peu importe le groupe contrôle utilisé. Nous avons donc choisi de ne pas présenter ces résultats. Ceci étant dit, les résultats présentés donnent un portrait de l'effet de long terme sur les mères ayant donné naissance au moment de l'implantation de la réforme. Ces résultats semblent nous indiquer que les entreprises n'ont pas pénalisé ces mères, que ce soit à court ou à long terme.

## CONCLUSION

Dans le cadre de notre analyse, nous cherchions à trouver quels sont les effets de la réforme canadienne du congé parental de 2001 sur sept variables concernant le travail des mères, soit le revenu avant déductions, le revenu après impôt, les heures travaillées, l'occupation d'un emploi, l'occupation d'un poste de gestion, le statut de source principale de revenu du foyer et le changement d'emploi dans la dernière année. Nous avons observé les effets de cette réforme pour quatre groupes de mères canadiennes : les mères dont le premier enfant est âgé de 2 à 3 ans, les mères dont le premier enfant est âgé de 4 à 5 ans, les mères dont le premier enfant est âgé de 6 à 7 ans et les mères dont le premier enfant est âgé entre 8 et 10 ans. Pour ce faire, nous avons utilisé une méthode de régression par discontinuité autour du seuil se trouvant le premier janvier 2001.

Au terme de notre analyse, nous n'avons pas décelé d'effet significatif sur nos variables d'intérêt pour les mères dont le premier enfant est âgé de 2 à 3 ans, 4 à 5 ans ou 6 à 7 ans. Nous avons par contre constaté un effet positif et significatif sur les revenus avant et après impôt des mères dont le premier enfant est âgé de 8 à 10 ans. Le revenu avant déductions de ces dernières augmente de 2583\$ à 4065\$ suite à la réforme, alors que leur revenu après impôt subit une augmentation entre 3081\$ et 4565\$. Nous constatons aussi que la probabilité que la mère soit la source principale de revenu du foyer augmente de 6,35 à 8,95 points de pourcentage suite à la réforme.

Ce résultat contraste la littérature existante s'étant penchée sur les effets à long terme des politiques de congé parental, qui trouvent un effet négatif à long terme

sur les salaires réels (Gruber 1994 et Ruhm 1996). Nous postulons que la grande différence entre les politiques américaines et européennes observées par ces auteurs et la politique de congé parental canadienne, beaucoup plus généreuse, cause cet écart.

Notre étude, qui cherchait d'abord à compléter les recherches effectuées par Baker et Milligan (2008b), se démarque de la littérature par la portée de son regard : grâce à la richesse de données que nous fournissons l'EDTR, nous arrivons à documenter les effets de la réforme de 2001 jusqu'à 10 années plus tard, alors que les études similaires se sont bornées à un regard de court terme.

Pour terminer, la force de notre étude en est aussi une de ses faiblesses : l'EDTR, malgré sa longévité et la richesse de ses données, nous restreint à un nombre limité d'observations lorsque vient le temps d'isoler les mères ayant donné naissance juste avant et juste après la réforme. Ceci nous empêche d'observer les effets de court terme de la réforme de 2001. Cette pénurie au niveau du nombre d'observations nous force également à faire des compromis qui viennent brouiller quelque peu notre stratégie d'identification. Il est possible de croire que si nous possédions un plus grand nombre d'observations, nous parviendrions à des résultats encore plus clairs.

## RÉFÉRENCES

- Aitken, Z., Garrett, C. C., Hewitt, B., Keogh, L., Hocking, J. S. et Kavanagh, A. M. (2015). The maternal health outcomes of paid maternity leave : A systematic review. *Social Science & Medicine*, 130(C), 32–41.
- Baird, M. et Litwin, A. (2005). Rethinking work and family policy : The making and taking of parental leave in australia. *International Review of Psychiatry*, 17(5), 385–400.
- Baker, M. et Milligan, K. (2008a). Maternal employment, breastfeeding, and health : Evidence from maternity leave mandates. *Journal of Health Economics*, 27(4), 871–887.
- Baker, M. et Milligan, K. (2008b). How does job-protected maternity leave affect mothers' employment ? *Journal of Labor Economics*, 26(4), pp. 655–691.
- Baker, M. et Milligan, K. (2015). Maternity leave and children's cognitive and behavioral development. *Journal of Population Economics*, 28(2), 373–391.
- Berger, L. M., Hill, J. et Waldfogel, J. (2005). Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the us. *The Economic Journal*, 115(501), F29–F47.
- Besamusca, J., Tijdens, K., Keune, M. et Steinmetz, S. (2015). Working women worldwide. age effects in female labor force participation in 117 countries. *World Development*, 74, 123–141.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D. et Titiunik, R. Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. *Econometrica*, 82(6), 2295–2326.
- Carneiro, P., Løken, K. V. et Salvanes, K. G. (2015). A flying start ? maternity leave benefits and long-run outcomes of children. *Journal of Political Economy*, 123(2), 365–412.
- Charlot, O. et Malherbet, F. (2013). Education and employment protection. *Labour Economics*, 20, 3–23.

- Gruber, J. (1994). The incidence of mandated maternity benefits. *The American Economic Review*, 622–641.
- Haeck, C. (2011). Increased paid maternity leave and children's development measured at age four to five. an empirical analysis.
- Hanel, B. (2013). The impact of paid maternity leave rights on labour market outcomes. *Economic Record*, 89(286), 339–366.
- Marshall, K. (2010). Prestations complémentaires versées par l'employeur. *L'Emploi et le Revenu en Perspective*, 11(2).
- Neugart, M. (2012). Female employment and divorce : Taking into account a social multiplier. *Mathematical Population Studies*, 19(2), 63–72.
- Pylkkänen, E., Smith, N. *et al.* (2003). Career interruptions due to parental leave : A comparative study of denmark and sweden.
- Ray, R., Gornick, J. C. et Schmitt, J. (2010). Who cares ? assessing generosity and gender equality in parental leave policy designs in 21 countries. *Journal of European Social Policy*, 20(3), 196–216.
- Rossin, M. (2011). The effects of maternity leave on children's birth and infant health outcomes in the united states. *Journal of Health Economics*, 30(2), 221 – 239.
- Rossin-Slater, M., Ruhm, C. J. et Waldfogel, J. The effects of california's paid family leave program on mothers' leave-taking and subsequent labor market outcomes. *Journal of Policy Analysis and Management*, 32(2), 224–245.
- Ruhm, C. J. (1998). The economic consequences of parental leave mandates : Lessons from europe. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 285–317.
- Ruhm, C. J. (2000). Parental leave and child health. *Journal of Health Economics*, 19(6), 931–960.
- Taniguchi, H. et Rosenfeld, R. A. (2002). Women's employment exit and reentry : differences among whites, blacks, and hispanics. *Social Science Research*, 31(3), 432–471.
- Thyrian, J. R., Fendrich, K., Lange, A., Haas, J.-P., Zygmunt, M. et Hoffmann, W. (2010). Changing maternity leave policy : Short-term effects on fertility rates and demographic variables in germany. *Social Science & Medicine*, 71(4), 672–676.
- Winegarden, C. R. et Bracy, P. M. (1995). Demographic consequences of

maternal-leave programs in industrial countries : evidence from fixed-effects models. *Southern Economic Journal*, 1020–1035.