

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DES TARIFS DE GARDE SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES
FEMMES AU CANADA

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JOVANKA CHARBONNEAU

AOÛT 2017

REMERCIEMENTS

L'aboutissement de ce mémoire n'aurait pu être possible sans le soutien professionnel, émotionnel et financier de plusieurs personnes. Ainsi, je tiens à remercier en premier lieu le corps professoral et le personnel administratif du département d'économie de l'UQAM. Plus particulièrement, merci à ma directrice Catherine Haeck pour sa confiance et son dévouement. Merci d'avoir été aussi présente malgré la distance. Je désire aussi remercier mes patrons d'Emploi et Développement Social, pour l'intérêt qu'ils ont témoigné à l'égard de ce mémoire et de m'avoir permis de concilier travail-étude. Merci à ma collègue Julie pour ses encouragements quotidiens.

Merci aux soutiens financiers du groupe de recherche en capital humain de l'UQAM et du CIQSS. Merci à Jean-Michel du FRDC pour son efficacité et ses conseils.

Un énorme merci à mes parents de m'avoir soutenu financièrement et psychologiquement pendant toutes ces années et de continuer à m'appuyer dans mes projets. Merci à mes frères et soeurs pour ces discussions familiales bien animées et enrichissantes. Finalement et très sincèrement, je tiens à remercier Patrick pour ses nombreux commentaires tyranniques qui me permettent de me dépasser chaque jour et ce, depuis le début de mes études universitaires. Un jour, je vais gagner.

AVANT-PROPOS

Bien que les recherches et les analyses aient été faites à partir de données de Statistique Canada, les points de vue et opinions exprimés dans ce travail sont ceux de l'auteure et ne représentent pas nécessairement ceux de Statistique Canada.

Les points de vue et opinions exprimés dans ce travail sont ceux de l'auteure et ne représentent pas nécessairement ceux d'Emploi et Développement social Canada ou du gouvernement du Canada.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	ix
RÉSUMÉ	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
CONTEXTE CANADIEN	5
CHAPITRE II	
REVUE DE DE LA LITTÉRATURE	9
2.1 Cadre historique d'analyse	9
2.1.1 La méthode d'Heckman	9
2.1.2 Choix de la qualité et du mode de la garde	11
2.2 Résultats de l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde	13
2.2.1 Les mères monoparentales	14
2.2.2 Les mères de famille biparentale	15
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	19
3.1 Cadre théorique	19
3.1.1 Modèle de base : arbitrage entre travail et garde d'enfant	19
3.1.2 Modèle dichotomique de choix discrets	22
3.2 Méthodologie empirique	23
3.2.1 Le modèle de sélection d'Heckman	23
3.2.2 La détermination de l'équation salariale	26
3.2.3 La détermination des frais de garde	27
3.2.4 Impact des frais de garde sur l'offre de travail des femmes	28

CHAPITRE IV	
DONNÉES	30
4.1 L'échantillon général	31
4.2 Les variables	33
4.2.1 Variables mesurant l'offre de travail	34
4.2.2 Variables de garde	35
4.2.3 Variables de contrôle	38
CHAPITRE V	
ANALYSE DES RÉSULTATS	41
5.1 Marge Extensive	42
5.1.1 Toutes les provinces	42
5.1.2 Reste du Canada (RDC)	46
5.2 Marge Intensive	50
5.3 Simulations d'interventions	50
CONCLUSION	54
ANNEXE A	
STATISTIQUES DESCRIPTIVES	56
ANNEXE B	
ESTIMATIONS DU MODÈLE	60
ANNEXE C	
RÉSULTATS	64
BIBLIOGRAPHIE	68

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
4.1 Taux d'emploi des mères par province et âge du plus jeune enfant	34
4.2 Pourcentage de mères qui utilisent un service de garde payant pour travailler par province et âge du plus jeune enfant	36
4.3 Dépense en frais de garde et taux d'emploi des mères avec enfant de moins de 3 ans	37
4.4 Dépenses en frais de garde et taux d'emploi des mères avec enfant entre 3 et 5 ans	37
A.1 Taux d'emploi - comparatif pour les mères d'enfant de 0 à 2 ans .	58
A.2 Taux d'emploi - comparatif pour les mères d'enfant 3 à 5 ans . . .	58
A.3 Coût par heure travaillée, par province et âge du plus jeune enfant	59
A.4 Coût par semaine travaillée, par province et âge du plus jeune enfant	59
B.1 Frais de garde observés vs. prédits	60
B.2 Salaires observés vs. prédits	60

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Coûts mensuels médians des grandes villes canadiennes	6
2.1 Situations familiales et types de garde	13
4.1 Caractéristiques de l'échantillon	32
5.1 Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 12 ans, par niveau d'éducation et type de famille	43
5.2 Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, par niveau d'éducation et type de famille	46
5.3 Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 12 ans, par niveau d'éducation et type de famille - RDC	48
5.4 Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, par niveau d'éducation et type de famille - RDC	49
5.5 Prédiction du taux d'emploi des mères d'enfant de 0 à 5 ans ayant un revenu familial de moins de 40 000\$ par année suite à une subvention des frais de garde	50
5.6 Simulation de tarif unique pour les mères d'enfant de 0 à 5 ans . .	52
A.1 Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant	56
A.2 Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant - EPA(2015)	57
A.3 Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant -EPA (2016)	57
B.1 Sélection de l'équation salariale	61
B.2 Sélection de l'équation des frais de garde - <i>Biprobit</i>	62

B.3	Tarif de garde horaire potentiel	63
C.1	Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 1 et 4 ans, par niveau d'éducation et type de famille	64
C.2	Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 1 et 4 ans, par niveau d'éducation et type de famille -RDC	65
C.3	Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 5 ans	66
C.4	Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 12 ans	66
C.5	Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 5 ans (RDC)	67
C.6	Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 12 ans (RDC)	67

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

AB	Alberta
BC	Colombie-Britannique
CPS	<i>Current Population Survey</i>
DD	Différence-en-différences
DDD	Triples différences
DES	Diplôme d'étude secondaire
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
ELNEJ	Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes
ENSE	Enquête nationale des soins aux enfants
EPA	Enquête sur la population active
ISQ	Institut de la statistique du Québec
MB	Manitoba
MCO	Moindres carrés ordinaires
MEM	Effet marginal à la moyenne
NB	Nouveau-Brunswick
NL	Terre-Neuve et Labrador
NLS	<i>National Longitudinal Survey</i>
NPD	Nouveau Parti démocratique
NS	Nouvelle-Écosse
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
ON	Ontario
PE	Île-du-Prince-Édouard
PUGE	Prestation universelle pour garde d'enfant

QC	Québec
RDC	Reste du Canada
SIPP	<i>Survey of Income and Program Participation</i>

RÉSUMÉ

Ce mémoire s'inscrit dans une longue lignée de recherches tentant de mesurer l'impact des services de garde sur l'offre de travail des familles. L'objectif principal de cette recherche était de quantifier l'effet des tarifs de garde sur l'offre de travail à la marge extensive et intensive des mères canadiennes. Pour ce faire, nous avons utilisé les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu et un modèle structurel en corrigeant pour les biais de sélection éminents aux données.

Les résultats obtenus sont similaires à ceux des études canadiennes antérieures malgré le temps qui s'est écoulé depuis leurs publications. Nous distinguons l'ensemble du Canada du reste du Canada (excluant le Québec). Les résultats sont décomposés en fonction du type de famille et du niveau d'éducation des mères. Nos estimations suggèrent qu'une diminution de 10 % des frais de garde engendrerait une augmentation de participation au marché du travail entre 2,9 et 4,1 % en moyenne. On observe également que l'offre de travail des groupes plus vulnérables, tels que les mères monoparentales et moins éduquées, est plus sensible aux variations des frais de garde. La méthodologie employée nous a permis d'effectuer des simulations d'interventions gouvernementales sur les frais de garde et de prédire leurs impacts sur le taux d'activité des mères canadiennes. Notre modèle prédit une augmentation du taux de participation entre 7,1 et 8,3 points de pourcentage suite à une subvention directe de 90 % des coûts pour les mères d'enfants âgés de 0 à 5 ans déclarant un revenu familial annuel net inférieur à 40 000 \$.

Bien que nous ayons tenté d'estimer l'effet à la marge intensive, la méthode employée n'a pas permis de relever de résultats probants, et ce malgré divers tests de spécifications.

Mots clés : Offre de travail, tarifs de garde, services de garde, participation au marché du travail des mères, politique familiale canadienne.

INTRODUCTION

Depuis les dernières décennies, on observe une hausse substantielle de la participation des femmes sur le marché du travail pour la majorité des pays membres de l'OCDE, passant de 54 % en 1980 à 71 % en 2010 chez les femmes de 25 à 54 ans (Thévenon, 2013). Au Canada, cette statistique a plus que doublé entre 1976 et 2009 en atteignant 58,3 % en 2009. En 2016, le taux d'activité des femmes québécoises de 20 à 44 ans excède celui de la majorité des pays de l'OCDE. Allant de pair avec ce phénomène, les besoins en service de garde se sont accrus considérablement. Statistique Canada (2014) rapporte que 46 % des parents d'enfant âgé de 14 ans et moins avaient recours à une certaine forme de service de garde en 2011. Les décideurs publics ont également multiplié les politiques familiales et ont ainsi favorisé l'accessibilité des femmes au marché du travail.

Les politiques favorisant l'insertion sur le marché du travail, particulièrement celles visant les groupes vulnérables, notamment les personnes peu qualifiées, permettent de réduire la dépendance à de nombreux programmes sociaux onéreux. Bien que la pauvreté ne se limite pas à un revenu insuffisant, le travail constitue tout de même un des outils les plus efficaces pour contrer la pauvreté. Considérant l'importante utilisation des services de garde et partant du fait que leurs frais représentent une barrière financière à la participation et à l'intensité de participation au marché du travail des femmes, l'accessibilité aux garderies soulève des questions d'équité et d'égalité¹ auxquelles plusieurs pays se sont attardés. Plus particulièrement, au

1. L'équité étant définie comme la qualité consistant à attribuer à chacun ce qui lui est dû par référence aux principes de la justice naturelle; impartialité. L'égalité réfère plutôt au concept d'absence de toute discrimination entre les être humains, sur le plan de leurs droits; uniformité.

Canada, les politiques familiales ont beaucoup évolué au courant des dernières années et sont encore aujourd'hui un sujet d'actualité éminent des plate-formes politiques provinciales et fédérales.

Au Québec, le gouvernement provincial instaura en 1997 un régime universel de garderie. Depuis son instauration, le coût annuel du programme a augmenté d'une manière importante, passant de 300 M \$ à 2,2 G \$ en 2011-2012 (Fortin *et al.*, 2013). Considérant l'ampleur des coûts pour la province, il est légitime de se demander quel serait l'impact d'un tel programme à l'échelle canadienne sur les coûts et sur la participation au marché du travail. Bien que les services de garde soient typiquement de juridiction provinciale, ceux-ci intéressent tout autant les partis fédéraux. Que ce soit sous les Libéraux de Paul Martin en 2005 ou le NPD de Thomas Mulcair des dernières élections, la création d'un programme national de garderie est un projet qui plane à Ottawa depuis quelques années. Le Premier Ministre Trudeau a d'ailleurs annoncé un investissement de 7,5 milliards² sur 11 ans dans son dernier budget destiné à la création d'un cadre national d'éducation à la petite enfance et aux services de garde.

Ainsi, considérant que la hausse de la participation au marché du travail chez les femmes, engendre dans la majorité des cas, une hausse de la demande pour les services de garde, le souci d'équité et d'égalité des décideurs publics autant fédéraux que provinciaux et l'importance des coûts gouvernementaux associés aux places en garderie à tarif réduit du Québec, il est important d'évaluer l'impact des tarifs de garde sur l'offre de travail des femmes. Outre l'impact des tarifs, cette étude tentera aussi d'évaluer via un modèle prédictif les effets de diverses interventions politiques possibles, tel que proposées par certains partis politiques des dernières décennies, sur le travail des mères.

2. La province québécoise est admissible à 23 % du montant prévu puisqu'elle dispose déjà de son propre réseau de garderies subventionnées.

L'importance du sujet est bien connue des économistes et plusieurs recherches se sont intéressées au lien entre l'accessibilité aux services de garde et l'offre de travail des familles. Heckman (1974) est l'un des premiers à avoir examiné cette relation. Il a démontré qu'une augmentation des coûts liés à la garde d'enfant résulte en une baisse de la probabilité de travail chez les mères³ et une diminution de l'intensité de travail de celles déjà sur le marché de l'emploi. La même relation est observée au Canada où les taux d'emploi des mères sont plus faibles dans les provinces ayant des frais de garde élevés⁴. Depuis Heckman, les recherches portant sur les services de garde et l'offre de travail des femmes se sont multipliées. Ceci dit, les études qui s'intéressent au lien entre les tarifs de garde et l'offre de travail sont essentiellement américaines. Au Canada et ailleurs dans le monde, les études se sont principalement penchées sur le lien entre l'offre de travail des mères et l'offre de services de garde. Certaines politiques en lien avec les services de garde ont également été étudiées, notamment l'instauration des services de garde à contributions réduites au Québec. Ainsi, ce projet serait l'un des rares à estimer l'impact du prix des services de garde sur l'offre de travail des mères dans le contexte canadien.

Pour mener à bien ce projet, nous utiliserons les données issues de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1999 à 2011 incluant : l'activité de travail, le revenu, les dépenses en service de garde et les caractéristiques personnelles, socio-économiques et démographiques des femmes canadiennes. Cela permettra d'évaluer les effets à travers des sous-groupes de la population qui se distinguent par la composition familiale (famille biparentale ou monoparentale et

3. L'échantillon est issu du *National Longitudinal Survey* (NLS) de 1966 et les estimés sont fondés sur un sous-groupe de femmes mariées, âgées entre 30 et 44 ans et ayant au moins un enfant de moins de 10 ans.

4. Issu de la note ministérielle *The impact of childcare support on women's labour force participation* (2016).

âge de l'enfant le plus jeune) ainsi que le niveau d'éducation. L'EDTR est préférée à l'enquête longitudinale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) puisqu'elle comporte des données plus précises et des mesures diversifiées sur le revenu et la participation au travail. Comme ces données ont été collectées sur une base annuelle, il est aussi possible d'observer plusieurs cycles, ce qui permet une meilleure différenciation des effets contingents associés à des changements de politique.

De plus, puisque la décision de participer au marché du travail et le choix d'utiliser des services de garde se font de façon simultanée, nous utiliserons un modèle de sélection pour contrôler les problèmes d'endogénéité. Cette méthodologie, jumelée à la richesse de la banque de données, nous permettra de tester l'approche en utilisant les données observées afin de déterminer si le modèle est en mesure de reproduire le choix de travail des mères dans l'échantillon et de prédire leurs frais de garde adéquatement. Il sera donc possible d'avoir un certain niveau de confiance par rapport au pouvoir de prédiction du modèle. Il sera aussi possible de simuler, à partir du modèle estimé, l'impact d'offrir un tarif de garde unique ou des subventions directes en fonction du statut économique dans tout le pays sur le travail des mères canadiennes.

Pour ce faire, ce mémoire sera divisé en cinq chapitres. Le premier chapitre est une brève mise en contexte des politiques et des caractéristiques des services de garde au Canada. Le second chapitre dresse une revue de la littérature économique s'étant attardée au lien entre l'offre de travail des femmes et les prix des services de garde. Le troisième chapitre décrit le modèle théorique ainsi que la méthodologie sur lesquels repose cette étude. Le quatrième chapitre dresse un portrait des données utilisées. Enfin, le dernier chapitre analyse les résultats obtenus.

CHAPITRE I

CONTEXTE CANADIEN

L'éducation à la petite enfance et les services de garde au Canada sont, en vertu de la constitution, de juridiction provinciale. Bien que le gouvernement du Canada reconnaisse l'importance de l'éducation à la petite enfance, son rôle en matière de petite enfance s'est limité historiquement à une aide financière directe via des mesures fiscales telles que l'instauration des crédits d'impôt pour frais de garde, la prestation universelle pour garde d'enfant (PUGE) ou l'allocation Canadienne pour enfant plus récemment. Le récent gouvernement Trudeau a promis d'investir 7,5 milliards dans un système de garderie et d'éducation à la petite enfance à l'échelle nationale d'ici à 2028. La structure que prendra ce partenariat fédéral-provincial se fait toutefois toujours attendre. Le Québec est présentement la seule province canadienne munie d'un système universel en matière de garde d'enfant. Les autres provinces canadiennes offrent aussi des places en garderie subventionnées ; toutefois, l'obtention de ces places subventionnées est limitée aux familles à très faibles revenus. Les politiques en matière de services de garde varient donc largement entre les provinces, ce qui engendre de grandes disparités d'accessibilité, de coût et de qualité intra et inter province⁵. Deux éléments concernant la situation des services garde demeurent communs à travers toutes les provinces : des

5. Il existe des différences intra provinciale puisque les services de garde sont régis par les municipalités dans certaines provinces bien que le financement est provincial.

frais élevés et la rareté des places réglementées. Le tableau 1.1 dresse un portrait sommaire des frais de garde mensuels médians dans les provinces canadiennes en 2015.

Tableau 1.1: Coûts mensuels médians des grandes villes canadiennes

Prov.	Ville	<18 mois	18 mois-3 ans	3-5 ans	Avec subvention
NL	St.John's	1400	955	857	105
PE	Charlottetown	738	608	586	130
NS	Halifax	867	784	785	375
NB	Saint John	846	694	651	140
QC		174	174	174	-
ON	Ottawa	976	1194	987	87
	Markham	1324	1150	1000	
	Toronto	1736	1325	1033	
	Vaughan	1302	1045	981	
	Mississauga	911	966	977	
	Hamilton	1239	1020	852	
	London	1180	1085	970	
	Windsor	977	846	760	
MB	Winnipeg	651	451	451	265
SK	Regina	800	605	560	355
	Saskatoon	850	710	655	450
AB	Calgary	1075	960	910	396
	Edmonton	900	790	800	280
BC	Vancouver	1225	1180	905	310
	Burnaby	1210	1000	811	215
	Surrey	900	900	750	155

Source : Macdonald et Klinger (2015). Cette étude fournit les données sur les frais des centres de service garde (garderies, CPE etc.) et des garderies en milieu familiales enregistrées des plus grandes villes canadiennes. La quatrième colonne « Avec subvention », correspond au tarif mensuel auquel une famille à faible revenu de quatre (2 parents, 2 enfants dont un d'âge préscolaire) débourserait.

Les tarifs de garde sont modulés par groupe d'âge au Canada puisque le ratio minimal d'éducateur par enfant est imposé par la province en fonction de l'âge des enfants. Les frais de garde pour un poupon seront généralement plus élevés puisque

davantage d'éducateurs ou de gardiens sont requis pour en prendre soin. Bien que ce soit le cas au Québec également, les frais supplémentaires sont déboursés par le gouvernement.

C'est à Toronto qu'on observe les frais de garde médians les plus élevés et au Québec que l'on observe les plus faibles et ce pour les trois catégories d'âge observées. Une famille torontoise avec deux enfants de moins de 5 ans peut dépenser annuellement en garde d'enfant de 19 512 \$ à 41 664 \$ dépendamment de l'âge des enfants alors qu'au Québec cette même famille encourrait des frais de garde annuels de 4176 \$⁶. Les frais de garde sont réglés au niveau provincial au Québec, à l'Île-du-Prince-Édouard et au Manitoba seulement.

Chaque province canadienne a un système de subvention distinct afin d'aider les familles plus démunies. La famille hypothétique utilisée pour calculer les tarifs subventionnés (quatrième colonne) est constituée de deux parents et de deux enfants dont l'un d'entre eux est d'âge préscolaire. De plus, cette famille a un revenu annuel de 30 480 \$ qui correspond au revenu familial médian en 2015 de famille avec enfants âgés de moins de 5 ans qui vivent sous le seuil de pauvreté net. Selon les estimés, l'Ontario offre les subventions les plus importantes portant les frais à 87 \$ par enfant mensuellement. Bien que les subventions accordées aux familles à faible revenu diminuent substantiellement les dépenses en service de garde à travers le Canada, le processus pour y accéder est lent et fastidieux.

Outre les services de garde, les programmes de maternelles ont aussi une influence sur la dynamique de travail des familles d'enfants d'âge préscolaire puisqu'il s'agit de programmes gratuits de garde d'enfant. Il existe différents types de maternelle et de réglementation les encadrant : des programmes à temps plein (journée

6. Depuis 2014, les tarifs de garde Québécois sont modulés en fonction du revenu. Cet estimé est valide pour une famille dont le revenu annuel net est de moins de 50 545 \$ en 2015.

complète) ou à temps partiel (demi-journée). Dans trois provinces, l'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse, la maternelle est obligatoire. Les programmes de maternelle sont généralement destinés aux enfants de 5 ans. Par contre le programme est accessible à tous les enfants de 4 ans en Ontario et dans certains cas au Québec, au Manitoba et en Alberta. En Saskatchewan, les enfants de 4 ans et même certains de 3 ans ont accès à la prématernelle.

À l'instar des programmes de maternelle, les congés parentaux ont un impact sur la relation qui existe entre l'offre de travail des mères et les services de garde car ces programmes (congé de maternité et congé parental) correspondent à une période où le parent reçoit une fraction de son salaire pour une durée prédéterminée sans avoir à travailler. Ainsi, il n'est pas surprenant d'observer des dépenses en frais de garde encourues par les familles au cours de la première année de vie de l'enfant faibles ou inexistantes puisque peu de familles ont recours à un mode de service de garde payant durant cette période. Également, ces périodes hors marché du travail pour prendre soin d'un enfant, résultent en une diminution de l'expérience de travail acquise par les mères. Selon la théorie économique du capital humain ceci se traduit par une productivité marginale plus faible au retour au travail et une dépréciation du capital humain plus ou moins grande selon le niveau de spécialisation du travail ce qui influencent à la baisse le salaire potentiel (Mincer et Polachek, 1978).

CHAPITRE II

REVUE DE DE LA LITTÉRATURE

Il existe une vaste littérature économique sur l'impact des tarifs des services de garde sur l'offre de travail des femmes. Ces études se distinguent entre elles essentiellement par la nature des données utilisées et la spécification du modèle de participation retenu. Elles se différencient aussi par les caractères spécifiques aux diverses populations étudiées. Certaines recherches s'intéressent aux mères en couple alors que d'autres se concentrent uniquement sur les mères monoparentales ou varient en fonction de l'âge des enfants gardés.

2.1 Cadre historique d'analyse

2.1.1 La méthode d'Heckman

Heckman (1974) est un des premiers à avoir estimé la relation entre le prix des services de garde et l'offre de travail des mères. Pour ce faire, il présente une méthode qui permet d'estimer directement les courbes d'indifférences ou préférences des individus entre le revenu de travail et le temps alloué au loisir. L'échantillon utilisé est issu du *National Longitudinal Survey* (NLS) de 1966 et les estimés sont fondés sur un sous-groupe de femmes mariées, âgées entre 30 et 44 ans et ayant au moins un enfant de moins de 10 ans. Ces résultats démontrent qu'une augmentation des coûts liés à la garde d'enfant résulte en une baisse de la probabilité de travail chez

les mères et une diminution de l'intensité de travail de celles déjà sur le marché de l'emploi. Cette étude repose sur l'hypothèse d'offre de travail standard où la femme est le principal agent puisque c'est elle qui fait face à la décision simultanée entre la garde d'enfant et le temps de travail. Dans ce type de modèle les variables associées à l'offre de travail du père et son revenu sont exogènes c.-à-d. le père détermine sa participation et son intensité de travail indépendamment de la mère.

Suite à cette étude, de nombreuses autres se sont attardées à l'impact des frais de garde sur la probabilité de participer au marché du travail afin d'en estimer l'élasticité de l'offre de travail par un modèle de sélection essentiellement basé sur la méthode proposée par Heckman (1974). Afin d'éviter les biais de sélection et donc la surestimation de l'élasticité, il est nécessaire d'estimer dans le modèle les salaires potentiels des mères inactives ainsi que le coût potentiel des services de gardes lorsque celui-ci n'est pas observé.

La méthode en deux étapes d'Heckman consiste à estimer le salaire potentiel par une équation composée d'un vecteur de variables explicatives et corriger cette équation par l'introduction de l'inverse du ratio de Mills. Cette méthode sera développée en détail dans le chapitre suivant. La vaste majorité des études s'entend quant à la méthode d'estimation des salaires potentiels chez les mères inactives. Par contre, la mesure pour estimer les coûts de garde potentiels diffère. Gustafsson et Stafford (1992) estiment les dépenses de garde en Suède en fonction de la zone de résidence. Ils déterminent le tarif moyen de la région des familles ayant recours à un mode de garde payant et attribuent cet estimé aux familles de la même région dont les coûts de garde sont nuls. Michalopoulos *et al.* (1992) favorisent un indicateur relatif de réduction d'impôt associé au frais de garde. Enfin Connelly (1992) estime ce coût potentiel via une équation de dépenses similaire à l'équation salariale décrite par Heckman. La mesure qu'utilise Connelly est favorisée dans ce mémoire compte tenu de l'information disponible dans la banque de données

utilisée⁷.

2.1.2 Choix de la qualité et du mode de la garde

Blau et Robins (1988) et Connelly (1992) soulèvent une variante au modèle standard en incorporant le choix de la qualité du service de garde offert. Cette version s'appuie sur l'hypothèse que le coût horaire de la garde marchande est fonction de la qualité. Sous cette hypothèse, la qualité affecterait le développement cognitif de l'enfant et donc la famille choisit le niveau de qualité en tenant compte du prix et de l'impact de celle-ci sur le développement de l'enfant. La qualité est difficilement observable et est potentiellement mal évaluée par les parents. Selon ces études, il existe un continuum de qualité et le prix du service augmente avec cette qualité. Ainsi un service de garde gratuit aura un niveau de qualité normalisé à zéro. Une augmentation du tarif de garde réduit la consommation en biens et services, ce qui se traduit par une perte d'utilité pour la mère, mais également en un gain d'utilité associé à l'augmentation du niveau général de la qualité du service. La mère détermine alors son offre de travail en égalisant la perte et le gain engendrés par la hausse des frais de garde. Le cadre théorique utilisé par Connelly (1992) impose une distinction particulière entre le loisir et le temps consacré aux enfants contrairement au modèle standard qui considère que toute unité de temps non utilisée pour travailler est une unité de loisir, ce qui inclut généralement le temps alloué à la garde des enfants. Sous cette hypothèse, le coût de la garde peut avoir des effets sur le loisir et permet d'inclure la variante de qualité même chez les mères inactives. Blau (2003) tente d'évaluer les prédictions de ce modèle et démontre qu'une politique influençant les coûts indépendamment de la qualité a des effets plus importants sur la participation au marché du travail qu'une poli-

7. Puisque nous n'observons pas le type de garde utilisé, le prix des services de garde est estimé par une fonction des caractéristiques des parents qui peuvent influencer le type de garde choisi et/ou le marché des services offerts.

tique visant la qualité des services. La politique sur les coûts aura cependant un impact plus faible sur le niveau de qualité de garde demandée⁸. Bien qu'il aurait été intéressant de tester cette hypothèse, la banque de données utilisée dans le cadre du présent mémoire ne le permet pas puisque les dépenses en services de garde dépendent exclusivement de la participation au marché du travail et qu'il n'y a pas d'information sur le type de service de garde ou de mesure de qualité de ceux-ci. De plus, ce type de modèle ne prend pas en considération la garde informelle (non-marchande) et a donc tendance à surestimer l'impact des subventions à la garde sur l'offre de travail.

Ribar (1992) s'attarde particulièrement au problème engendré par le choix entre garde formelle et informelle aux États-Unis. Ici, la garde formelle correspond à un type de garde marchand (qui a un coût monétaire). Ce type de garde s'oppose à la garde informelle où il y a absence de frais puisqu'elle relève souvent d'un membre ou ami de la famille. Ribar (1992) suppose que la garde informelle possède en fait un coût implicite puisqu'autrement la demande de garde informelle tendrait vers l'infini et le modèle aurait des estimés dégénérés. Ce coût implicite illustre le coût d'opportunité auquel fait face la personne en charge de la garde tout en imposant une quantité maximale de temps disponible pour la garde informelle. Blau et Robins (1988) ont également incorporé cet élément dans leur modèle en imputant le salaire potentiel du membre en charge comme le coût de la garde informelle. Les auteurs déterminent alors cinq types de situations possibles décrites dans le tableau 2.1.

Pour estimer ce modèle Ribar (1992) utilise une forme réduite et conclut que le

8. L'étude de Blau (2003) est directement liée à la réforme québécoise des services de garde. Tel que détaillé à la section 2.2.2., la réforme québécoise a tout mis sur la réduction des tarifs et peu sur la qualité. L'étude d'Haeck *et al.* (2015) démontre bien les effets positifs de la politique sur la participation au marché du travail des mères et l'échec de la politique sur le développement des enfants.

Tableau 2.1: Situations familiales et types de garde

St. de la mère	St. autre membre	Type de garde
Ne travaille pas	-	Maternelle uniquement
Travaille	Travaille	Partage maternelle et autre membre
Travaille	Ne travaille pas	Autre uniquement
Travaille	Travaille	Garde formelle (payante)
Travaille	Ne travaille pas	Garde formelle et autre membre

coût des services de garde formelle a un faible impact négatif sur l'offre de travail des femmes, mais fortement négatif sur l'intensité d'utilisation de ce type de service au profit de la garde informelle. Il suggère également que la garde informelle peut être vue comme un bien inférieur puisque l'étude recense un effet fortement négatif des coûts implicites et du revenu sur l'utilisation de service non-marchand. Blau et Robins (1988) estiment le modèle par Logit multinomial sur les cinq situations décrites ci-haut sans en estimer l'effet sur l'intensité de participation au marché du travail c.-à-d le nombre d'heures. Leurs résultats démontrent que des coûts de garde plus élevés découragent les mères à participer au marché du travail même si un service de garde informelle est accessible. Ils concluent donc que les services de garde formelle et informelle sont des substituts imparfaits.

2.2 Résultats de l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde

Les résultats estimés de l'élasticité de l'offre de travail au tarif de garde sont directionnellement similaires. Plus précisément, une augmentation des tarifs de garde a un effet négatif sur l'offre de travail des mères mais l'ampleur de l'effet varie d'une étude à l'autre. Gong *et al.* (2010) dressent un tableau résumant les élasticités estimées de plusieurs études. Le tableau contient 20 études dont 10 américaines, 2 canadiennes, 4 européennes et 4 australiennes. Sur ces 20 études, 18 s'intéressent uniquement aux femmes mariées. Ces études se distinguent par la

nature des données utilisées, l'échantillon étudié et la mesure choisie pour évaluer le coût des services de garde. Les résultats varient entre - 0,92 à 0 et l'élasticité moyenne est évaluée à - 0,34 pour les femmes mariées.

2.2.1 Les mères monoparentales

La composition familiale est un élément important à considérer dans toute étude portant sur l'offre de travail des femmes. Les mères seules (monoparentales) ne font pas face aux mêmes réalités que les mères en couple ou mariées. Une famille ayant à sa tête une mère monoparentale a un coût relatif de travailler par rapport au service de garde plus élevé que les mères en couple puisqu'elles sont davantage contraintes par l'organisation du temps et comptent un support financier de moins que les femmes en couple. La majorité des études qui incluent les mères monoparentales dans leurs analyses sont américaines.

Kimmel (1998) estime une élasticité de l'offre de travail au coût de garde de - 0,22 pour les femmes célibataires en comparaison à - 0,92 pour les femmes mariées. Il utilise les données du *Survey of income and Program participation* (SIPP) de 1987-1988 et une mesure du coût potentiel des frais de garde par la méthode de double sélection mentionnée précédemment. Les études d'Anderson et Levine (1999) et de Connelly et Kimmel (2003) n'obtiennent pas de différence aussi importante entre les deux sous-groupes de femmes via les données du SIPP. Connelly et Kimmel (2003) utilisent les données de 1992-93 alors que Anderson et Levine (1999) celles de 1990 à 1993. Connelly et Kimmel (2003) estiment une élasticité de - 0,16 pour les femmes mariées et de - 0,316 pour les célibataires alors que les résultats d'Anderson et Levine (1999) sont respectivement - 0,303 et - 0,473. L'étude de Kimmel (1998) arbore des résultats conflictuels avec les deux autres études ci-haut. Cette différence pourrait être associée à l'échantillon de femmes étudié par Kimmel qui inclut les mères d'enfants de 13 ans et moins alors que les deux autres résultats

se concentrent sur les mères d'enfant d'âge préscolaire (moins de 6 ans). Han et Waldfogel (2001) tentent également de comparer l'impact des tarifs de garde sur la participation au marché du travail entre les femmes mariées et célibataires aux États-Unis. Elles utilisent principalement la banque de données officielle sur l'emploi du gouvernement américain, *Current Population Survey* (CPS), pour estimer l'impact des coûts de garde et reprennent essentiellement les mêmes équations qu'Anderson et Levine (1999). Leur échantillon contient les femmes âgées de 15 à 55 ans ayant au moins un enfant d'âge préscolaire. Elles trouvent une élasticité entre - 0,3 à - 0,4 pour les femmes mariées et entre - 0,5 à - 0,73 pour les célibataires. L'étude de Han et Waldfogel (2001) analyse également l'impact de diminuer les frais de garde d'enfant sur le travail des femmes par simulation. Selon cette simulation, une subvention de 1 \$ par heure des frais de garde entraînerait une hausse de l'offre de travail des mères mariées de 11 à 13 points de pourcentage et de 19 à 20 points de pourcentage pour les mères seules.

2.2.2 Les mères de famille biparentale

Au Canada, on retient principalement les études de Cleveland *et al.* (1996), Powell (1997), Lefebvre et Merrigan (2005), Baker *et al.* (2005), Lefebvre et Merrigan (2008), Lefebvre *et al.* (2009), Lefebvre *et al.* (2011) et Haeck *et al.* (2015). Les deux premiers travaux utilisent les données de l'enquête nationale des soins aux enfants (ENSE) de 1988 et leurs échantillons sont composés de femmes mariées ayant au moins un enfant d'âge préscolaire. Cleveland *et al.* (1996) concentrent leur analyse sur l'Ontario afin de limiter les disparités de politique familiale et d'environnement économique pouvant influencer l'offre de travail et les modalités de service de garde. L'étude de Cleveland *et al.* (1996) estime une élasticité de - 0,39 et celle de Powell (1997) de - 0,38 en utilisant toutes deux un modèle de sélection en contrôlant pour la décision simultanée de participer sur le marché du travail et d'avoir recours à un service de garde payant. Cleveland *et al.* (1996)

estiment donc la probabilité de participer au marché du travail en tenant compte de la corrélation entre celle-ci et celle de souscrire à un service de garde payant. Powell (1997) considère en plus de la participation, les heures travaillées afin d'évaluer l'effet des tarifs de garde à la marge intensive et obtient une élasticité des heures travaillées au coût de la garde de - 0,32.

En 1997, le gouvernement provincial du Québec instaure un régime de garderie à tarif réduit. Cette politique fait en sorte que le Québec se démarque nettement, encore aujourd'hui, des autres provinces canadiennes en matière de tarif de garde. Cette particularité permet l'utilisation de la méthode quasi-expérimentale de différence-en-différences (DD) pour étudier l'effet de cette politique sur l'offre de travail des mères en couple ayant des enfants d'âge préscolaire. Lefebvre et Merrigan (2005 et 2008), Baker *et al.* (2005) et Haeck *et al.* (2015) utilisent cette méthode. Le Québec agit alors en tant que groupe de traitement et le reste du Canada (RDC) comme groupe de contrôle. Ils évaluent donc le changement de comportement post et pré régime. Ce type d'analyse repose sur le fait que la politique de 1997 est une expérience naturelle et qu'aucun facteur externe pouvant influencer l'offre de travail ne s'est manifesté au courant de la période étudiée. Il s'agit d'un changement purement exogène.

Lefebvre et Merrigan (2005) utilisent les données transversales de l'EDTR échelonnées de 1993 à 2002 pour évaluer la différence des changements de comportement entre le Québec et les autres provinces pour l'année de référence 1999. Leur estimation de l'effet sur l'offre de travail porte sur cinq variables : la participation (occupée, chômage ou inactive), le statut d'emploi durant l'année (temps plein ou temps partiel) la quantité d'heures et de semaines annuellement travaillées, et le revenu de travail annuel du répondant pour tous les emplois occupés durant l'année de référence. Ils observent un changement du taux de participation pour la période post-régime (1999 à 2002) de 7,47 à 9,17 points de pourcentage pour

toutes les mères de l'échantillon dont l'enfant est âgé de 1 à 5 ans. Baker *et al.* (2005) utilisent également la méthode différence-en-différences pour évaluer l'effet de la politique sur l'offre de travail mais appliquée aux données de l'ELNEJ. Comme cette enquête est effectuée aux deux ans, les auteurs utilisent les deux premiers cycles de 1994 et 1996 en différence aux deux derniers cycles disponibles au moment de l'étude, 2000 et 2002. Leur résultat quant à la participation des mères au marché du travail se chiffre à une augmentation de 7,7 points de pourcentage au Québec ce qui concorde avec ceux obtenus par Lefebvre et Merrigan (2005).

Lefebvre et Merrigan (2008) se sont ensuite intéressés à l'effet dynamique de la politique à contributions réduites sur l'offre de travail. Comme l'instauration de la politique a eu des effets positifs significatifs sur la participation des mères d'enfants d'âge préscolaire, ils cherchent à déterminer si ces effets perdurent à long terme. En ajoutant un degré de différence à la méthodologie, la triple différence (DDD) et les données de l'EDTR sur les femmes dont les enfants sont âgés entre 6 et 11 ans, ils obtiennent une différence de 7,4 % du taux de participation Québécois relativement aux autres provinces. Plus récemment, Haeck *et al.* (2015) ont évalué les effets à long terme de la politique. L'accès au régime québécois de garderie aurait continué à avoir des effets positifs importants sur la participation des mères au marché du travail des mères. Les auteurs estiment que l'effet de la politique se situe entre 7 et 20 points de pourcentage dépendement de l'âge de l'enfant, pour la période de 2008-09⁹. Ils estiment que la politique a engendré une différence à long terme de 11 points de pourcentage en général chez les mères d'enfant d'âge préscolaire. Ainsi, les études semblent confirmer que la politique québécoise de service de garde à tarif réduit a augmenté le taux de participation au marché du

9. Ce qui correspond à la dernière période disponible de la banque de données utilisée - l'ELNEJ.

travail des mères à court et à long terme.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente le cadre théorique ainsi que la méthodologie utilisée pour évaluer l'impact des tarifs de garde sur l'offre de travail des mères canadiennes. Cette méthodologie est essentiellement inspirée des études canadiennes de Cleveland *et al.* (1996) et Powell (1997) c'est-à-dire basée sur un modèle structurel avec correction du biais de sélection.

3.1 Cadre théorique

3.1.1 Modèle de base : arbitrage entre travail et garde d'enfant

Le modèle d'offre de travail standard consiste à évaluer le choix optimal de temps de travail et le niveau de consommation optimal qu'un agent désire en maximisant une fonction d'utilité $U(.)$ soumise à diverses contraintes.

La stratégie empirique pour analyser l'arbitrage entre travail et garde d'enfants chez les femmes consiste à intégrer les tarifs de garde dans le modèle de base d'offre de travail tel que décrit dans Blau (2003). Ainsi, les préférences d'un individu sont représentées par la fonction d'utilité suivante :

$$U(C, l|x).$$

L'utilité est croissante en C (la consommation) et l (le loisir) ; x correspond à un vecteur de caractéristiques associé à l'agent.

L'agent fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$C \leq y + hw \quad (3.1)$$

où w dénote le salaire horaire, h les heures travaillées et y le revenu hors travail.

L'intégration de la garde d'enfant dans le problème de la mère repose sur l'hypothèse que le temps d'utilisation d'un service de garde correspond à du temps de travail puisque la mère ne peut s'occuper de son enfant lorsqu'elle travaille. Le modèle de base décrivant l'arbitrage entre travail et garde d'enfant peut s'exprimer comme la fonction d'utilité indirecte $V(\cdot)$:

$$V(p, w, y) \begin{cases} \max_{C,l} U(C, l|x) \\ C \leq y + h(w - p) \\ T = h + l = 1 \end{cases}$$

Le temps total disponible T est normalisé à 1 et est réparti entre h , les heures travaillées et l le temps associé au loisir. Finalement, p correspond au coût horaire du service de garde et vient réduire le salaire horaire effectif.

Le lagrangien décrivant ce problème :

$$L(c, h, \lambda|p, x) = U(C, T - h, x) + \lambda(hw - hp + y - C) \quad (3.2)$$

En supposant qu'il existe une solution intérieure ($h^* > 0$), les conditions du pre-

mier ordre du problème de maximisation sous contrainte deviennent :

$$L_C = \frac{\delta U(C, T - h, x)}{\delta C} - \lambda \geq 0 \quad (3.3)$$

$$L_H = \frac{\delta U(C, T - h, x)}{\delta h} - \lambda(w - p) \geq 0 \quad (3.4)$$

$$L_\lambda = \frac{\delta U(C, T - h, x)}{\delta \lambda} = hw - hp + y - C \geq 0 \quad (3.5)$$

La solution au problème de maximisation est représentée par les fonction des demandes Marshaliennes :

$$C^* = c(p, w, y, x) \geq 0 \quad (3.6)$$

$$h^* = h(p, w, y, x) \geq 0 \quad (3.7)$$

$$l^* = T - h^* = l(p, w, y, x) \leq T \quad (3.8)$$

$$\lambda^* = \lambda(p, w, y, x) \quad (3.9)$$

La décision de participation au marché du travail peut également s'exprimer à partir d'un modèle discret. Un agent, ici une mère, participera au marché du travail si l'utilité retirée d'une offre de travail positive est supérieure à celle de ne pas travailler :

$$U(C^*, h^*) \geq U(C^*, 0) \quad (3.10)$$

Il en découle qu'un individu décide d'entrer sur le marché du travail si son salaire de réserve est inférieur au salaire qu'il obtiendrait sur le marché. Le salaire de réserve correspond au niveau minimal de salaire horaire w qui assure une quantité d'heures travaillées non nulle c.-à-d. $h > 0$. Le salaire de réserve de la mère est donc définit par l'équation 3.11 :

$$w_R = p + \frac{(dU/dl)}{(dU/dC)} \Big|_{U=\bar{U}, h=0} \quad (3.11)$$

Un coût horaire pour les services de garde, p , élevé se traduit en un salaire de réserve élevé et donc augmente la probabilité d'obtenir un salaire de réserve qui dépasse le salaire de marché. Ce phénomène se traduit par la réduction de participation au marché du travail chez les mères lorsque le coût des services de garde augmente.

3.1.2 Modèle dichotomique de choix discrets

Le modèle de base décrivant l'arbitrage entre le travail et la garde d'enfant peut être illustré sous sa forme réduite comme un modèle dichotomique de choix discrets similaire à celui proposé par Cleveland *et al.* (1996). Comme dans le modèle de base, la décision de participation au marché du travail dépend du niveau d'utilité de la mère. Plus spécifiquement ici, une femme décide d'offrir un nombre d'heures non nul, c.-à-d. $h_i > 0$, si l'option de travailler et de consommer un service de garde est supérieure à celle de ne pas travailler et garder son enfant elle-même.

La présence d'un biais de sélection est éminente dans ce type d'estimation puisque les femmes qui ne travaillent pas ont un salaire nul et celles qui gardent elles-mêmes leurs enfants n'ont pas de dépenses en service de garde formelle. L'échantillon n'est pas sélectionné de manière aléatoire. Il est possible de contrer ce biais par la méthode d'Heckman, décrite plus en détail à la section suivante (3.2), qui permet l'imputation des données manquantes (les valeurs nulles) nécessaires à l'estimation de l'impact des coûts de garde sur la probabilité de travailler. Le cadre théorique utilisé dans ce mémoire peut donc se résumer ainsi :

$$h_i^* = \begin{cases} 1 & \text{si } h_i > 0 \rightarrow U(c^*, h^*) > U(c^*, 0) \\ 0 & \text{autrement} \rightarrow U(c^*, h^*) \leq U(c^*, 0) \end{cases}$$

$$h_i = \beta_i \hat{w}_i + \beta_p \hat{p}_i + \beta X_{1i} + \epsilon_i$$

$$\text{où } \begin{cases} \widehat{w}_i = \begin{cases} w_i \text{ observé si la mère travaille, } h_i^* = 1 \\ \widehat{w}_i \text{ estimé sinon, } h_i^* = 0 \end{cases} \\ \widehat{p}_i = \begin{cases} p_i \text{ observé si la mère paye pour de la garde} \\ \widehat{p}_i \text{ estimé sinon} \end{cases} \end{cases}$$

h_i est le nombre d'heures travaillées et h_i^* est une variable dichotomique de participation au marché du travail prenant la valeur 1 si l'individu travail $h_i > 0$ et 0 autrement. Le modèle favorisé ici utilise uniquement les salaires potentiels (\widehat{w}_i) et prix potentiels (\widehat{p}_i) estimés pour l'ensemble de l'échantillon.

3.2 Méthodologie empirique

Cette section décrit la méthode économétrique utilisée afin d'estimer l'élasticité d'offre de travail des mères en corrigeant pour les biais de sélection. Dans un premier temps, une présentation formelle du modèle d'Heckman, aussi appelé Heckit ou Tobit type II, permet d'illustrer la base du modèle utilisé et les hypothèses qui s'y rapportent. Les sous-sections subséquentes décrivent l'application de ce modèle au cas spécifique qui nous intéresse : l'estimation de la relation entre offre de travail des mères et frais de garde.

3.2.1 Le modèle de sélection d'Heckman

La présentation formelle du modèle d'Heckman ci-dessus, repose essentiellement sur celle de Cameron et Trivedi (2005) : y_1 et y_2 sont les valeurs observées (incomplètes) respectives de deux variables latentes y_1^* et y_2^* . Par exemple, y_1^* est la participation au travail et y_2^* le salaire (ou les frais de garde). L'équation décrivant

la participation devient alors :

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (3.12)$$

Et l'équation résultante d'intérêt :

$$y_2 = \begin{cases} y_2^* & \text{si } y_1^* > 0 \\ . & \text{si } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (3.13)$$

Un tel système d'équations implique que y_2 est observé uniquement lorsque y_1^* est positif, autrement, y_2 n'est pas observé et est une valeur manquante. En présence d'un tel lien entre les variables, une estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) sera biaisée si les termes d'erreur des deux équations définissant les variables d'intérêt sont corrélés. Le modèle d'Heckman repose sur la linéarité du modèle et l'additivité des termes d'erreur du système d'équation. Soit x_1 et x_2 les vecteurs de variables indépendantes des variables latentes et ϵ_1 et ϵ_2 leurs termes d'erreur respectifs :

$$y_1^* = x_1' \beta_1 + \epsilon_1 \quad (3.14)$$

$$y_2^* = x_2' \beta_2 + \epsilon_2 \quad (3.15)$$

$$\epsilon_1 | (x_1, x_2)' \sim N[0, 1] \quad (3.16)$$

$$\epsilon_2 | (x_1, x_2)' \sim N[0, \sigma_2^2] \quad (3.17)$$

$$Cov[\epsilon_1, \epsilon_2 | (x_1, x_2)'] = \sigma_{12} \quad (3.18)$$

Sous les hypothèses que les termes d'erreur corrélés suivent une normale bivariée où la variance du terme d'erreur associé à $y_1^*(\epsilon_1)$ est normalisée à 1 et qu'il y a une homoscedasticité des termes d'erreur, il est possible d'estimer le système d'équations par maximum de vraisemblance :

$$L = \prod_{i=1}^n \{Pr[y_{1i}^* \leq 0]\}^{1-y_{1i}} \{f(y_{2i}|y_{1i}^* > 0) \times Pr[y_{1i}^* > 0]\}^{y_{1i}} \quad (3.19)$$

De plus, l'espérance conditionnelle de y_2 dans un modèle de sélection bivarié n'est pas équivalente à $x'_2\beta_2$:

$$\begin{aligned} E[y_2|X, y_1^* > 0] &= E[x'_2\beta_2 + \epsilon_1|x'_1\beta_1 + \epsilon_1 > 0] \\ &= x'_2\beta_2 + E[\epsilon_1|\epsilon_1 > -x'_1\beta_1] \\ &= x'_2\beta_2 + E[(\sigma_{12}\epsilon_1 + \xi|\epsilon_1) > -x'_1\beta_1] \\ &= x'_2\beta_2 + \sigma_{12}E[\epsilon_1|\epsilon_1 > -x'_1\beta_1] \end{aligned} \quad (3.20)$$

Il est possible de déterminer $E[\epsilon_1|\epsilon_1 > -x'_1\beta_1]$ via les moments tronqués à gauche d'une variable z tel que $z \sim N(0, 1)$:

$$E(z|z > c) = \frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \leftrightarrow E(z|z < -c) = \frac{\phi(c)}{\Phi(c)} \quad (3.21)$$

$$E(z^2|z > c) = \frac{1 + c\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \quad (3.22)$$

$$Var(z|z > c) = \left(\frac{1 + c\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \right) - \left(\frac{\phi(c)}{1 - \Phi(c)} \right)^2 \quad (3.23)$$

où $\phi(\cdot)$ est la fonction de densité de la loi normale et $\Phi(\cdot)$ la fonction de distribution cumulative de la loi normale.

$$E[\epsilon_1|\epsilon_1 > -x'_1\beta_1] = \frac{\phi(x'_1\beta_1)}{\Phi(x'_1\beta_1)} = \lambda(x'_1\beta_1) \quad (3.24)$$

Le ratio de la fonction de densité et de la fonction de distribution cumulative, $\frac{\phi(x'_1\beta_1)}{\Phi(x'_1\beta_1)} = \lambda(x'_1\beta_1)$, est l'inverse du ratio de Mills. On obtient ainsi la moyenne conditionnelle de y_2 c'est-à-dire l'espérance conditionnelle à observer une valeur positive de y_2 :

$$E[y_2|X, y_1^* > 0] = x'_2\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(x'_1\beta_1) \quad (3.25)$$

L'approche en deux étapes d'Heckman estime donc le ratio inverse de Mills $\lambda(x'_1\beta_1)$ afin de contrer le biais de sélection lorsque $\sigma_{12} \neq 0$. La première étape consiste à utiliser une régression par Probit de y_1 sur x_1 afin d'estimer le ratio inverse de Mills. La deuxième étape consiste à estimer par MCO la relation entre les valeurs positives observées de y_2 sur x_2 et $\hat{\lambda}(x'_1\beta_1)$.

3.2.2 La détermination de l'équation salariale

La détermination du salaire potentiel \hat{w}_i passe par l'estimation des coefficients de l'équation salariale avec les données du sous-échantillon des femmes actives que l'on corrige par l'inclusion du ratio inverse de Mills (λ_{1it}). Le ratio inverse de Mills est utilisé pour tenir compte du fait que plusieurs femmes ont un salaire observé égal à zéro puisqu'elles ne travaillent pas. Il y a troncation de la distribution des salaires à zéro. Donc, la méthode consiste à (1) estimer l'équation de sélection par un Probit sur l'ensemble des femmes, et (2) estimer λ_{1it} , qui prend en compte les déterminants de participation pour chaque individu présent sur le marché du travail i au temps t . Le ratio inverse de Mills correspond donc à :

$$\widehat{\lambda}_{1it} = \frac{\phi(\widehat{\delta}_0 + \widehat{\delta}_1 I_{it} + \widehat{\delta}_2 X_{1it})}{1 - \Phi(\widehat{\delta}_0 + \widehat{\delta}_1 I_{it} + \widehat{\delta}_2 X_{1it})} \quad (3.26)$$

La variable I_{it} correspond au revenu hors-travail de la mère alors que X_{1it} est un vecteur des déterminants de la participation au marché du travail. Les déterminants de la participation (X_{1it}) sont analogues à ceux généralement inclus dans

la littérature économique¹⁰ ; le niveau d'éducation, l'âge, l'âge au carré, le statut matrimonial et la composition familiale, le nombre d'enfants par tranches d'âge, la nationalité, les variables spatiales diverses. Pour identifier les effets de sélection sans biais, il est préférable qu'une variable présente dans l'équation salariale ne soit pas présente dans le modèle de participation c.-à-d. le Probit. Ainsi, le revenu hors-travail et le nombre d'enfants ne sont pas inclus dans l'équation salariale. Le salaire est alors imputé en incluant $\widehat{\lambda}_{1it}$ et Z_{1it} , qui comprend le niveau d'éducation, l'âge, le statut matrimonial, les variables régionales diverses et la nationalité.

$$\widehat{w}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Z_{1it} + \gamma \widehat{\lambda}_{1it} + \epsilon_{it} \quad (3.27)$$

Cette équation permet alors d'obtenir le salaire potentiel pour toutes les femmes incluant celles qui ne travaillent pas. Les résultats estimés à partir des données de l'EDTR décrites dans la section suivante, se trouvent au tableau B.1 de l'annexe B.

3.2.3 La détermination des frais de garde

À l'instar des biais de sélection liés à l'évaluation de la participation au marché du travail, l'utilisation de frais de garde engendre les mêmes problèmes potentiels. Afin d'obtenir des dépenses potentielles de garde \widehat{p}_{it} pour toutes les mères de l'échantillon, on utilise sensiblement la même méthode en deux étapes utilisée pour déterminer le salaire potentiel. L'identification des effets de sélection non biaisés pour le prix potentiel des frais de garde passe par un Probit bivarié plutôt qu'un simple Probit puisque les variables indicatrices de travail et les dépenses en frais de garde sont hautement corrélées.

Il est possible que des femmes actives aient accès à des frais de garde anorma-

10. Voir Anderson et Levine (1999) et Han et Waldfogel (2001).

lement bas qui peuvent avoir influencé leurs décisions de participation. Comme ces prix anormaux ne sont pas disponibles de manière aléatoire dans l'échantillon, il est recommandé d'utiliser une double correction. Le modèle évalue donc deux corrections jointes, soient la probabilité d'être salarié et la probabilité conditionnelle d'avoir recours à un mode de garde payant. Les résultats obtenus sont utilisés pour construire les ratios inverses de Mills de chaque décision, qui agissent en tant que régresseurs dans l'équation d'estimation des coûts des services de garde. Les résultats estimés se trouvent au tableau B.2 et B.3 de l'annexe B.

$$\widehat{p}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Z_{2it} + \gamma_1 \widehat{\lambda}_{Pit} + \gamma_2 \widehat{\lambda}_{Eit} + v_{it} \quad (3.28)$$

Le paramètre Z_{2it} correspond à un vecteur de variables composé des caractéristiques individuelles; le niveau d'éducation, l'âge, le statut matrimonial, les variables régionales diverses, la nationalité, le revenu hors-travail et la composition du ménage. Les variables explicatives, $\widehat{\lambda}_{Pit}$ et $\widehat{\lambda}_{Eit}$ sont, respectivement, les ratios inverses de Mills de la probabilité de payer pour la garde et d'être en emploi.

3.2.4 Impact des frais de garde sur l'offre de travail des femmes

L'imputation sans biais de sélection permet d'estimer l'impact des frais de garde sur l'offre de travail des mères. Cette estimation est faite par un modèle Probit sur la probabilité de participer au marché du travail pour estimer l'effet à la marge extensive, et une régression par MCO sur les heures travaillées pour l'effet à la marge intensive.

$$Pr(h_{it}^* = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \widehat{w}_{it} + \beta_2 X_{1it} + \beta_4 \widehat{p}_{it}) \quad (3.29)$$

$$h_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{w}_{it} + \alpha_2 X_{1it} + \alpha_4 \widehat{p}_{it} + v_{it} \quad (3.30)$$

On obtient alors l'impact des tarifs de garde en estimant les effets marginaux du prix potentiel des services de garde \widehat{p}_{it} sur la participation au marché du travail et sur la quantité d'heures travaillées. L'estimation de ces équations permet donc de calculer les élasticités de ces deux indicateurs d'offre de travail par rapport aux frais de service de garde.

CHAPITRE IV

DONNÉES

Les données utilisées sont issues de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). L'EDTR est une banque de données nationale annuelle produite par Statistique Canada de 1993 à 2011. L'échantillon est sélectionné à partir de l'enquête sur la population active (EPA). Elle exclut les résidents du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest, du Nunavut, les personnes institutionnalisées et celles vivant sur une réserve autochtone¹¹. L'enquête est constituée de panels courts de six années consécutives. Un nouveau panel est introduit à tous les trois ans. Elle est donc composée de sept panels¹². Les microdonnées issues de l'enquête et nécessaires à l'étude ne sont pas disponibles au public, mais accessibles sous permission dans les divers centres de données de recherche. L'EDTR repose sur une participation volontaire. Les données sont collectées de janvier à mars par une combinaison d'entrevues téléphoniques assistées par ordinateur et de fichiers administratifs, notamment les déclarations d'impôt.

11. Les résidents du Yukon, des Territoire du Nord-Ouest, du Nunavut ainsi que les personnes institutionnalisées et celles vivant sur une réserve autochtone représentent moins de 3 % de la population canadienne selon Statistique Canada.

12. Le dernier panel s'est joint pour la période de référence 2011 qui correspond à la dernière année d'activité de l'enquête. On observe les données de la septième vague pour un an seulement soit 2011.

4.1 L'échantillon général

La banque de données initiale est créée à partir des fichiers annuels transversaux des personnes. La période couverte par l'échantillon s'échelonne de 1999 à 2011 puisqu'avant 1999 l'information portant sur les frais de garde ne faisait pas partie du questionnaire. L'échantillon retenu inclut les mères âgées entre 18 et 55 ans ayant au moins un enfant âgé de 12 ans ou moins¹³. Comme ce mémoire s'intéresse à l'offre de travail et donc aux mères étant disponibles à accéder au marché du travail, les femmes dont l'activité principale est la retraite ou les études et celles ayant un problème de santé les empêchant d'occuper un emploi ont été exclues de l'échantillon. Finalement, Statistique Canada produit un poids statistique transversal associé à chaque individu en fonction de leurs caractéristiques, qui est utilisé dans l'analyse afin que l'échantillon soit représentatif de la population canadienne. L'échantillon final comprend 87 550 observations et le tableau 4.1 présente les caractéristiques des mères de l'échantillon non pondéré.

13. Bien que l'échantillon général considère les mères ayant au moins un enfant de 12 ans ou moins, les résultats et l'analyse reposent sur deux groupes : celles ayant au moins un enfant de 12 ans ou moins et celles avec au moins un enfant de 5 ans ou moins.

Tableau 4.1: Caractéristiques de l'échantillon

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
ÂGE	37	37	37	38	38	38	38	38	38	38	39	39	39
ÉTUDES													
<Secondaire	0,14	0,13	0,12	0,11	0,10	0,10	0,10	0,09	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07
Secondaire	0,34	0,33	0,31	0,31	0,30	0,29	0,28	0,27	0,26	0,25	0,24	0,23	0,23
Postsecondaire	0,35	0,37	0,38	0,38	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,41	0,41	0,39
Universitaire	0,16	0,18	0,18	0,19	0,20	0,22	0,23	0,24	0,25	0,26	0,28	0,30	0,31
IMMIGRANT	0,11	0,11	0,10	0,11	0,10	0,10	0,12	0,11	0,10	0,13	0,12	0,12	0,12
FAMILLE													
Couple	0,84	0,85	0,85	0,84	0,85	0,84	0,82	0,82	0,83	0,83	0,84	0,84	0,83
Seule	0,16	0,15	0,15	0,16	0,15	0,16	0,18	0,18	0,17	0,17	0,16	0,16	0,17
ENFANT 0-5 ANS	0,60	0,61	0,62	0,62	0,61	0,62	0,63	0,61	0,61	0,61	0,60	0,60	0,59
ENFANT 6-17 ANS	0,40	0,39	0,38	0,38	0,39	0,38	0,37	0,39	0,39	0,39	0,40	0,40	0,41
TRAVAIL													
En emploi	0,71	0,73	0,75	0,75	0,76	0,77	0,77	0,78	0,79	0,80	0,79	0,81	0,80
Chômage	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03
Inactive	0,24	0,22	0,20	0,21	0,19	0,19	0,19	0,18	0,17	0,17	0,17	0,16	0,17
PAYE POUR GARDE	0,31	0,33	0,34	0,34	0,35	0,35	0,35	0,36	0,36	0,37	0,37	0,38	0,39
HEURES TRAVAILLÉES(ANNUEL)	1186	1252	1285	1270	1300	1314	1342	1344	1368	1376	1345	1389	1394
REVENU DE TRAVAIL(\$ ANNUEL)	23447	25037	26012	26115	27000	28000	28526	29513	31156	31347	32966	34052	33414
REVENU HORS TRAVAIL(\$ ANNUEL)	1731	1010	1522	1568	1287	1242	1667	2122	2708	2564	2586	2148	2361
SALAIRES HORAIRE(\$)	18,74	19,14	19,36	19,96	20,07	20,52	20,27	21,10	21,64	22,30	23,54	24,07	23,84
LIEU DE RÉSIDENCE													
Région urbaine	0,70	0,70	0,70	0,71	0,71	0,71	0,71	0,70	0,71	0,72	0,72	0,71	0,72
Région rurale	0,30	0,30	0,30	0,29	0,29	0,29	0,29	0,30	0,29	0,28	0,28	0,29	0,28
NL	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
PE	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
NS	0,06	0,07	0,07	0,07	0,06	0,07	0,07	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
NB	0,07	0,07	0,07	0,06	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
QC	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,18	0,19	0,20	0,18	0,19	0,19	0,19
ON	0,29	0,30	0,30	0,29	0,30	0,29	0,29	0,28	0,28	0,29	0,28	0,28	0,28
MB	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,08
SK	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,08	0,07	0,08	0,07
AB	0,08	0,08	0,09	0,09	0,09	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,11	0,11	0,10
BC	0,08	0,07	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09	0,08	0,09	0,08	0,08	0,08	0,09

Note :Source Calcul de l'auteur à partir de l'échantillon final. Toutes les variables monétaires sont exprimées en \$ constant de 2011.

Le tableau 4.1 a été échelonné par année afin de s'assurer de la présence d'une certaine stabilité intertemporelle. On remarque que l'âge moyen se situe entre 37 et 39 ans et que la majorité des femmes possèdent un diplôme d'études postsecondaires (non-universitaire) peu importe l'année recensée. Toutefois, la proportion ayant un diplôme universitaire augmente dans le temps de 15 points de pourcentage alors que celle ayant moins qu'un diplôme d'études secondaires diminue de 7 points de pourcentage. La proportion d'immigrantes et la composition familiale (mère en couple versus seule et le nombre d'enfant) sont stables.

Le taux d'emploi augmente, le taux de chômage diminue et le taux de femmes dans la population inactive diminuent dans le temps. Ceci pourrait être attribuable à l'entrée de mères québécoises au marché du travail suite à l'instauration du système universel de garde du Québec (Haeck *et al.*, 2015). La quantité moyenne d'heures travaillées augmente¹⁴ dans le temps. Le taux de mères qui déclarent des dépenses de garde positives augmente dans le temps, passant de 31,4 % en 1999 à 39,2 % en 2011, ce qui concorde avec l'augmentation du taux d'emploi et avec l'arrivée des garderies à contribution réduite du Québec. On observe aussi une variation du revenu hors travail sans qu'il n'y ait de tendance apparente.

4.2 Les variables

La sélection des variables est similaire à celle proposée par Anderson et Levine (1999) mais ajustée en fonction des données disponibles.

14. La moyenne arithmétique inclut les zéros. Comme le taux d'emploi augmente, on peut penser que la quantité de femme, déclarant des heures de travail nulles diminue proportionnellement. On ne peut donc pas affirmer que les femmes de l'échantillon ont augmenté leur offre de travail à la marge intensive.

4.2.1 Variables mesurant l'offre de travail

L'EDTR fournit un grand éventail de variables associées au travail. Les variables retenues afin de quantifier l'offre de travail sont le nombre d'heures travaillées par année et le statut d'emploi. Le nombre total d'heures travaillées durant l'année correspond au temps rémunéré prévu pour le travail. Finalement, le salaire horaire est créé en divisant le revenu annuel pour un travail rémunéré par la quantité d'heures travaillées durant l'année. La variable principale présentée pour estimer l'effet sur l'offre de travail à la marge extensive des coûts de services de garde est le statut d'emploi durant le mois d'avril (*ml04v28*)¹⁵. Cette variable est disponible pour tous les mois de l'année dans l'EDTR et indique si un individu est en emploi, en chômage ou hors de la population active¹⁶.

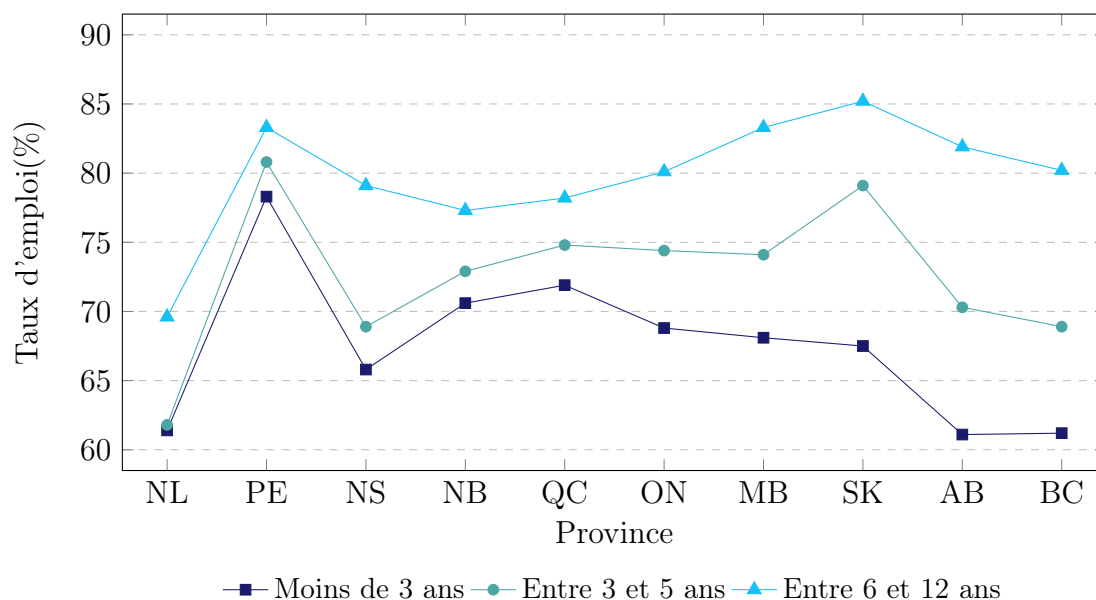


Figure 4.1: Taux d'emploi des mères par province et âge du plus jeune enfant

15. Voir Lefebvre et Merrigan (2008)

16. Les résultats demeurent robustes peu importe le mois utilisé. Afin de ne pas alourdir le mémoire, ces résultats ne sont pas présentés mais sont disponibles sur demande.

Le graphique 4.1 rapporte le taux d'emploi dans chaque province canadienne en fonction de l'âge du plus jeune enfant de la mère. Sans surprise, on remarque que le taux d'emploi varie en fonction de l'âge du plus jeune enfant. Le taux d'emploi des femmes dont le plus jeune enfant est d'âge scolaire (entre 6 et 12 ans) est plus élevé que celles dont le plus jeune enfant a moins de 6 ans, et ce dans toutes les provinces canadiennes. Sauf pour Terre-Neuve et Labrador, le taux d'emploi des mères de très jeunes enfants est aussi plus faible que celui des mères dont l'enfant est âgé de 3 à 5 ans. La différence entre les taux d'emploi de ces deux sous-groupes de mères est plus similaire dans les provinces maritimes que dans les provinces de l'Ouest. C'est à l'Île-du-Prince-Édouard¹⁷ que l'on observe les taux d'emploi les plus élevés chez les mères d'enfants, en général, qui se situent entre 78% et 83%. Le taux d'emploi de la Saskatchewan est plus élevé pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé entre 6 et 12 ans.

4.2.2 Variables de garde

Dans la banque données utilisée, il existe une seule variable liée aux services de garde : les dépenses annuelles de garde d'enfant afin d'occuper un travail rémunéré. Afin d'estimer le prix potentiel des services de garde, on crée la variable du prix des services de garde en divisant les dépenses en frais de garde par les heures travaillées au courant de l'année afin d'obtenir un prix horaire pour chaque heure travaillée par la mère. Le prix créé correspond donc au montant « p » de l'équation du salaire de réserve (3.11). Le graphique 4.2 illustre la proportion de mères qui ont recours à un service de garde payant pour occuper un emploi rémunéré à travers le Canada, en fonction de l'âge du plus jeune enfant.

17. Ces résultats peuvent sembler étranges. Toutefois, un phénomène semblable est observé en 2015 et 2016 dans les données de l'EPA - voir les tableaux A.2 et A.3 et les graphiques A.1 et A.2 en annexe.

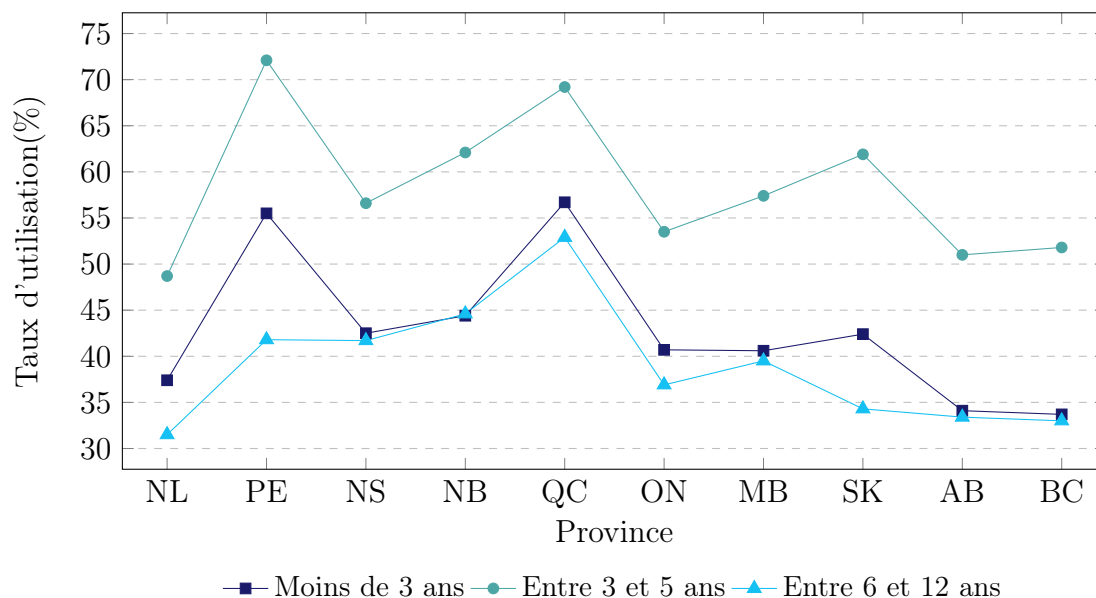


Figure 4.2: Pourcentage de mères qui utilisent un service de garde payant pour travailler par province et âge du plus jeune enfant

Le taux d'utilisation des services de garde marchands est plus élevé chez les mères d'enfants âgés entre 3 et 5 ans. Deux raisons peuvent expliquer ce phénomène. La première correspond aux politiques familiales des congés de maternité et des congés parentaux qui sont utilisés au début de la vie de l'enfant (premiers 18 mois généralement) et à l'école obligatoire à 6 ans. La seconde hypothèse qui expliquerait cette différence du taux d'emploi est les frais de garde plus élevés pour les enfants de moins de 18 mois (voir tableau ??).

On observe également que les mères québécoises ont davantage recours aux services de garde payants que leurs compatriotes canadiennes et ce, peu importe l'âge de l'enfant. On peut expliquer ce phénomène par la politique familiale particulière du Québec décrite plus tôt, notamment les services de garde à contribution réduite et le nombre de places en garderie. D'ailleurs, selon le rapport de l'Institut de la statistique du Québec (ISQ), parmi les familles qui font garder leur(s) enfant(s) de moins de cinq ans, sur une base régulière ou irrégulière, en raison du travail ou

des études, 71% d'entre elles utilisent une place à contribution réduite.

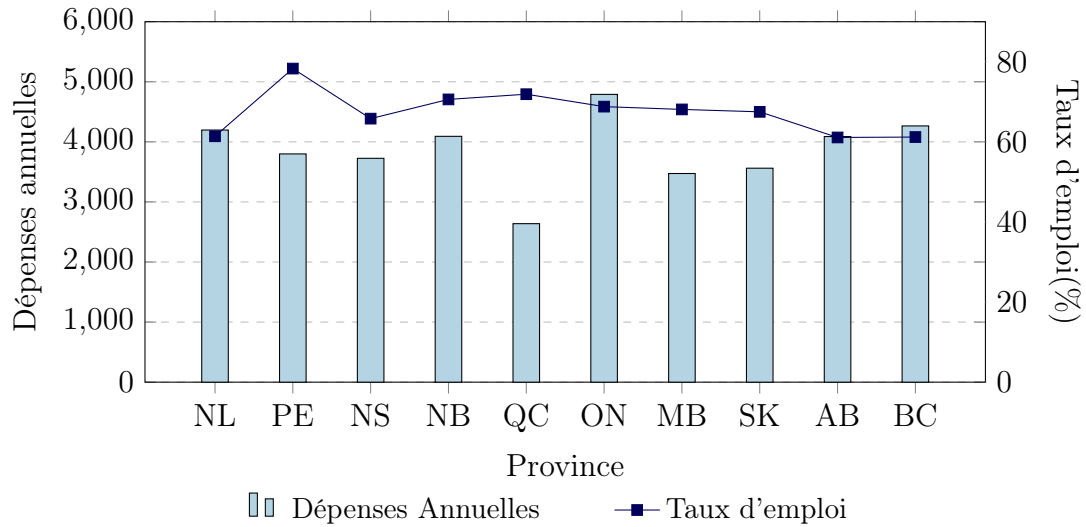


Figure 4.3: Dépense en frais de garde et taux d'emploi des mères avec enfant de moins de 3 ans

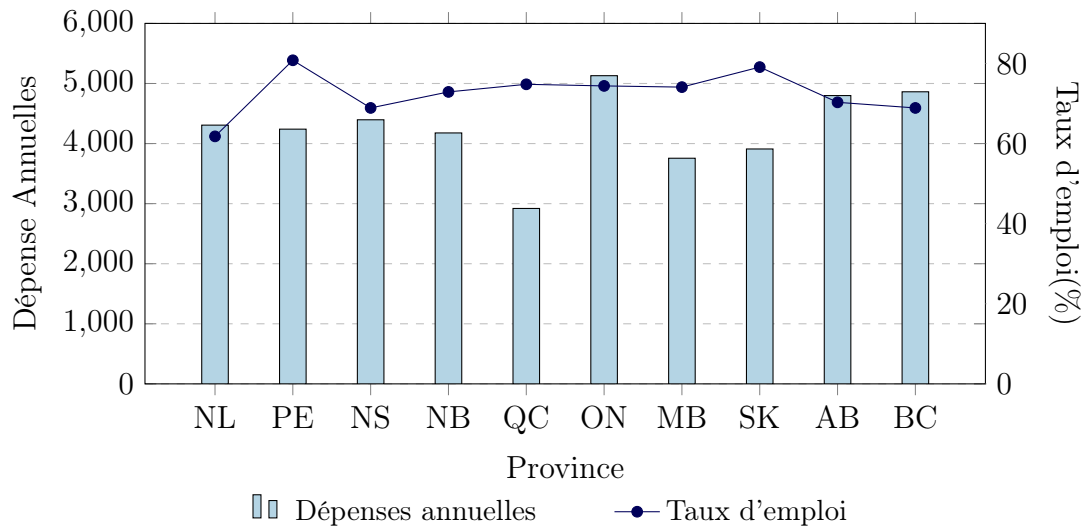


Figure 4.4: Dépenses en frais de garde et taux d'emploi des mères avec enfant entre 3 et 5 ans

Les graphiques 4.3 et 4.4 illustrent la relation qui peut exister entre les frais de garde et le taux d'emploi des mères de l'échantillon selon la province de résidence

et l'âge du plus jeune enfant à charge de la mère. Évidemment, on observe que les dépenses annuelles pour les femmes qui ont recours à un type de service de garde payant (garde formelle) sont beaucoup plus faibles au Québec. Les dépenses les plus élevées sont celles de l'Ontario, suivies de celles de la Colombie-Britannique et de celles de Terre-Neuve-Labrador, ce qui concorde avec les résultats de Macdonald et Klinger (2015).

4.2.3 Variables de contrôle

Les variables de contrôle utilisées varient légèrement en fonction de l'équation à estimer. Il s'agit des déterminants socio-économiques, socio-démographiques et des caractéristiques contextuelles qui peuvent influencer l'offre de travail, le salaire et l'utilisation des services de garde payants.

L'estimation de l'équation salariale (voir Annexe B.1) est une fonction des divers déterminants associés à la théorie du capital humain. Celle-ci inclut l'âge et l'âge au carré, le statut matrimonial, le nombre d'enfants, la nationalité et des variables régionales. La relation entre la probabilité de travailler et le salaire avec l'âge est significativement décroissante et convexe puisque l'âge et l'âge au carré sont tous les deux significatifs. La variable d'éducation correspond au plus haut niveau d'éducation atteint par la mère. Cette variable est divisée en quatre catégories : (1) moins qu'un diplôme d'études secondaires, (2) diplôme secondaire obtenu, (3) diplôme non-universitaire postsecondaire et (4) diplôme ou certificat universitaire quelconque. Le plus haut niveau d'éducation atteint influence positivement et significativement le salaire. Le taux de chômage considéré dans l'estimation est utilisé afin de capter des frictions sur le marché du travail exogènes à un individu. Cette variable n'est pas issue de la banque de données initiale. Il s'agit en fait des taux de chômage annuels moyens provinciaux de Statistique Canada calculés avec l'EPA pour tous les individus inclus dans la population active. Le statut

d'immigration est significativement négatif alors que le statut matrimonial¹⁸ n'est pas significatif dans l'équation salariale. Les variables régionales comprennent un indicateur de résidence en milieu urbain et une variable nominale pour chaque province. L'inclusion de variables dichotomiques pour chaque province permet aussi de capter les différences sur le marché du travail exogènes à l'individu comme les politiques de salaire minimum propres à chaque province. Pour des raisons similaires, on inclut autant dans le modèle de sélection que dans l'équation du salaire potentiel une variable nominale pour chaque année.

Comme il est recommandé que les variables de l'équation de sélection et de l'équation d'intérêt diffèrent, l'équation de sélection pour la participation au marché du travail considère en plus des variables de l'équation salariale, des variables indicatrices de composition familiale. Le nombre de jeunes enfants fut décomposé par tranches d'âge de 0 à 2 ans, 3 à 5 ans et 6 à 12 ans. Le logarithme du revenu hors-travail ainsi que des variables dichotomiques indiquant la présence d'enfant(s) âgé(s) de plus de 12 ans dans le ménage et le type de famille sont aussi inclus dans l'équation. Le revenu hors-travail correspond à la différence entre le revenu total du ménage¹⁹ et le revenu de travail de la mère.

Les variables des équations de sélection sur l'emploi et le fait de payer pour la garde d'enfant, desquelles on estime les ratios inverses de Mills inclus dans l'équation des frais de garde, sont les mêmes qu'utilisées précédemment pour déterminer le salaire potentiel (Tableau B.2). L'estimation de l'équation des prix des services de garde

18. Le statut matrimonial - *marst26* fut recodé en trois catégories plutôt que les six originales de l'enquête. On considère les mères ayant déclaré être mariées ou unies civilement comme étant (1) *En Union*, celles divorcées ou veuves comme (2) *Plus en Union* et celles célibataires (jamais mariées) comme étant (3) *Jamais en Union*.

19. Cette variable disponible directement dans l'EDTR représente la somme de tous les types de revenus du ménage, c'est-à-dire le revenu de marché, le revenu du conjoint et les transferts gouvernementaux.

(voir tableau B.3) considère aussi le niveau d'éducation, l'âge, le statut matrimonial, les variables régionales diverses, la nationalité, le revenu hors-travail et la composition du ménage. À l'instar de l'équation salariale, l'inclusion des variables nominales indiquant la province et l'année captent toutes deux les changements liés aux politiques familiales provinciales et dans les ressources disponibles en services de garde. Par exemple, les généreuses politiques de subventions du Québec font en sorte que l'on observe un prix de garde faible relativement au reste du Canada. Cette politique fut aussi modifiée au fil des années contenues dans notre échantillon. Les variables nominales viennent donc agir à titre de contrôles dans l'estimation des frais de garde.

L'équation finale pour évaluer la probabilité de participer au marché du travail comprend comme variables, outre le prix potentiel des frais de garde et le salaire potentiel, le niveau d'éducation, l'âge, les variables de résidence et le nombre d'enfant par tranches d'âge. Ici, l'âge et l'éducation agissent en tant que proxy pour isoler les effets de cohortes sur la probabilité de participer au marché du travail.

Finalement, des poids d'échantillonnage transversaux fournis par Statistique Canada sont utilisés pour estimer chacune des équations. Ces poids sont utilisés pour estimer le plus fidèlement possible l'impact des frais de garde sur l'offre de travail de la population étudiée, c'est-à-dire les mères canadiennes d'enfants de 12 ans et moins, et pour corriger les problèmes associés à la non-réponse de l'enquête.

CHAPITRE V

ANALYSE DES RÉSULTATS

Le chapitre qui suit contient les principaux résultats découlant du modèle de sélection d'offre de travail, les effets marginaux et les coefficients d'élasticité estimés ainsi que l'analyse de ces résultats. Les tableaux B.1 et B.2 correspondent, respectivement, au modèle de sélection à la Heckman pour estimer le salaire potentiel et aux résultats du Probit bivarié de sélection sur la probabilité d'utiliser un service de garde payant et d'être en emploi. Le tableau B.3 correspond aux résultats de l'équation du prix des services de garde corrigé pour le biais de sélection. Ces résultats sont utilisés pour estimer l'effet des tarifs de garde à la marge extensive (taux d'emploi) et intensive (heures travaillées). Bien que l'analyse se concentre sur les différences de cet effet entre divers sous-groupes de la population, le salaire potentiel et le prix des services de garde prédit furent estimés sur l'ensemble de l'échantillon final (toutes les mères d'enfants de 12 ans ou moins). La distinction entre les sous-groupes s'est donc uniquement posée sur les équations finales de l'emploi et des heures travaillées. Cet exercice fut toutefois répété pour deux échantillons : le Canada et le Canada sans le Québec (RDC²⁰).

20. L'objectif du mémoire étant d'estimer l'impact des frais de garde sur l'offre de travail de toutes les mères canadiennes, nous n'avons pas reproduit l'exercice pour le Québec seul. Toutefois, les résultats pour chaque province sont disponibles sur demande. Pour des estimés portant sur le Québec uniquement, le lecteur devrait se référer à Haeck *et al.* (2015).

Plus précisément, les résultats rapportés correspondent à la moyenne des effets marginaux individuels (AME) du prix des services de garde sur le taux d'emploi des mères (et les écart-types des estimés) pour toutes les femmes ayant au moins un enfant de moins de 13 ans et celles ayant un enfant de moins de 6 ans, par niveau d'éducation et composition familiale autant pour le Canada que pour le RDC. Ici, AME correspond donc à la moyenne des effets estimés du logarithme du coût horaire potentiel des services de garde sur la probabilité d'être en emploi pour toutes les mères de l'échantillon. Les tableaux représentent les résultats pondérés pour ce qui est des estimés, c'est-à-dire $\ln(\text{prix des SG})$ et *élasticité*. Le taux d'emploi correspond plutôt au taux observé dans l'échantillon non-pondéré ainsi que le nombre d'observations dans chaque sous-groupe²¹.

Les prédictions des résultats nous portent à conclure que la prédiction du modèle est généralement bonne et nous permet d'avoir un certain niveau de confiance envers la méthodologie. Nous avons calculé une différence moyenne d'environ 0,018 entre la probabilité estimée de travailler et le statut de travail (= 1) pour celles qui étaient en emploi. Les frais de garde et les salaires prédits sont légèrement plus faibles, en moyenne, que ce qu'on observe dans les données (*voir figures B.1 et B.2 de l'annexe B*).

5.1 Marge Extensive

5.1.1 Toutes les provinces

Impact sur les mères d'enfant de 0 à 12 ans

Le tableau 5.1 révèle un effet global négatif et significatif des frais de garde sur le taux d'emploi des mères ayant un enfant de moins de 13 ans. On estime éga-

21. Bien que des termes génériques sont utilisés dans l'analyse tels que "mères" ou "femmes", les résultats sont valides uniquement pour l'échantillon décrit au chapitre IV sur les données, section 4.1.

lement un coefficient d'élasticité de - 0,285 par rapport aux frais de garde pour l'échantillon général, indépendamment du niveau d'éducation ou de la composition familiale. Ceci signifie qu'une diminution de 10 % du prix des services de garde à travers tout le Canada entraînerait une augmentation du taux d'emploi de 2,85 % pour les mères d'enfants de moins de 13 ans. On estime également que l'offre de travail des mères monoparentales est nettement plus élastique au prix des services de garde que celle des mères en couple. Les coefficients sont respectivement - 0,740 pour les mères monoparentales et - 0,217 pour les mères en couple.

Tableau 5.1: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 12 ans, par niveau d'éducation et type de famille

Toutes les femmes					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,187	- 0,228	- 0,166	- 0,198	- 0,170
Écart- type	0,011	0,040	0,023	0,017	0,021
Élasticité	- 0,285	- 0,509	- 0,277	- 0,264	- 0,220
Taux d'emploi	72,8 %	45,5 %	65,4 %	77,5 %	84,6 %
#Obs	62194	5819	17356	24229	14790
Famille Biparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,145	- 0,119	- 0,097	- 0,160	- 0,168
Écart- type	0,012	0,048	0,026	0,019	0,023
Élasticité	- 0,217	- 0,257	- 0,160	- 0,211	- 0,218
Taux d'emploi	73,4 %	47,2 %	65,7 %	77,3 %	84,2 %
#Obs	52532	4428	14214	20400	13490
Famille Monoparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,419	- 0,561	- 0,482	- 0,391	- 0,198
Écart- type	0,028	0,067	0,050	0,045	0,063
Élasticité	- 0,740	- 1,488	- 0,872	- 0,564	- 0,242
Taux d'emploi	69,7 %	40,2 %	63,9 %	78,6 %	89,3 %
#Obs	9662	1391	3142	3829	1300

La littérature canadienne sur le sujet a conclu que les places en garderie subventionnée auraient un plus grand impact sur les femmes moins éduquées. Ce même phénomène est observé dans le tableau 5.1. Les mères détenant moins qu'un diplôme d'études secondaires ont un coefficient d'élasticité de - 0,509 alors qu'il est de - 0,220 pour les mères détenant un diplôme universitaire quelconque. Cette tendance est également observée pour les mères en couple où les mères sans DES ont une élasticité de - 0,257 alors qu'elle est de - 0,218 pour celles détenant un diplôme universitaire. La différence est plus marquée chez les mères monoparentales où le coefficient d'élasticité passe de - 1,488 pour les moins éduquées à - 0,242 chez les plus éduquées. Donc une variation du prix des services de garde influencerait davantage les mères monoparentales les moins éduquées que tous les autres types de mères au Canada.

La relation entre le niveau de scolarité et le coefficient d'élasticité du prix des services de garde sur la marge extensive de l'offre de travail n'est pas linéaire. Lefebvre et Merrigan (2005) estiment que l'accès aux services de garde à contribution réduite du Québec aurait eu un effet plus important sur la participation au marché du travail des mères plus éduquées. Plus récemment, Haeck *et al.* (2015) ont démontré que l'effet positif de la politique de services de garde à contribution réduite sur la participation des mères perdurait dans le temps, et ce majoritairement chez les mères hautement éduquées. Contrairement à ces articles, les estimés du tableau 5.1 suggèrent que les mères moins éduquées seraient plus sensibles aux variations du prix des services de garde que celles hautement éduquées. La raison principal expliquant cette différence réside dans le fait que la politique québécoise a eu peu d'effet sur le prix pour les familles à faible revenu. La différence entre la définition des niveaux d'éducation pourrait expliquer une autre partie la disparité observée entre les résultats des études précédentes et celle-ci. Ces deux études définissent les mères moins éduquées comme détenant un diplôme d'études

secondaires et moins alors que nous distinguons les femmes détenant moins qu'un diplôme secondaire de celles ayant gradué. Le tableau 5.1 révèle que les effets se font davantage sentir chez les mères en couple détenant un diplôme universitaire que celles détenant un diplôme d'études secondaires ou postsecondaires.

Impact sur les mères d'enfant entre 0 et 5 ans

Puisqu'au Canada l'école primaire débute généralement à 6 ans, il est plus intuitif de se concentrer sur l'impact des frais de garde sur l'offre de travail des femmes ayant un enfant d'âge préscolaire uniquement. Parmi nos tests de robustesses, nous considérerons également l'effet sur les mères d'enfant âgé de 1 à 4 ans inclusivement afin de contrer l'effet des congés de maternité et de la maternelle 5 ans (*voir tableaux C.1 et C.2 de l'annexe C*).

Le tableau 5.2 rapporte donc les résultats estimés sur toutes les mères canadiennes ayant au moins un enfant de 5 ans et moins. Ces estimés sont tous statistiquement significatifs et négatifs. Sans surprise, les résultats obtenus sont plus importants lorsque l'échantillon se restreint aux mères d'enfants préscolaires. On obtient un coefficient d'élasticité de - 0,297 pour l'échantillon général. En moyenne, les mères de famille biparentale sont moins sensibles que les mères monoparentales. Une diminution des frais de garde de 10 % entraînerait une augmentation de l'offre de travail des mères en couple de 2,4 % et de 8,6 % des mères monoparentales.

Tableau 5.2: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, par niveau d'éducation et type de famille

Toutes les femmes					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,180	- 0,224	- 0,146	- 0,178	- 0,197
Écart- type	0,016	0,059	0,036	0,025	0,029
Élasticité	- 0,297	- 0,592	- 0,274	- 0,249	- 0,270
Taux d'emploi	68,2 %	36,7 %	58,5 %	72,8 %	81,9 %
#Obs	32374	2817	8743	12266	8548
Famille Biparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,152	- 0,169	- 0,078	- 0,154	- 0,188
Écart- type	0,018	0,069	0,040	0,027	0,031
Élasticité	- 0,242	- 0,428	- 0,143	- 0,212	- 0,258
Taux d'emploi	69,4 %	38,4 %	59,4 %	73,0 %	81,7 %
#Obs	28318	2114	7272	10841	8091
Famille Monoparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,423	- 0,352	- 0,501	- 0,363	- 0,349
Écart- type	0,046	0,110	0,081	0,076	0,086
Élasticité	- 0,861	- 1,121	- 1,075	- 0,588	- 0,499
Taux d'emploi	59,8 %	31,6 %	54,0 %	71,3 %	86,1 %
#Obs	4056	703	1471	1425	457

5.1.2 Reste du Canada (RDC)

Dans la section précédente (5.1.1), l'effet marginal et l'élasticité sont présentés en moyenne et ce pour le Canada entier. Considérant le caractère distinct du Québec en matière de frais de garde et de politique familiale en général, les résultats qui suivent touchent le Canada en excluant la province de Québec puisque la présence du Québec dans les estimés entraîne une diminution importante de la moyenne des frais de garde potentiels. Le modèle de sélection fut donc réestimé sur les

mères d'enfant de 12 ans et moins ne résidant pas au Québec durant l'année de référence. Les résultats estimés sur le RDC diffèrent largement de ceux estimés à la section précédente autant chez les mères d'enfant de 0 à 12 ans que celles d'enfants de 0 à 5 ans. Un élément important qui ressort des tableaux 5.3 et 5.4 est que l'offre de travail des mères est plus sensible aux variations de prix des services de garde dans le RDC que lorsque l'échantillon inclut le Québec. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'on enregistre des prix plus bas au Québec et donc une variation en pourcentage implique une baisse du coût plus petite en absolu pour le Québec relativement aux autres provinces.

Impact sur les mères d'enfant entre 0 et 12 ans (RDC)

Les estimés du tableau 5.3 confirment l'hypothèse selon laquelle l'inclusion des mères québécoises dans l'estimation entraîne une pression à la baisse sur les estimés. Effectivement, on relève un coefficient d'élasticité de - 0,411 indépendamment de la composition familiale ou du niveau d'éducation. Ce coefficient est comparable à ceux estimés de manière similaire par Cleveland *et al.* (1996) (- 0,388) et Powell (1997) (- 0,38) pour les mères canadiennes. Bien que la méthodologie de ce mémoire et celle employée dans ces études soient similaires, les coefficients d'élasticité rapportés sont exprimés en fonction de l'effet marginal moyen (MEM) et non selon la moyenne des effets marginaux (AME) comme c'est le cas ici.

Notre modèle prédit qu'une diminution de 10 % des tarifs de garde dans le RDC aurait pour effet d'augmenter d'environ 4 % le taux d'emploi des mères d'enfant de 0 à 12 ans. Cet effet se décompose en terme de composition familiale par une augmentation de 2,5 % du taux d'emploi des mères en couple et de 14,1 % de celui des mères monoparentales. On relève également que la différence entre les mères très éduquées et moins éduquées est encore plus prononcée que dans le tableau 5.1.

Tableau 5.3: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 12 ans, par niveau d'éducation et type de famille - RDC

Toutes les femmes					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,267	- 0,495	- 0,240	- 0,305	- 0,188
Écart- type	0,017	0,060	0,033	0,027	0,035
Élasticité	- 0,411	- 1,139	- 0,402	- 0,412	- 0,249
Taux d'emploi	72,6 %	46,5 %	65,5 %	76,8 %	84,0 %
#Obs	50263	4336	14430	19577	11920
Famille Biparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,168	- 0,311	- 0,098	- 0,209	- 0,164
Écart- type	0,020	0,074	0,038	0,030	0,039
Élasticité	- 0,252	- 0,678	- 0,162	- 0,280	- 0,219
Taux d'emploi	73,2 %	48,3 %	65,8 %	76,6 %	83,5 %
#Obs	42468	3295	11856	16409	10908
Famille Monoparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,753	- 1,021	- 0,799	- 0,734	- 0,420
Écart- type	0,037	0,092	0,068	0,061	0,075
Élasticité	- 1,410	- 3,082	- 1,529	- 1,104	- 0,549
Taux d'emploi	69,8 %	40,9 %	64,0 %	77,8 %	89,1 %
#Obs	7795	1041	2574	3168	1012

Impact sur les mères d'enfant entre 0 et 5 ans

Le coefficient d'élasticité restreint aux mères d'enfants d'âge préscolaire (- 0,382) et légèrement moins important que lorsqu'on considère les mères d'enfants d'âge scolaire également (- 0,411). Ceci pourrait découler du fait que les mères monoparentales représentent une plus petite proportion de l'échantillon des 0 à 5 ans que celles des 0 à 12. Effectivement, puisque l'effet est nettement plus important sur les mères monoparentales, l'élasticité moyenne est tirée vers le bas par celles-ci.

Tableau 5.4: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 0 et 5 ans, par niveau d'éducation et type de famille - RDC

Toutes les femmes					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,229	- 0,372	- 0,226	- 0,238	- 0,219
Écart- type	0,025	0,087	0,050	0,040	0,048
Élasticité	- 0,382	- 1,022	- 0,427	- 0,338	- 0,311
Taux d'emploi	67,5 %	37,2 %	58,4 %	71,6 %	81,0 %
#Obs	26179	2113	7411	9803	6852
Famille Biparentale					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,158	- 0,173	- 0,103	- 0,173	- 0,202
Écart- type	0,028	0,106	0,057	0,043	0,050
Élasticité	- 0,256	- 0,455	- 0,191	- 0,243	- 0,287
Taux d'emploi	68,7 %	38,9 %	59,2 %	71,8 %	80,7 %
#Obs	22856	1569	6168	8610	6509
Famille Monoparentale					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,766	- 0,916	- 0,761	- 0,719	- 0,456
Écart- type	0,062	0,131	0,106	0,105	0,124
Élasticité	- 1,640	- 3,227	- 1,700	- 1,209	- 0,733
Taux d'emploi	59,4 %	32,2 %	54,0 %	69,9 %	85,7 %
#Obs	3323	544	1243	1193	343

5.2 Marge Intensive

Les résultats à la marge intensive du Probit ordonné sont présentés à l'annexe C. Ces résultats ne seront pas formellement analysés puisque ces derniers ne semblent pas robustes malgré divers tests de spécifications. L'effet marginal du prix des services de garde est parfois négatif, parfois positif ou nul et rarement significatif. Les résultats sont également inchangés que le modèle considéré soit de forme continue, estimé par MCO tel que prévu initialement, ou discret, estimé par Probit ordonné.

5.3 Simulations d'interventions

Finalement, nous avons simulé l'impact qu'aurait une subvention directe des frais de garde sur l'offre de travail des mères d'enfant de 0 à 5 ans. Le tableau 5.5 représente l'effet qu'aurait une subvention de 10 %, 50 %, 75 % et 90 % des frais de garde pour les mères déclarant un revenu familial net inférieur à 40 000 \$ par année. Les simulations furent effectuées à l'aide des effets marginaux estimés précédemment. On distingue les résultats pour le Canada incluant le Québec de ceux excluant le Québec (ceux du RDC) puisque les effets estimés entre les deux sous-groupes varient d'une manière importante comme il fût démontré précédemment.

Tableau 5.5: Prédiction du taux d'emploi des mères d'enfant de 0 à 5 ans ayant un revenu familial de moins de 40 000\$ par année suite à une subvention des frais de garde

	Référence	Subvention-10 %	Subvention-50 %	Subvention-75 %	Subvention-90 %
RDC	67,5 %	68,2 % (0,69)	71,2 % (3,72)	73,9 % (6,36)	75,8 % (8,27)
Canada	68,2 %	68,5 % (0,35)	70,9 % (2,72)	73,2 % (5,03)	75,3 % (7,11)

Une subvention directe aux mères dont le plus jeune enfant a moins de 6 ans et qui déclare un revenu familial inférieur à 40 000 \$ par année aurait relativement

peu d'impact sur le taux d'emploi de l'échantillon. La différence entre le taux d'emploi estimé suite à la simulation et le taux d'emploi initial est généralement plus élevé pour le RDC que pour le Canada incluant le Québec. Par exemple, si les frais de garde étaient subventionnés à 50 %, le taux d'emploi des mères du RDC augmenterait de 3,72 points de pourcentage dans le RDC et de 2,72 lorsqu'on inclut le Québec dans l'estimation. Encore une fois, on peut supposer que les politiques familiales particulières de la province québécoise sont à l'origine de cette distorsion puisqu'une diminution en pourcentage représente une diminution plus importante en absolu dans le reste du Canada qu'au Québec. Un résultat intéressant qui ressort du tableau 5.5 est que même en subventionnant très généreusement (réduction de 90 % des tarifs de garde) des femmes ayant un revenu familial net inférieur à 40 000 \$, le taux d'emploi prédit augmenterait seulement de 8,27 points de pourcentage pour le RDC et de 7,11 points de pourcentage en incluant le Québec dans le modèle. Ceci pourrait être dû à des frais de garde tellement élevés dans les provinces canadiennes que même une subvention d'envergure ne pourrait compenser entièrement ces frais. Les frais demeureraient trop élevés pour que certaines femmes décident d'entrer sur le marché du travail.

Les prochaines simulations, présentées au tableau 5.6, correspondent à l'impact qu'aurait un système universel c'est-à-dire en fixant le tarif des garderies. Dans un premier temps, nous avons simulé l'impact d'un tarif de garde universel à tarif unique, tel que proposé par certains partis politiques. Nous avons ensuite simulé l'impact qu'aurait la politique du Québec, telle que définie par le ministère de la famille en 2015,²² si celle-ci était mise en place dans le RDC. La simulation consiste à imposer un tarif de 7,55 \$/jour pour les mères dont le revenu familial net est inférieur à 50 545 \$, 8,25 \$ pour un revenu inférieur à 75 820 \$, 14,50 \$

22. Les seuils de revenu et la tarification journalière à légèrement changé en 2017.

pour un revenu inférieur à 158 820 \$²³ et à 20,70 \$/jour pour un revenu supérieur à 158 820 \$. Puisque dans notre modèle les frais de garde potentiels sont exprimés en dollars par heure (*\$/heure*), les simulations de tarifs uniques ont été effectuées selon la même mesure bien que généralement, les plateformes politiques proposent un tarif journalier²⁴.

Tableau 5.6: Simulation de tarif unique pour les mères d'enfant de 0 à 5 ans

	Référence	1\$/ <i>heure</i>	1,50\$/ <i>heure</i>	2\$/ <i>heure</i>	3\$/ <i>heure</i>	Québec
RDC	66,7 %	81,9 % (14,37)	73,8 % (6,35)	67,2 % (-0,30)	56,8 % (-10,65)	70,3 % (2,82)
Canada	68,1 %	78,2 % (10,03)	71,6 % (3,38)	66,3 % (-1,88)	58,4 % (-9,85)	

La relation entre le taux d'emploi estimé et le tarif simulé n'est pas linéaire. Un tarif de garde universel équivalent à 2\$ de l'heure ou plus aurait un effet négatif sur l'offre de travail pour le RDC et le Canada. Bien que les différences entre le taux de référence et les simulations ont le même sens pour le RDC et le Canada incluant le Québec pour toutes les simulations, l'ampleur diffère. Un tarif de garde à 1 \$ de l'heure (environ 8 \$ par jour) augmenterait l'offre de travail de 14,37 points de pourcentage pour le RDC et de 10,03 pour le Canada. Un tarif unique à 3 \$ de l'heure parcontre entraînerait une diminution de 10,65 points de pourcentage dans le RDC alors que l'effet serait de 9,85 pour le Canada incluant le Québec.

La simulation de la politique du Québec qui module les frais de garde en fonction du revenu familial aurait pour effet d'augmenter le taux de participation au marché du travail de 2,82 points de pourcentage pour atteindre 70,3 % dans le RDC. Il

23. Le tarif décrété par la politique pour un revenu familial de 158 820 \$ est en fait entre 8,20 et 20,70.

24. Pour la simulation des tarifs québécois modulé en fonction du revenu, nous avons supposé qu'une journée complète correspondait à 8 heures de garde.

est important de resouligner le fait que le programme des CPE du Québec avait coûté en 2012-13 plus de 2,2 milliards de dollars à l'État.

CONCLUSION

Ce mémoire s'inscrit dans une longue lignée de recherches tentant de mesurer l'impact des services de garde sur l'offre de travail des familles. L'objectif principal de ce mémoire était de quantifier l'effet des tarifs de garde sur l'offre de travail à la marge extensive et intensive des mères canadiennes. Pour ce faire, nous avons utilisé les données de l'EDTR et un modèle structurel en corrigeant les biais de sélection éminents aux données.

L'impact des frais de garde sur la probabilité de participer au marché du travail s'est avéré comparable aux études canadiennes antérieures malgré la période qui s'est écoulée depuis. Nos estimés suggèrent qu'une diminution de 10 % des frais de garde engendrerait une augmentation de participation au marché du travail entre 2,85 % et 4,11 %. On observe également que l'offre de travail des groupes plus vulnérables, tels que les mères monoparentales et les femmes moins éduquées, est plus sensible aux frais de garde en général. Par contre, malgré une subvention de 90 % des coûts directs pour les mères d'enfants entre 0 et 5 ans déclarant un revenu familial net inférieur à 40 000 \$ par année, le modèle prédit une augmentation du taux de participation entre 7,1 et 8,3 points de pourcentage ce qui mènerait à un taux d'emploi prédit entre 75,3 % et 75,8 %.

Les estimés obtenus semblent également confirmés la théorie selon laquelle l'âge des enfants est un facteur décisif quant au choix d'offre de travail. On remarque d'ailleurs que les effets des frais de garde sont plus importants lorsque l'échantillon se restreint aux mères d'enfants d'âge préscolaire. L'impact est même plus grands pour les mères dont le plus jeune enfant a entre 1 et 4 ans. Ainsi, une subvention

directe au tarif de garde des places en garderie pour les enfants âgés entre 1 et 4 ans uniquement serait à la fois moins coûteux en terme absolu et aurait davantage d'impact sur le taux de participation au marché du travail des femmes que si la subvention s'applique aux frais de garde des enfants d'âge préscolaire en général.

Bien qu'un objectif du mémoire était d'estimer l'effet des frais de garde sur l'offre de travail à la marge intensive des femmes, la méthode employée n'a pas permis de relever des résultats probants et ce malgré divers tests de spécifications.

De manière plus générale, et sans surprise, nos résultats démontrent l'importance de dissocier le Québec du reste du Canada dans la modélisation. Il serait intéressant de reproduire l'analyse uniquement sur le Québec et de comparer les résultats avec ceux obtenus par modélisation *ex-post* de différence-en-différences. Finalement, il est important de souligner que les données utilisées ne sont pas très récentes et que bien que les effets estimés se traduisent en une augmentation du taux d'activité au marché du travail des mères canadiennes, il n'est pas garanti que la demande en travail suive.

ANNEXE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1: Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant

Province	0 à 2 ans (%)	3 à 5 ans (%)	6 à 12 ans (%)
NL	61,4	61,8	69,6
PE	78,3	80,8	83,3
NS	65,8	68,9	79,1
NB	70,6	72,7	77,3
QC	71,9	74,8	78,2
ON	68,8	74,4	80,1
MB	68,1	74,1	83,3
SK	67,5	79,1	85,2
AB	61,1	70,3	81,9
BC	61,2	68,9	80,2

Source : Estimation de l'auteure à partir des fichiers transversaux de l'EDTR de 1999 à 2011.

Tableau A.2: Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant - EPA(2015)

Province	0 à 2 ans (%)	3 à 5 ans (%)	6 à 15 ans (%)
NL	65,9	69,8	74,8
PE	73,7	76,0	82,9
NS	68,5	76,4	80,9
NB	69,2	78,7	78,8
QC	73,9	74,9	81,9
ON	64,7	70,2	78,1
MB	63,7	70,0	81,0
SK	64,3	76,2	84,5
AB	56,5	68,4	79,4
BC	67,5	68,4	76,2

Source : CANSIM, tableau 282-0211 (EPA-2015).

Tableau A.3: Taux d'emploi des mères selon l'âge du plus jeune enfant -EPA (2016)

Province	0 à 2 ans (%)	3 à 5 ans (%)	6 à 15 ans (%)
NL	60,7	72,3	75,0
PE	70,3	72,0	79,2
NS	68,0	78,3	80,5
NB	66,2	79,3	81,8
QC	76,3	78,1	82,0
ON	66,0	71,4	77,7
MB	62,8	72,0	80,1
SK	65,4	70,2	79,8
AB	59,2	67,4	76,6
BC	65,0	68,0	77,0

Source : CANSIM, tableau 282-0211 (EPA-2016).

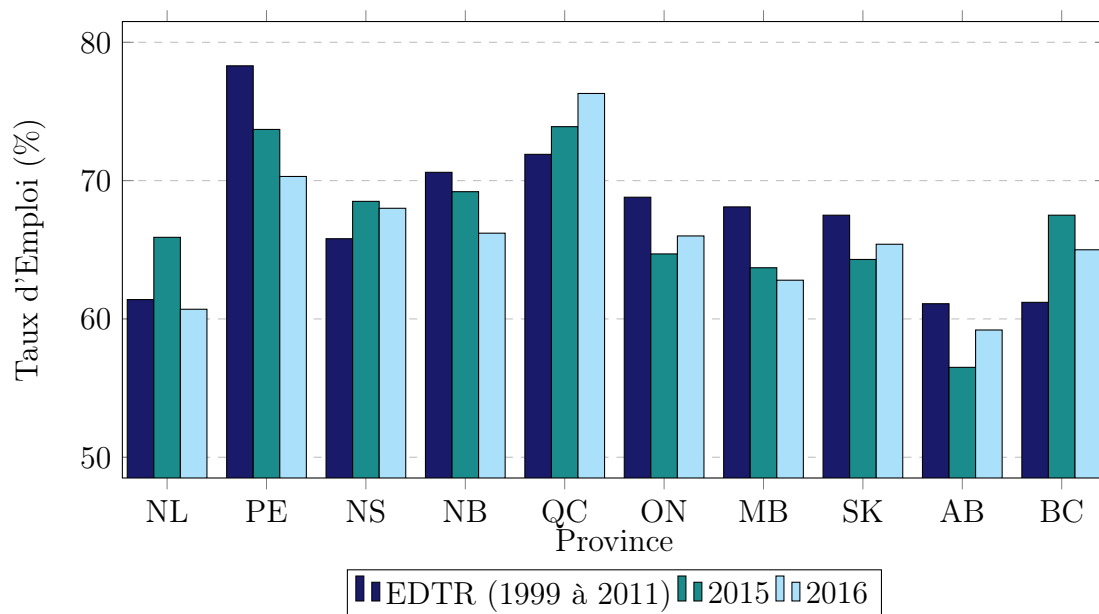


Figure A.1: Taux d'emploi - comparatif pour les mères d'enfant de 0 à 2 ans

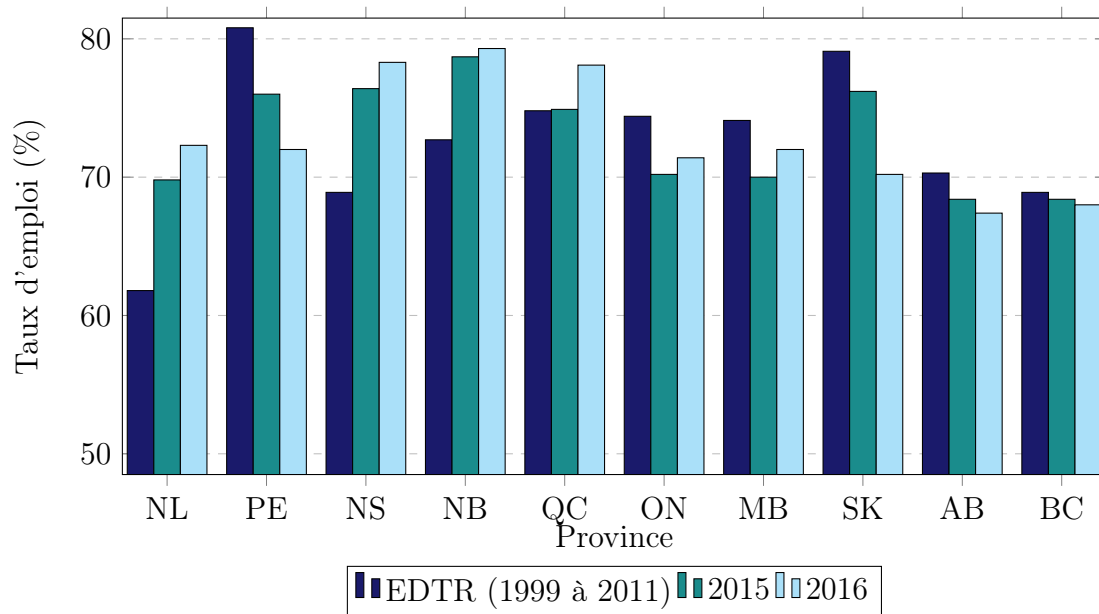


Figure A.2: Taux d'emploi - comparatif pour les mères d'enfant 3 à 5 ans

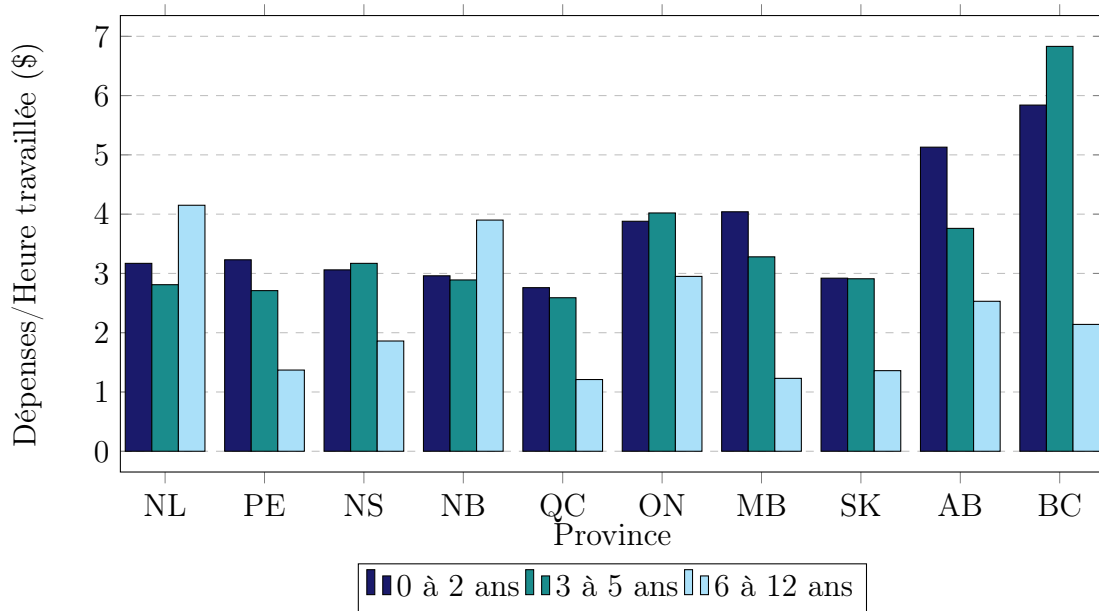


Figure A.3: Coût par heure travaillée, par province et âge du plus jeune enfant

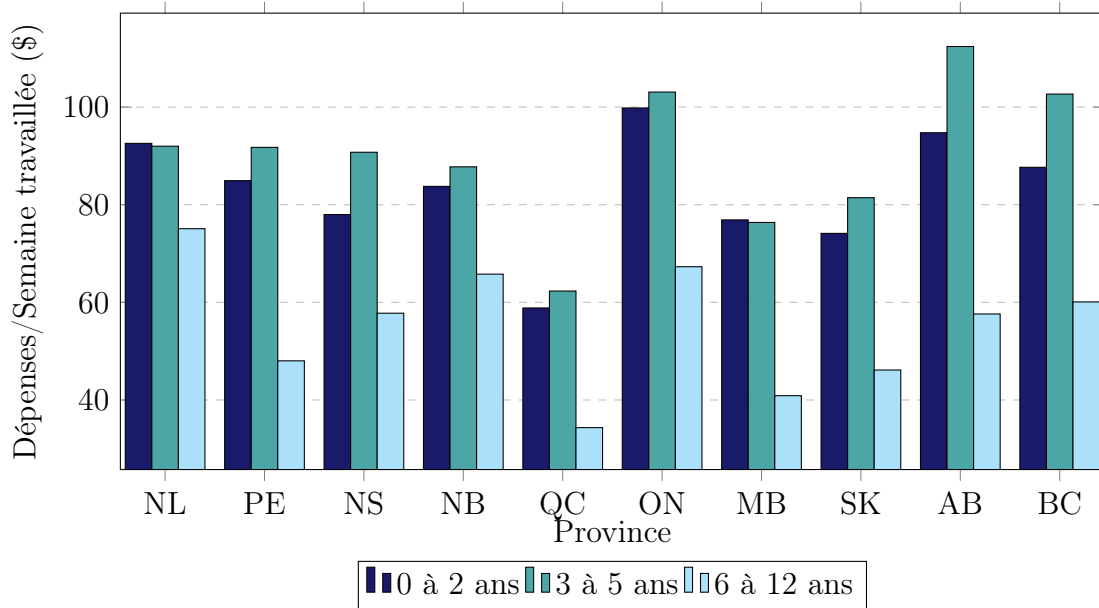
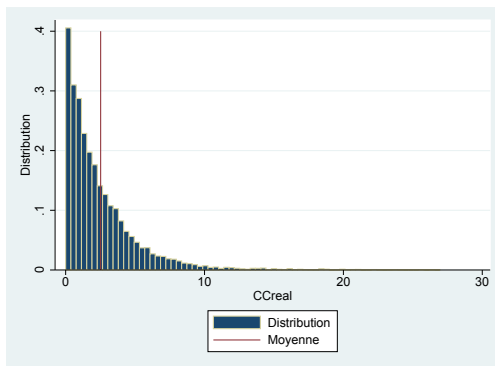


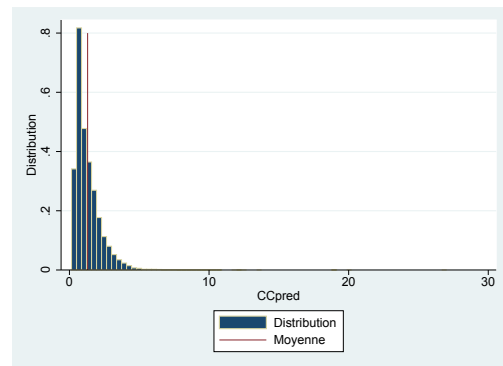
Figure A.4: Coût par semaine travaillée, par province et âge du plus jeune enfant

ANNEXE B

ESTIMATIONS DU MODÈLE

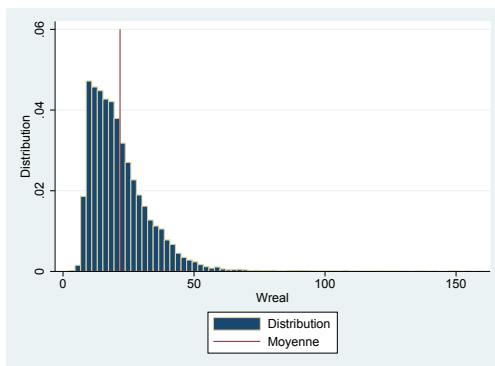


(a) Coûts observés

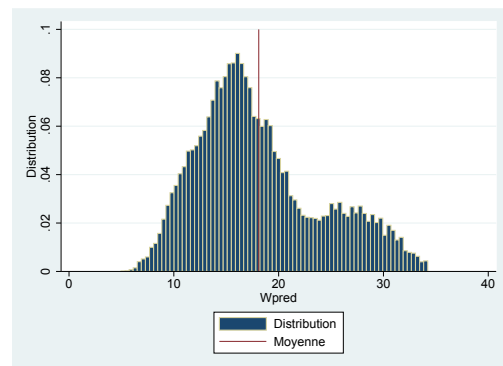


(b) Coûts prédits

Figure B.1: Frais de garde observés vs. prédits



(a) Salaires observés



(b) Salaire prédits

Figure B.2: Salaires observés vs. prédits

Tableau B.1: Sélection de l'équation salariale

	Emploi			Salaire horaire		
	Coef.	Std. Err.	P	Coef.	Std. Err.	P
Age	0.135	0.007	0.000	0.059	0.002	0.000
Age ²	-0.002	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000
Secondaire	0.485	0.017	0.000	0.279	0.008	0.000
Post-Secondaire	0.828	0.017	0.000	0.483	0.009	0.000
Universitaire	1.179	0.020	0.000	0.876	0.010	0.000
Urbain	0.114	0.012	0.000	0.066	0.004	0.000
PE	0.188	0.049	0.000	0.028	0.016	0.087
NS	-0.205	0.060	0.001	-0.052	0.020	0.010
NB	-0.070	0.056	0.207	-0.002	0.019	0.935
QC	-0.094	0.062	0.128	0.098	0.021	0.000
ON	-0.141	0.073	0.054	0.149	0.024	0.000
MB	-0.150	0.089	0.094	0.043	0.029	0.146
SK	-0.169	0.088	0.055	0.038	0.029	0.186
AB	-0.307	0.089	0.001	0.090	0.030	0.002
BC	-0.290	0.074	0.000	0.122	0.025	0.000
Immigrant	-0.375	0.017	0.000	-0.193	0.006	0.000
Taux de Chomage	-0.058	0.008	0.000	-0.014	0.003	0.000
Plus en Union	0.142	0.034	0.000	0.015	0.011	0.173
Jamais en Union	-0.095	0.035	0.006	-0.031	0.012	0.011
Famille Monoparentale	-0.341	0.036	0.000	-0.057	0.011	0.000
Nbr. Enfant 0-2	-0.405	0.013	0.000			
Nbr. Enfant 3-5	-0.321	0.011	0.000			
Nbr. Enfant 6-12	-0.176	0.007	0.000			
Presence d'enfant >12	-0.096	0.015	0.000			
ln(Autre revenu)	-0.329	0.009	0.000			
2000	-0.014	0.024	0.562	-0.003	0.008	0.761
2001	0.075	0.023	0.001	0.012	0.008	0.134
2002	0.058	0.024	0.016	0.033	0.008	0.000
2003	0.105	0.024	0.000	0.025	0.008	0.004
2004	0.097	0.025	0.000	0.025	0.009	0.003
2005	0.079	0.026	0.002	0.009	0.009	0.308
2006	0.104	0.027	0.000	0.035	0.009	0.000
2007	0.114	0.029	0.000	0.042	0.010	0.000
2008	0.136	0.029	0.000	0.075	0.010	0.000
2009	0.209	0.026	0.000	0.129	0.009	0.000
2010	0.261	0.027	0.000	0.140	0.009	0.000
2011	0.204	0.027	0.000	0.131	0.009	0.000
Ratio Inverse de Mills				0.259	0.013	0.000

Tableau B.2: Sélection de l'équation des frais de garde - *Biprobit*

	Emploi			Paye pour Garde		
	Coef.	Std. Err.	P	Coef.	Std. Err.	P
Âge	0.133	0.006	0.000	0.120	0.007	0.000
Âge ²	-0.002	0.000	0.000	-0.002	0.000	0.000
Secondaire	0.477	0.017	0.000	0.386	0.019	0.000
Postsecondaire	0.798	0.017	0.000	0.657	0.019	0.000
Universitaire	1.129	0.020	0.000	0.864	0.020	0.000
Urbain	0.094	0.012	0.000	0.100	0.011	0.000
PE	0.175	0.047	0.000	0.271	0.045	0.000
NS	-0.167	0.058	0.004	0.021	0.056	0.707
NB	-0.053	0.054	0.326	0.110	0.052	0.034
QC	-0.051	0.060	0.396	0.288	0.057	0.000
ON	-0.094	0.071	0.186	-0.145	0.067	0.031
MB	-0.102	0.086	0.240	-0.078	0.082	0.341
SK	-0.107	0.085	0.210	-0.145	0.080	0.070
AB	-0.235	0.086	0.007	-0.319	0.082	0.000
BC	-0.213	0.072	0.003	-0.246	0.068	0.000
Immigrant	-0.345	0.016	0.000	-0.100	0.016	0.000
Taux de chômage	-0.053	0.008	0.000	-0.030	0.007	0.000
Monoparentale	-0.312	0.035	0.000	0.202	0.033	0.000
Plus en Union	0.128	0.033	0.000	0.095	0.031	0.002
Jamais en Union	-0.105	0.034	0.002	0.030	0.032	0.354
2000	-0.015	0.023	0.518	0.032	0.023	0.168
2001	0.079	0.023	0.001	0.073	0.022	0.001
2002	0.061	0.023	0.009	0.083	0.023	0.000
2003	0.105	0.023	0.000	0.093	0.023	0.000
2004	0.099	0.024	0.000	0.105	0.023	0.000
2005	0.093	0.025	0.000	0.089	0.024	0.000
2006	0.117	0.026	0.000	0.089	0.025	0.000
2007	0.122	0.028	0.000	0.078	0.027	0.004
2008	0.146	0.028	0.000	0.126	0.027	0.000
2009	0.220	0.025	0.000	0.153	0.024	0.000
2010	0.267	0.026	0.000	0.173	0.025	0.000
2011	0.214	0.026	0.000	0.168	0.025	0.000
Nbr. Enfant 0-2	-0.358	0.013	0.000	-0.091	0.012	0.000
Nbr. Enfant 3-5	-0.265	0.011	0.000	0.264	0.010	0.000
Nbr. Enfant 6-12	-0.133	0.007	0.000	0.129	0.007	0.000
Presence d'enfant >12	-0.101	0.015	0.000	-0.713	0.013	0.000
ln(Autre revenu)	-0.316	0.009	0.000	0.039	0.007	0.000
constante	1.438	0.192	0.000	-3.009	0.185	0.000

Tableau B.3: Tarif de garde horaire potentiel

	Coef.	Std. Err.	P
Âge	0.001	0.002	0.659
Secondaire	0.020	0.045	0.662
Postsecondaire	0.028	0.059	0.630
Universitaire	0.193	0.070	0.006
Immigrant	0.136	0.017	0.000
PE	-0.157	0.056	0.005
NS	-0.006	0.047	0.904
NB	-0.003	0.048	0.951
QC	-0.614	0.049	0.000
ON	-0.045	0.041	0.268
MB	-0.325	0.047	0.000
SK	-0.323	0.047	0.000
AB	-0.103	0.047	0.027
BC	-0.029	0.046	0.528
Monoparentale	0.208	0.059	0.000
Plus en Union	-0.055	0.045	0.219
Jamais en Union	-0.047	0.047	0.319
2000	-0.094	0.033	0.005
2001	-0.096	0.033	0.004
2002	-0.131	0.034	0.000
2003	-0.094	0.034	0.006
2004	-0.134	0.034	0.000
2005	-0.135	0.035	0.000
2006	-0.183	0.035	0.000
2007	-0.128	0.036	0.000
2008	-0.138	0.036	0.000
2009	-0.092	0.036	0.011
2010	-0.065	0.037	0.077
2011	-0.069	0.037	0.060
Nbr. Enfant 0-2	0.417	0.024	0.000
Nbr. Enfant 3-5	0.451	0.038	0.000
Nbr. Enfant 6-12	0.041	0.021	0.055
Presence d'enfant >12	-0.227	0.063	0.000
ln(Autre revenu)	0.148	0.021	0.000
Constante	-1.186	0.260	0.000
Ratio Inverse de Mills-Emp.	0.220	0.133	0.099
Ratio Inverse de Mills-Paye	-0.452	0.129	0.000

ANNEXE C

RÉSULTATS

Tableau C.1: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 1 et 4 ans, par niveau d'éducation et type de famille

Toutes les femmes					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,191	- 0,210	- 0,122	- 0,221	- 0,202
Écart-type	0,019	0,065	0,042	0,029	0,035
Élasticité	- 0,322	- 0,590	- 0,237	- 0,317	- 0,278
Taux d'emploi	67,1 %	35,3 %	57,3 %	71,9 %	81,0 %
#Obs	24167	2150	6494	9122	6401
Famille Biparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,166	- 0,167	- 0,041	- 0,209	- 0,193
Écart-type	0,021	0,075	0,047	0,031	0,036
Élasticité	- 0,271	- 0,455	- 0,079	- 0,294	- 0,265
Taux d'emploi	68,4 %	36,9 %	58,1 %	72,1 %	80,8 %
#Obs	21213	1609	5431	8092	6081
Famille Monoparentale					
	Toute	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,443	- 0,296	- 0,598	- 0,342	- 0,397
Écart-type	0,056	0,128	0,090	0,097	0,114
Élasticité	- 0,943	- 0,981	- 1,406	- 0,579	- 0,585
Taux d'emploi	58,3 %	30,3 %	52,9 %	70,0 %	85,8 %
#Obs	2954	541	1063	1030	320

Tableau C.2: Effets du prix des services de garde sur le taux d'emploi des femmes ayant au moins un enfant entre 1 et 4 ans, par niveau d'éducation et type de famille -RDC

Toutes les femmes					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,226	- 0,377	- 0,197	- 0,254	- 0,219
Écart-type	0,030	0,099	0,059	0,047	0,057
Élasticité	- 0,386	- 1,098	- 0,385	- 0,371	- 0,313
Taux d'emploi	66,4 %	35,6 %	57,0 %	70,6 %	80,1 %
#Obs	19553	1612	5525	7296	5120
Famille Biparentale					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,151	- 0,172	- 0,047	- 0,200	- 0,199
Écart-type	0,033	0,120	0,067	0,051	0,059
Élasticité	- 0,250	- 0,483	- 0,090	- 0,289	- 0,285
Taux d'emploi	67,5 %	37,2 %	57,9 %	70,8 %	79,8 %
#Obs	17141	1203	4624	6430	4884
Famille Monoparentale					
	Toutes	<Secondaire	Secondaire	Postsecondaire	Universitaire
ln(prix des SG)	- 0,870	- 0,917	- 0,940	- 0,760	- 0,631
Écart-type	0,073	0,156	0,114	0,125	0,176
Élasticité	- 1,984	- 3,395	- 2,372	- 1,334	- 1,050
Taux d'emploi	57,9 %	30,9 %	52,6 %	68,6 %	85,2 %
#Obs	2412	409	901	866	236

Tableau C.3: Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 5 ans

Toutes les femmes			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	0,024	0,016	- 0,041
Écart-type	0,013	0,009	0,022
P-Value	0,061	0,061	0,061
Famille Biparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	0,037	0,024	- 0,061
Écart-type	0,014	0,009	0,023
P-Value	0,007	0,007	0,007
Famille Monoparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,040	- 0,047	0,087
Écart-type	0,032	0,036	0,068
P-Value	0,207	0,200	0,202

Tableau C.4: Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 12 ans

Toutes les femmes			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	0,016	0,016	- 0,032
Écart-type	0,008	0,007	0,015
P-Value	0,033	0,033	0,033
Famille Biparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	0,020	0,018	- 0,038
Écart-type	0,009	0,008	0,016
P-Value	0,020	0,019	0,020
Famille Monoparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	0,010	0,017	- 0,027
Écart-type	0,014	0,024	0,038
P-Value	0,478	0,480	0,479

Tableau C.5: Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 5 ans (RDC)

Toutes les femmes			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,164	- 0,101	0,265
Écart-type	0,023	0,015	0,038
P-Value	0,000	0,000	0,000
Famille Biparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,171	- 0,098	0,269
Écart-type	0,025	0,015	0,040
P-Value	0,000	0,000	0,000
Famille Monoparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet Marginal	- 0,115	- 0,153	0,267
Écart-type	0,044	0,059	0,102
P-Value	0,009	0,010	0,009

Tableau C.6: Choix discret d'heures travaillées pour les mères d'enfants entre 0 et 12 ans (RDC)

Toutes les femmes			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,123	- 0,111	0,234
Écart-type	0,013	0,013	0,026
P-Value	0,000	0,000	0,000
Famille Biparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,146	- 0,119	0,264
Std,Err	0,015	0,013	0,028
P-Value	0,000	0,000	0,000
Famille Monoparentale			
	1 à 15 heures	15-29 heures	>30 heures
Effet marginal	- 0,024	- 0,046	0,071
Std,Err	0,021	0,040	0,061
P-Value	0,242	0,245	0,244

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, P. M. et Levine, P. B. (1999). *Child care and mothers' employment decisions*. Rapport technique, National bureau of economic research.
- Baker, M., Gruber, J. et Milligan, K. (2005). *Universal childcare, maternal labor supply, and family well-being*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- Benjamin, D., Gunderson, M. et Riddell, W. C. (1998). *Labour market economics : theory, evidence and policy in Canada*. McGraw-Hill Ryerson.
- Blau, D. (2003). Child care subsidy programs. In *Means-tested transfer programs in the United States* 443–516. University of Chicago Press.
- Blau, D. M. et Robins, P. K. (1988). Child-care costs and family labor supply. *The Review of Economics and Statistics*, 374–381.
- Cameron, A. C. et Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge university press.
- Cleveland, G., Gunderson, M. et Hyatt, D. (1996). Child care costs and the employment decision of women : Canadian evidence. *Canadian Journal of Economics*, 132–151.
- Connelly, R. (1992). The effect of child care costs on married women's labor force participation. *The review of Economics and Statistics*, 83–90.
- Connelly, R. et Kimmel, J. (2003). Marital status and full-time/part-time work status in child care choices. *Applied Economics*, 35(7), 761–777.
- Fortin, P., Godbout, L. et 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. Papers in Political Economy*, (47).
- Gong, X., Breunig, R. V. et King, A. (2010). How responsive is female labour supply to child care costs : New australian estimates.
- Gustafsson, S. et Stafford, F. (1992). Child care subsidies and labor supply in sweden. *Journal of Human resources*, 204–230.

- Haeck, C., Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2015). Canadian evidence on ten years of universal preschool policies : The good and the bad. *Labour Economics*, 36, 137–157.
- Han, W. et 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.
- Heckman, J. J. (1974). Effects of child-care programs on women’s work effort. In *Marriage, Family, Human Capital, and Fertility* 136–169. *Journal of Political Economy* 82 (2), Part II.
- Kimmel, J. (1998). Child care costs as a barrier to employment for single and married mothers. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 287–299.
- Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2005). *The Québec’s Experiment of \$5 Per Day Per Child Childcare Policy and Mother’s Labour Supply : Evidence Based on the Five Cycles of the NLSCY*. CIRANO.
- Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2008). Child-care policy and the labor supply of mothers with young children : A natural experiment from canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519–548.
- Lefebvre, P., Merrigan, P. et Roy-Desrosiers, F. (2011). Québec’s childcare universal low fees policy 10 years after : Effects, costs and benefits. *Cahier de recherche/Working Paper*, 11, 01.
- Lefebvre, P., Merrigan, P. et 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.
- Macdonald, D. et Klinger, T. (2015). They go up so fast : 2015 child care fees in canadian cities. *Canadian Centre for Policy Alternatives*.
- Michalopoulos, C. et Robins, P. K. (2000). Employment and child-care choices in canada and the united states. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économique*, 33(2), 435–470.
- Michalopoulos, C., Robins, P. K. et Garfinkel, I. (1992). A structural model of labor supply and child care demand. *Journal of Human Resources*, 166–203.
- Mincer, J. et Polachek, S. (1978). An exchange : the theory of human capital and the earnings of women : women’s earnings reexamined. *The Journal of Human Resources*, 13(1), 118–134.

- Powell, L. M. (1997). The impact of child care costs on the labour supply of married mothers : Evidence from canada. *Canadian Journal of Economics*, 577–594.
- Powell, L. M. (2002). Joint labor supply and childcare choice decisions of married mothers. *Journal of Human Resources*, 106–128.
- Ribar, D. C. (1992). Child care and the labor supply of married women : Reduced form evidence. *Journal of human resources*, 134–165.
- Sinha, M. (2014). *Les services de garde au Canada*. Statistique Canada.
- Thévenon, O. (2013). Drivers of female labour force participation in the oecd.