

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACTS DE LA POLITIQUE FISCALE ET FAMILIALE, INTRODUITE EN 2005, SUR
LA PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL D'UN GROUPE « À RISQUE » :
ÉTUDE DU CAS DES MÈRES DE FAMILLE MONOPARENTALE AU QUÉBEC

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
BÉATRICE COPY

OCTOBRE 2010

REMERCIEMENTS

Mes remerciements vont à mes deux directeurs, Philip Merrigan et Pierre Lefebvre ; leurs conseils m'ont permis de me rendre aussi loin que possible dans le cadre de ce mémoire, certes encore très perfectible mais néanmoins achevé. Je remercie également le CIQSS pour m'avoir donné accès aux données détaillées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu.

Mes remerciements vont aussi au personnel du département des sciences économiques de l'UQAM – les enseignants mais aussi Martine Boisselle, pour son professionnalisme et son attention à l'égard des étudiants.

Je remercie Frédéric Savard pour sa grande disponibilité et ses bons conseils. Merci aussi à mes lectrices Marie-Hélène Legault et Ghislaine Lapierre pour leurs suggestions.

Ce mémoire clôt un quinquennat de conciliation travail-famille-études. Je remercie mes employeurs, Emploi-Québec et le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, de m'avoir permis, par divers aménagements, de mener à bien ce projet.

Et bien sûr, merci à mes proches pour leur présence, en particulier à mon fils Guillaume – puisse cette expérience t'être aussi profitable.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
LISTE DES ACRONYMES.....	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
FACTEURS QUI INFLUENCENT LA PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DES PERSONNES À FAIBLE REVENU	4
1.1 Changements sociodémographiques.....	5
1.2 Évolutions économiques.....	6
1.3 Politiques sociales.....	8
1.3.1 Politiques familiales	8
1.3.2 Programmes de soutien du revenu	9
CHAPITRE II	
MESURES À L'ÉTUDE : SOUTIEN AUX ENFANTS ET PRIME AU TRAVAIL	12
2.1 Soutien aux enfants.....	12
2.2 Prime au travail.....	15
CHAPITRE III	
DE LA THÉORIE À L'APPLICATION : MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL ET ILLUSTRATIONS DES MESURES EMPIRIQUES DES EFFETS DE DIFFÉRENTS PROGRAMMES DE SOUTIEN DU REVENU	20
3.1 Modèle théorique d'offre de travail.....	20
3.2. Approches empiriques et illustrations de la mesure des effets de programmes existants sur l'offre de travail	23
3.2.1 Effets des allocations familiales.....	24
3.2.2 Les programmes de soutien aux travailleurs à faible revenu de type « prime au travail ».....	26

CHAPITRE IV	
MODÈLE STRUCTUREL ET DONNÉES.....	35
4.1. Modèle structurel - principes et spécification.....	35
4.2. Échantillons	39
4.2.1 Sous-échantillon de l'équation de salaire.....	40
4.2.2 Sous-échantillon du modèle de choix discret d'heures travaillées.....	41
4.3 Estimation du salaire	42
4.4 Calcul du revenu disponible	46
CHAPITRE V	
RÉSULTATS.....	50
5.1 Constats et problèmes rencontrés	50
5.2 Tests et correctifs apportés	55
5.3 Pistes à explorer dans le futur pour améliorer le fonctionnement du modèle.....	57
CONCLUSION.....	59
APPENDICE A	
STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES UTILISÉES DANS LE CADRE DE L'ÉQUATION DE SALAIRE	61
APPENDICE B	
STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON UTILISÉ DANS LE CADRE DE L'ESTIMATION DU MODÈLE DE CHOIX DISCRET D'HEURES TRAVAILLÉES (RÉGRESSIONS LOGIT).....	63
APPENDICE C	
RÉGRESSION DU LOGARITHME DU SALAIRE HORAIRE SELON LA PROCÉDURE HECKMAN	67
APPENDICE D	
PRÉSENTATION DES VARIABLES D'ENTRÉES UTILISÉES POUR ALIMENTER LE SIMULATEUR DE TAXES ET CRÉDITS ET LEUR CORRESPONDANCE AVEC LES VARIABLES DISPONIBLES DANS L'ENQUÊTE SUR LA DYNAMIQUE DU TRAVAIL ET DU REVENU (EDTR).....	68
BIBLIOGRAPHIE.....	69

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
2.1	Comparaison du Soutien aux enfants par rapport au régime antérieur à 2005. Couple comptant deux enfants – 2005	14
2.2	Paramètres de la Prime au travail	16
2.3	Montant des prestations des différents programmes (Prime au travail et APPORT) pour une famille monoparentale avec un enfant	18
2.4	Montant des prestations des différents programmes (Prime au travail et APPORT) pour une famille biparentale avec deux enfants	18
3.1	Effets d'un impôt négatif sur le revenu et de l'EITC sur une contrainte budgétaire	22
3.2	Montant de l'EITC en fonction du revenu	27
3.3	Effets de l'EITC sur une contrainte budgétaire simple	28
3.4	Montant du WTC en fonction du revenu	29
3.5	Effets du WFTC sur une contrainte budgétaire simple	30
3.6	Effets de la Prime au travail sur la contrainte budgétaire	33

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Principaux paramètres de l'allocation unifiée pour enfants (2004) et de Soutien aux enfants (2005) - en dollars	13
2.2	Principaux paramètres de la Prime au travail – (année d'imposition 2005)	15
4.1	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour estimer l'équation de salaire (1999-2006)	40
4.2	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour l'estimation du modèle de choix discret d'heures travaillées (2000-2005)	42
4.3	Résultats de la régression du logarithme du salaire horaire	45
4.4	Quelques statistiques descriptives des revenus disponibles calculés par le simulateur de revenus (CtaCS) et de variables de revenus fournies dans l'EDTR, total et par classe horaire (2000-2005)	48
4.5	Revenus disponibles calculés par le simulateur de revenus (CtaCS) selon l'alternative, par classe horaire et total (2000-2005)	49
5.1	Résultats des régressions (logit conditionnel) selon différentes spécifications	52
A.1	Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour estimer l'équation de salaire - ensemble des variables incluses dans la régression (1999-2006)	61
A.2	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 1 (H=0)	62
A.3	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 2 (H=20)	62
A.4	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 3 (H=40)	62

B.1	Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées - ensemble des variables utilisées dans les régressions logit et complément de variables (2000-2005)	64
B.2	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 1 (H=0)	65
B.3	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 2 (H=20)	65
B.4	Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 3 (H=40)	66
C.1	Régression du logarithme du salaire horaire selon la procédure Heckman	67

LISTE DES ACRONYMES

APPORT	Aide aux parents pour leurs revenus de travail
AUE	Allocation unifiée pour enfants
CPE	Centre à la petite enfance
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
EITC	Earned Income Tax Credit
FC	Family Credit
MPC	Mesure du panier de consommation
PAS	Programme d'autosuffisance
PNE	Prestation nationale pour enfants
PSR	Programme de soutien du revenu
PTFR	Programme de soutien aux travailleurs à faible revenu
PUGE	Prestation universelle pour la garde d'enfants
RHDSC	Ressources Humaines et Développement Social Canada
WFTC	Working Family Tax Credit
WTC	Working Tax Credit

RÉSUMÉ

En 2005, le Gouvernement du Québec a introduit deux mesures importantes à l'intention des familles et des personnes à faible revenu : *Soutien aux Enfants*, programme généreux d'allocations familiales et *Prime au travail*, programme de supplémentation au revenu de travail, visant à inciter les prestataires à sortir de l'aide sociale.

Nous avons souhaité mesurer l'impact de l'introduction de ces deux mesures sur l'offre de travail des mères de famille monoparentale québécoises, à l'aide de données de population (Enquête sur la dynamique du travail et du revenu) et d'un modèle structurel de choix discret d'heures de travail, pour confronter nos résultats à la théorie économique de l'offre de travail et les comparer à ceux d'autres recherches similaires, conduites au Québec ou ailleurs.

Les problèmes d'identification du modèle rencontrés dans le cadre de ces travaux, et en particulier l'impossibilité d'interprétation des coefficients relatifs à la variable d'intérêt au cœur de ce travail – celle du revenu disponible – coefficients qui se sont avérés non significatifs ou négatifs lorsqu'ils l'étaient, n'ont pas permis de présenter des résultats probants permettant de répondre, par une évaluation *ex-ante*, à la question de recherche précitée ni de vérifier les hypothèses de la théorie de l'offre de travail, en particulier celle de l'utilité marginale du revenu positive.

Quelques correctifs ont été apportés sans qu'il ait été possible de résoudre le problème central relié à la variable des revenus disponibles; des explications aux problèmes rencontrés sont avancées et des pistes de solutions à mettre à l'oeuvre sont évoquées pour tenter dans le futur d'améliorer le modèle ou encore, à l'aide d'une méthodologie différente – celle de différences-en-différences – d'apporter une réponse *ex-post* à la question de recherche posée, laquelle demeure d'intérêt, alors qu'une rareté croissante de main-d'œuvre est annoncée dans un avenir relativement proche.

Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données à accès restreint de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

Mots-clés : offre de travail, femmes responsables de famille monoparentale, Prime au travail, Soutien aux enfants, participation au marché du travail des mères, incitation au travail.

INTRODUCTION

La plupart des pays occidentaux ont, au cours des dernières décennies et à des degrés d'intensité divers, développé et mis en place des politiques sociales visant un ou plusieurs objectifs, parfois conjugués : soutenir les familles à assumer leurs différentes responsabilités, lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale, notamment celle des enfants, favoriser la participation au marché du travail, rendre le travail payant et réduire la dépendance aux programmes sociaux, en particulier à l'assistance sociale, le travail étant considéré comme « *le moyen privilégié de réduire la pauvreté et d'assurer l'autonomie financière et l'insertion sociale des individus aptes au travail* » (Québec, 2009, p 7).

Par ailleurs, outre le fait que l'emploi est considéré comme l'outil privilégié de lutte contre la pauvreté, dans un contexte de vieillissement et de rareté appréhendée de la main-d'œuvre (dans certains secteurs et certains territoires), l'importance de développer qualitativement et d'élargir les bassins de main-d'œuvre disponibles, notamment en augmentant les taux de participation au marché du travail des groupes à risque de sous-emploi - est mis de l'avant dans plusieurs documents de politiques publiques¹.

Même si dans certains cas leur importance en volume a pu décroître au cours des 10 ou 15 dernières années, certains groupes sont en effet considérés comme « à risque » - risques de persistance à l'aide sociale, de sous-emploi, de pauvreté – et font l'objet d'une attention particulière. Les personnes faiblement scolarisées, les familles monoparentales, les personnes handicapées, les travailleurs âgés, les personnes immigrantes (récentes) ou issues des

¹ En 2008, le *Pacte pour l'Emploi* du gouvernement du Québec proposait un certain nombre de mesures allant dans ce sens, notamment la bonification Prime au travail pour les prestataires de l'assistance sociale, aptes au travail ou présentant des contraintes sévères à l'emploi (Québec, 2008).

minorités visibles, et bien sûr les prestataires d'assistance sociale aptes au travail (en majorité des personnes seules), sont fréquemment ciblées par différentes politiques sociales.

Les mesures peuvent être universelles, ciblées sur les ménages à faible revenu, non conditionnelles à la participation au marché du travail ou encore viser spécifiquement les travailleurs à faible revenu. Dépendant des objectifs visés et des paramètres retenus par les pouvoirs publics, de même que du contexte dans lesquels ils sont mis en œuvre, les programmes peuvent avoir des effets différenciés (voire contradictoires) sur l'offre de travail des groupes ciblés.

Nous nous intéressons ici plus particulièrement aux effets de deux politiques/instruments mis en œuvre par le Gouvernement du Québec au 1^{er} janvier 2005², soit :

- *Soutien aux enfants*, prestation dépendant de la situation familiale (nombre d'enfants et revenu) mais indépendante du fait de participer ou non au marché du travail (que l'on peut assimiler à un programme de soutien du revenu au sens strict) remplaçant généreusement un ensemble de mesures;
- et *Prime au travail*, supplémentation du revenu de travail, mesure fiscale d'incitation pour l'ensemble des personnes à faible revenu (pas uniquement les parents), visant à valoriser le travail en le rendant plus payant pour les personnes à faible revenu et à favoriser la sortie de l'aide sociale; *la Prime au travail* se substitue au programme *Aide aux parents pour leurs revenus de travail* (APPORT)³.

Ces deux mesures constituaient par ailleurs le cœur de l'intervention en matière de la lutte contre la pauvreté et à l'exclusion sociale annoncée en 2004 (Québec, 2004b).

Dans le cadre de ce mémoire, nous souhaitons mesurer, à partir des données de population de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), les effets, au Québec, de ces mesures sur l'offre de travail - participation au marché du travail, intensité de

² *Discours sur le Budget 2004-2005* (Québec, 2004a).

³ Pour plus de détails, cf. chapitre II

la participation et revenus de travail - des femmes responsables de famille monoparentale à faible revenu. À l'instar d'autres travaux de recherche, notamment ceux de Parisé (2007), ce travail s'appuie sur la construction d'un modèle structurel à choix discret d'heures de travail. Un tel modèle doit permettre de simuler et estimer *ex ante* les effets des changements possibles introduits par les mesures à l'étude et plus généralement dans les politiques sociales.

Le présent document rappelle succinctement les principaux facteurs qui peuvent influencer sur la participation au marché du travail des ménages à faible revenu, plus particulièrement avec enfant (I), décrit les deux mesures étudiées (II), les caractéristiques du modèle classique d'offre de travail et les effets des types de programmes de soutien du revenu à l'étude, sur un plan théorique et au regard des travaux d'évaluation consultés dans la littérature (III). Il traite par la suite (IV) de l'approche empirique adoptée (spécification du modèle, données utilisées) ; enfin il présente et discute les résultats obtenus (V) avant de conclure.

CHAPITRE I

FACTEURS QUI INFLUENCENT LA PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DES PERSONNES À FAIBLE REVENU

Le Québec a enregistré des bonnes performances au cours de la dernière décennie au plan de l'emploi et du chômage. Au chapitre de la pauvreté économique, les principales mesures utilisées témoignent d'une diminution du taux de faible revenu (CEPE, 2008, p. 7). Ainsi, certains groupes, défavorisés sur le plan de l'emploi et des revenus, ont globalement diminué en volume au cours des 15 dernières années. C'est le cas des prestataires d'aide sociale aptes au travail dont le nombre a chuté de moitié depuis 10 ans (Emploi-Québec, 2007)⁴. Le nombre de familles monoparentales à l'aide sociale a diminué de façon significative, passant de plus de 97 000 en janvier 1995 à environ 50 000 en janvier 2005; les responsables à leur tête représentant respectivement 18 % et 12,9 % de l'ensemble des adultes à l'aide, proportion en constante diminution sur la période (Québec, 1995 et 2005b). Il en va différemment des personnes seules dont le poids a augmenté à l'aide sociale. Bien que leur nombre ait diminué sur la période, elles représentaient 75 % des ménages prestataires d'aide financière de dernier recours en 2007 contre 63,5 % en 1996 (CEPE, 2008, p. 21).

La participation des femmes au marché du travail est un phénomène marquant et irréversible des dernières décennies. Celle des mères, dont les responsables de famille

⁴ Par ailleurs, après avoir atteint un sommet de 12,5 % en 1995 et 1996, le taux d'assistance sociale des personnes de 0 à 64 ans était de 7,6 % au Québec en 2006. De plus, le nombre des prestataires avec contraintes sévères à l'emploi a quant à lui fortement augmenté au cours des dernières années, passant de 22,6 % en 1996 à 37,4 % de l'ensemble des prestataires en 2007 (données de mars). Bien sûr le contexte de récession qui a prévalu depuis le dernier trimestre 2008 a pu engendrer une hausse conjoncturelle du nombre de prestataires de l'aide sociale mais à plus long terme, ce nombre devrait décroître à nouveau.

monoparentale (environ 80 % des familles monoparentales ont une femme à leur tête au Québec) a également beaucoup progressé. Ce phénomène a eu une incidence positive sur l'évolution des revenus des femmes, incluant celles en situation de monoparentalité (en moyenne).

Si le taux de faible revenu a diminué, certains groupes demeurent néanmoins plus à risque que d'autres. Ainsi, au cours des années 90, les personnes seules figuraient, avec les familles monoparentales, parmi les groupes à risque de faible revenu persistant (CEPE, 2008, p. 7)⁵.

Trois ensembles de facteurs sont généralement considérés pour expliquer ces évolutions.

1.1 Changements sociodémographiques

Le vieillissement démographique qui s'opère dans les pays développés et au Québec, lequel a connu un baby-boom particulièrement prononcé, s'est traduit par un allongement de l'espérance de vie et par une réduction du nombre d'enfants par femme (indice synthétique de fécondité).

L'augmentation du niveau de scolarité, en particulier des femmes, est une autre évolution significative des dernières décennies. De 1990 à 2006, dans la population de 25-64 ans, la proportion de diplômés de l'enseignement postsecondaire est passée de 36,8 % à 60,6 % et le nombre de personnes sans diplôme a baissé de près de moitié sur la période (Emploi-Québec, 2007). Et l'on sait que la probabilité de participer au marché du travail et de ne pas avoir un faible revenu augmente avec le niveau de scolarité.

Âge et scolarité sont donc des facteurs qui ont joué un rôle important sur le long terme. C'est particulièrement vrai pour les responsables de famille monoparentale puisque les

⁵ Il s'agit de données canadiennes pour la période 1993-1998. Il faudrait voir si cela vaut actuellement.

progrès enregistrés de 1981 à 2001 au Canada, au chapitre de la participation au marché du travail et des gains, l'ont été par des mères âgées de plus de 40 ans et ayant un niveau de scolarité plus élevé, les plus jeunes et les moins instruites n'ayant que très peu bénéficié de ces améliorations (Myles et alii, 2006).

Enfin, si certaines transformations sociales, notamment ce qu'on appelle la « révolution des sexes », ont pu avoir un impact sur la participation et la position des femmes et des mères mariées sur le marché du travail, cela semble avoir peu affecté les mères seules (Myles et alii, 2006). Le nombre de divorces et de séparations aura sans doute influencé leur comportement sur le marché du travail.

1.2 Évolutions économiques

Le Québec a connu au cours de la dernière décennie une période de croissance économique qui s'est accompagnée de bonnes performances mesurées par les principaux indicateurs du marché du travail : taux d'emploi et d'activité, taux de chômage, nombre d'emplois créés, etc.

D'une façon générale (ou en théorie), on s'attend à ce que les périodes d'expansion économique s'accompagnent d'une augmentation de la participation au travail et d'une baisse du nombre de prestataires de l'aide de dernier recours et, *a contrario*, les périodes de récession voient gonfler les effectifs du chômage voire de l'assistance sociale. La relation de cause à effet ne s'est pas toujours vérifiée par le passé au Canada, du moins pour ce qui concerne le premier terme⁶. Par ailleurs, si l'on considère spécifiquement le cas des clientèles monoparentales à l'aide sociale au Québec entre 1980 et 1994, il semble qu'elles aient été moins influencées que les autres types de ménages par la conjoncture économique. En effet, l'accroissement de cette clientèle suite à la récession de 81/82 et celle du début des années 90

⁶ En effet, au cours des deux cycles économiques qui ont débouché sur les récessions de 1981/82 et 1990/1991, le taux de dépendance à l'aide sociale a fortement augmenté mais le nombre de prestataires n'a que peu diminué au cours des deux périodes de reprise subséquente (Finnie, Irvine et Sceviour, 2005, p. 11).

n'a pas été aussi important que l'accroissement observé pour les autres type de ménages (Québec, 1995, p. 3).

Néanmoins, au Québec, le marché du travail a été particulièrement favorable aux personnes peu scolarisées entre la fin des années 1990 et 2005⁷, facilitant certainement la diminution du taux d'assistance sociale. Il s'agirait de voir si la bonne conjoncture économique a influencé de la même façon les évolutions de toutes les clientèles de l'assistance sociale, notamment les responsables de familles monoparentales.

Sur le long terme, les modifications de la structure industrielle - avec l'augmentation de la demande de main-d'œuvre liée à la croissance de l'emploi dans le secteur des services où se concentre, en très grande partie, l'emploi féminin et une part de l'emploi peu qualifié - ont pu avoir un impact sur l'offre de main-d'œuvre des femmes et des mères de jeunes enfants. L'impact sur les mères seules, en particulier les plus âgées, semble néanmoins modeste si l'on s'en remet aux conclusions de certains auteurs (Myles et alii, 2006).

La dynamique du marché du travail, reliée notamment aux « rigidités du marché du travail », est un élément important dans l'analyse des causes du sous-emploi. Si dans certaines économies l'on situe le problème davantage du côté de la demande – comme c'est le cas de la France par exemple (Pérvier, 2003) – qui génère du chômage involontaire, d'autres juridictions, en particulier les pays anglo-saxons, placent en priorité le problème du côté de l'offre de travail et cherchent à apporter des solutions pour diminuer le chômage « volontaire » des personnes à faible revenu, compte tenu des forts taux d'imposition marginaux effectifs ou implicites (Godbout et Arseneau, 2005, p. 3). C'est à cette dimension que certaines politiques sociales s'attaquent par le biais de programmes d'incitation à augmenter l'effort de travail en rendant celui-ci « plus payant ».

⁷ La demande d'emploi non qualifié a décliné moins que proportionnellement à la baisse du nombre de personnes sans diplôme.

1.3 Politiques sociales

Qu'elles soient administrées par le biais de programmes d'accès à des services, de subventions, par la fiscalité ou encore par l'établissement de normes, les politiques sociales influencent plus ou moins le comportement sur le marché du travail et le niveau des revenus des ménages. Nous examinerons plus spécifiquement les politiques familiales et certains programmes de soutien du revenu (passifs et « actifs »). Les effets des prestations familiales reliées aux enfants et des initiatives de supplémentation du revenu de travail seront évoqués plus en détail dans le chapitre III, à partir d'exemples documentés dans la littérature.

1.3.1 Politiques familiales

Bien qu'il s'agisse d'un champ de compétence provincial, le gouvernement du Canada, qui intervenait déjà via les mécanismes classiques de transfert aux provinces et la fiscalité des particuliers (avec la Prestation fiscale pour enfant par exemple), s'est investi de façon « proactive » en matière de politiques familiales au cours des 10 dernières années, dans le cadre d'ententes avec la plupart des provinces (hormis le Québec) pour améliorer les services à l'enfance (Bibliothèque du Parlement du Canada, 2007, p. 2). La politique familiale canadienne est en grande partie tournée vers le support aux familles à faible revenu⁸, avec la Prestation fiscale canadienne pour enfants (1998) et la mise en place de la Prestation nationale pour enfants (PNE), complément accessible aux familles les moins nanties⁹. La PNE recèle une dimension d'incitation au travail puisque les provinces qui y ont adhéré pouvaient réduire d'autant leurs budgets d'aide sociale (en retirant la partie « enfant » des prestations) et réinvestir les sommes dégagées dans des programmes visant à inciter les parents à participer au marché du travail (Legault, 2007).

⁸ La prestation universelle pour la garde d'enfants (PUGE) versée par le Gouvernement fédéral depuis 2006 ne s'inscrit cependant pas dans cette optique.

⁹ La PNE visait aussi à « sortir les enfants de l'aide sociale ».

Le Québec, qui a toujours voulu rester maître de ses politiques à l'égard des familles et des enfants, a, quant à lui, sensiblement réduit le caractère universel des aides financières accordées à la fin des années 90 en introduisant l'allocation unifiée pour enfants (AUE); il a mis l'accent également sur la conciliation travail-famille et la lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale avec le développement du réseau des garderies « à 5 dollars ». Ce volet majeur (et universel) de la politique familiale a eu une influence significative sur l'offre de travail à long terme des mères, monoparentales ou non, d'enfants de moins de 6 ans. Elle est responsable, en 2002, d'une augmentation de la participation au marché du travail (entre 8,1 et 12 points de pourcentage), des gains d'emploi (5 000-6 000\$ en dollars de 2001) ainsi que du nombre d'heures de travail (270) et du nombre (5-6) de semaines de travail (Lefebvre et Merrigan, 2007, p. 9). La poursuite du développement du réseau et des places à contribution réduite a possiblement continué de favoriser, au moins à la marge, le maintien ou l'entrée de certaines femmes sur le marché du travail ; cette politique fait partie du contexte mais ne rentre cependant pas dans le champ d'étude du présent mémoire.

Plus récemment (2005), la mise en place par le Gouvernement du Québec du *Soutien aux enfants* est venue remplacer (et bonifier dans une majorité de situations) un certain nombre de mesures et programmes, en partie destinés aux familles à faible revenu (voir la description détaillée au chapitre II).

1.3.2 Programmes de soutien du revenu

L'aide sociale

En théorie, des prestations généreuses ont un effet négatif sur l'offre de travail du prestataire puisqu'elles augmentent le salaire de réserve, c'est-à-dire le salaire auquel il est indifférent de travailler ou ne pas travailler, d'autant qu'après un certain montant de gains de travail permis, la prestation est réduite « dollar pour dollar », donc que son taux marginal d'imposition est de 100 %.

Des réformes ont été conduites pour réduire les désincitations à travailler, en modifiant les règles d'admissibilité ou en réduisant les prestations. Le Québec ne fait pas exception. En 1998, s'inscrivant par ailleurs en cohérence avec le principe que sous-tend la PNE, la réforme de la sécurité du revenu, entre autres, a dissocié aide de dernier recours versée aux adultes du ménage (allocation de base) et allocations familiales (la partie « enfant »)¹⁰, dont le montant, calculé sous condition de ressources, était désormais versé indifféremment, que la personne demeure à l'aide, perçoive des revenus de travail ou sorte de l'aide sociale, ce qui aura pu avoir un effet positif sur la sortie de l'aide et l'offre de travail de certains ménages avec enfants.

L'instauration d'un barème plancher pour les programmes d'aide financière de dernier recours¹¹, présentée comme une mesure de lutte contre la pauvreté et l'exclusion, ne va pas nécessairement dans le sens d'une incitation à se mettre en mouvement (notamment en participant à une mesure active) vers l'emploi (à tout le moins déclaré). Cette disposition est entrée en vigueur fin 2005.

Les programmes de supplément au revenu du travail

Dans une recherche d'activation des mesures passives, lesquelles caractérisent davantage les programmes « traditionnels » de soutien du revenu, et de réduction de la dépendance à l'aide sociale, notamment des familles monoparentales, ou encore avec un objectif d'amélioration de la situation économique des travailleurs à faible revenu, plusieurs pays de l'OCDE (France, Suède, Pays-Bas etc.) ont mis sur pied, au cours de la dernière

¹⁰ Des travaux sur les facteurs d'équivalence de revenu (Lavigne, 2007, p. 51) concluent que les prestations familiales pour enfant au Québec (incluant les prestations canadiennes) fournissent un niveau de bien-être relativement élevé et que leur montant est de beaucoup supérieur à ce qui serait nécessaire pour maintenir le bien-être économique d'un ménage, tenant compte de sa composition, à l'aide financière de dernier recours. Il y aurait une « *disproportion entre les prestations accordées aux uns [les enfants] par rapport aux autres [les adultes], en termes de bien-être induit* ».

¹¹ Le projet 57 sur la *Loi sur l'aide aux personnes et aux familles* a été adopté en 2005; au chapitre des changements apportés par la Loi figure l'introduction du principe d'une prestation minimale (Art 59 : « *la prestation accordée à l'adulte seul ou à la famille ne peut être réduite pour défaut d'entreprendre des démarches en vue d'intégrer le marché du travail, notamment en cas de refus, d'abandon ou de perte d'emploi* »).

décennie, ce type de programme de crédit d'impôt remboursable ; il s'agit d'une forme particulière d'impôt négatif pour les personnes à bas salaire mais qui se distingue par le fait qu'il existe généralement un seuil d'entrée associé à des gains de travail ou à un nombre d'heures travaillées (Godbout et Arseneau, 2005, p. 9), emboîtant le pas des précurseurs en la matière, soit les Etats-Unis avec l'Earned Income Tax Credit (EITC) et le Royaume-Uni avec le Family credit (FC), puis le Working Family Tax Credit (WFTC) et le Working Tax Credit (WTC) avec composante « enfant ».

Au Québec, la *Prime au travail* est venue remplacer au 1^{er} janvier 2005 APPORT qui existait depuis 1988 (cf. description détaillée de la mesure au chapitre II) et étend son champ d'admissibilité aux personnes seules.

Enfin, d'autres instruments, mais dont il ne sera pas question ici, peuvent également agir sur l'offre de travail des personnes à faible revenu. Brièvement, on peut citer les subventions salariales versées aux entreprises, qui néanmoins, ne permettent pas de cibler aussi bien les personnes à bas salaire qu'un crédit d'impôt remboursable (Godbout et Arseneau, 2005, p. 11). Au chapitre des normes du travail, le salaire minimum en particulier, peut, selon la théorie, également influencer positivement sur l'offre (en rendant le travail plus payant et en incitant à entrer sur le marché du travail ou éventuellement à accroître l'intensité du travail) ou négativement la demande de travail peu qualifié (en augmentant significativement le coût du travail peu qualifié et en détruisant des emplois de ce type)¹².

¹² Les études empiriques ne font pas état d'une destruction importante d'emplois imputable au salaire minimum au Canada ; l'impact du salaire minimum sur l'emploi est à long terme (RHDSC, 2008, citant Baker, Benjamin et Stanger, 1999). Le salaire minimum (taux général) au Québec, aujourd'hui sensiblement dans la moyenne canadienne, était passé de 7,30\$ à 7,60 \$ au 1^{er} mai 2005.

CHAPITRE II

MESURES À L'ÉTUDE : SOUTIEN AUX ENFANTS ET PRIME AU TRAVAIL

Dans le cadre de son premier budget 2004-2005, le Gouvernement libéral a annoncé des réductions d'impôt par le biais de la mise en place de trois mesures fiscales : *Soutien aux enfants*, mesure qui cible en particulier les familles à faible et moyen revenu, *Prime au travail* et mise en place d'un régime unique d'imposition¹³. Ces trois mesures sont entrées en vigueur au 1^{er} janvier 2005.

Au total pour l'année 2005, le Gouvernement a annoncé un milliard de réductions d'impôt, attribuable à près de 80 % à *Soutien aux enfants* (547 M\$) et à *Prime au travail* (243 M\$)¹⁴.

2.1 Soutien aux enfants

Soutien aux enfants a remplacé et bonifié les mesures qui existaient auparavant (allocation familiale du Québec, crédit d'impôt non remboursable pour enfants, réduction d'impôt à l'égard des familles). L'aide fiscale accordée est fonction du statut (famille bi- ou monoparentale), du nombre d'enfants et du revenu familial de l'année de référence¹⁵. Elle est

¹³ Ce nouveau régime induit une réduction d'impôt d'en moyenne 87 \$ dollars pour 95 % des ménages en 2005 par rapport au régime antérieur. Cet aspect ne sera pas étudié dans le cadre de ce mémoire.

¹⁴ Le budget total de *Prime au travail* s'élevait pour 2005 à 269 millions de dollars puisqu'il englobe les 26 millions d'APPORT.

¹⁵ Revenu familial de l'année d'imposition antérieure pour les mois de juillet à décembre d'une année et revenu familial de la deuxième année d'imposition antérieure pour les mois de janvier à juin d'une année.

en partie universelle puisqu'il existe un montant minimum, sans égard au revenu, et est versée au début de chaque trimestre. Le soutien accordé est indexé au 1^{er} janvier de l'année, à compter de 2006. Le tableau ci-après décrit les principaux paramètres de la mesure.

Tableau 2.1
Principaux paramètres de l'allocation unifiée pour enfants (2004) et de
Soutien aux enfants (2005) - en dollars.

Paramètres	2004	2005
Soutien maximal		
– 1 ^{er} enfant	625	2 000
– 2 ^{ème} enfant	625	1 000
– 3 ^{ème} enfant	625	1 000
– 4 ^{ème} enfant et enfants suivants	625	1 500
– famille monoparentale	1300	700
Seuil de réduction ⁽¹⁾		
– couple	25 % à 21 825	42 800
– famille monoparentale	35 % à 15332 25 % à 21 214	31 600
Taux de réduction		4 %
Soutien minimal ⁽²⁾		
– 1 ^{er} enfant	80 + 80	553
– 2 ^e enfant et enfants suivants	80, 975, 975 puis 0	510
– famille monoparentale	0	276
Montant mensuel pour un enfant handicapé ⁽²⁾		119

⁽¹⁾ Revenu familial

⁽²⁾ Ces montants ont fait l'objet d'une indexation le 1^{er} janvier 2005.

D'après : Québec (2004c, p. 9 et 47).

Ce régime est présenté comme plus simple, plus généreux – pour un plus grand nombre de familles puisque la composante universelle, disparue lors de l'entrée en vigueur de la politique familiale de 1997, réapparaît – et pour les familles à faible et moyen revenu; enfin il est réputé comme plus équitable, notamment pour les familles ayant un revenu

inférieur à 35 000\$ (Québec, 2004c, p. 12). Son octroi est indépendant de la participation au marché du travail des parents.

L'allocation unifiée pour enfant (AUE) était moins généreuse (l'allocation maximale était de 625 \$ en 2004¹⁶) et ciblait spécifiquement les familles à faible revenu. Pour une famille monoparentale, l'allocation maximale diminuait au-delà d'un revenu de 15 332\$ (contre 31 600 \$ en 2005 avec Soutien aux enfants). Un supplément de 1 300 \$ leur était accordé compte tenu de leur statut. L'allocation diminuait par la suite à mesure que le revenu familial augmentait et à partir de 21 214 \$ le montant de l'AUE était minimal (Blouin, 2005, p. 12-13 et Québec, 2004c, p. 47).

Le graphique ci-après illustre en un coup d'œil les différences entre les deux régimes (avant/après 1^{er} janvier 2005) pour une famille avec deux enfants. L'augmentation du revenu disponible pour une famille à l'aide sociale est conséquente¹⁷.

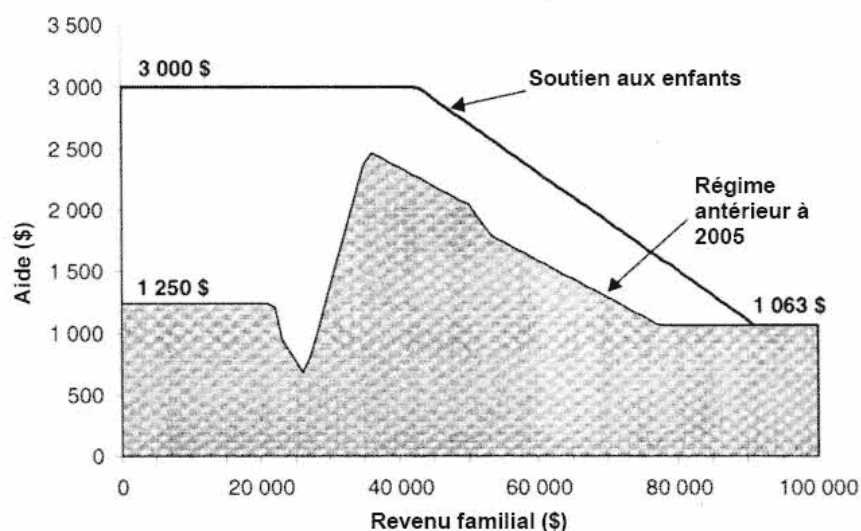


Figure 2.1 Comparaison du *Soutien aux enfants* par rapport au régime antérieur à 2005. Couple comptant deux enfants – 2005 (d'après Québec, 2004c, p. 12).

¹⁶ À l'origine (1997) ce montant était de 975 \$ mais a décliné progressivement en raison des changements (augmentation des versements) de la Prestation nationale pour enfant (Blouin, 2005)

¹⁷ Voir Québec, 2004c, p. 34, tableau 16.

2.2 Prime au travail

Prime au travail est un crédit d'impôt remboursable, au sens de la *Loi sur les impôts*. Elle remplace le programme d'*Aide aux parents pour leurs revenus de travail* (APPORT) en vigueur jusqu'en 2004 et vise deux objectifs :

- soutenir et valoriser l'effort de travail;
- inciter les personnes à quitter l'aide sociale pour intégrer le marché du travail.

Tableau 2.2
Principaux paramètres de la Prime au travail (année d'imposition 2005)

	Personne seule	Couple sans enfant	Famille monoparentale	Couple avec enfants
Revenus de travail exclus	2 400 \$	3 600 \$	2 400 \$	3 600 \$
Taux du crédit d'impôt	7 %	7 %	30 %	25 %
Prime maximale ⁽¹⁾	511 \$	784 \$	2 190 \$	2 800 \$
Réduction				
– seuil de réduction ⁽²⁾	9 700 \$	14 800 \$	9 700 \$	14 800 \$
– taux de réduction	10 %	10 %	10 %	10 %
<i>Seuil de sortie</i> ⁽³⁾	14 810 \$	22 640 \$	31 600 \$	42 800 \$

⁽¹⁾ La prime maximale sera ajustée automatiquement lorsque les seuils de réduction varieront.

⁽²⁾ Ce seuil est ajusté, à compter du 1^{er} janvier 2006, pour s'harmoniser avec les seuils de sortie à l'assistance-emploi des prestataires sans contraintes à l'emploi.

⁽³⁾ Niveau de revenu à compter duquel le ménage n'est plus admissible à la prime au travail.

D'après : Québec, Budget 2004-2005 - Renseignements additionnels sur les mesures du budget, 2004, tableau 1.2, p. 24.

Les graphiques ci-après illustrent les paramètres et permettent de comparer visuellement la générosité de *Prime au travail* selon le type de famille.

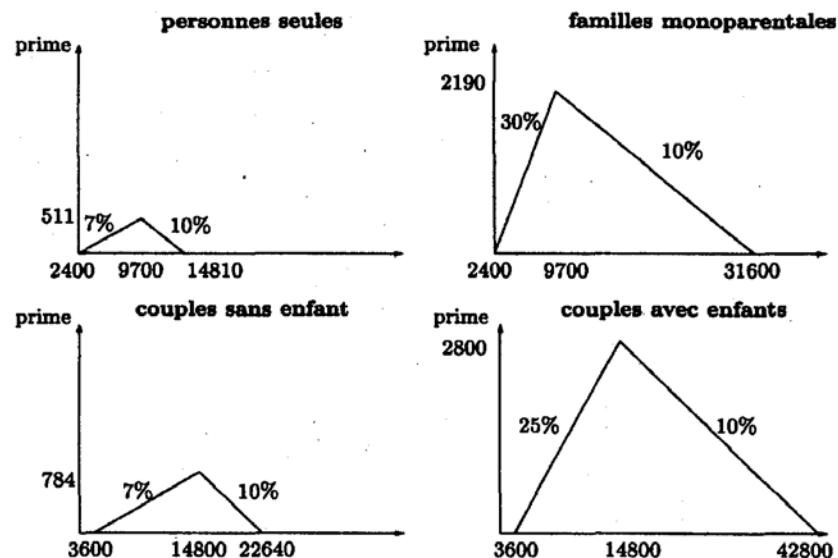


Figure 2.2 Paramètres de la Prime au travail (tirée de Lafond-Bélanger, 2007, p. 9).

Le seuil d'entrée varie selon le statut du ménage (seul ou en couple) et correspond aux exceptions de gains annuels pour les adultes aptes au travail à l'aide sociale (200 \$ par mois pour une personne seule ou un responsable de famille monoparentale, 300 \$ pour un ménage avec deux adultes). Les seuils de réduction sont également fixés en fonction des barèmes de l'aide sociale puisque la prime devient maximale au seuil de revenu à partir duquel un ménage apte au travail n'est plus admissible à l'aide sociale. Par ailleurs, la *Prime au travail* est exclue en totalité du calcul du montant des prestations d'aide sociale. Le montant de la Prime dépend du type de famille et est plus généreux pour celles qui ont des enfants. Les revenus de travail qui servent au calcul du montant de la prime sont ceux de l'année d'imposition courante (et non l'année précédente) et la réduction est calculée selon le revenu familial du ménage (pas uniquement les gains de travail), lors de la déclaration d'impôt. Le versement est fiscalisé mais des avances de 50 % peuvent être obtenues pour les bénéficiaires ayant des enfants. En ce qui a trait à l'indexation, le seuil de revenu familial et le seuil de revenu à partir duquel la prime n'est plus accordée sont ajustés au 1er janvier de l'année, depuis 2006. Selon les calculs du Gouvernement, *Prime au travail* réduirait

significativement le taux marginal implicite d'imposition¹⁸ – de 72 % à 53 % pour un couple avec deux enfants et de 69 % à 48 % pour une famille monoparentale (Gouvernement du Québec, 2004c).

Les familles (avec enfants) à faible revenu sont donc largement ciblées par les mesures fiscales mises en place au 1^{er} janvier 2005.

Prime diffère du programme APPORT en plusieurs points :

- contrairement à APPORT, elle cible également les ménages sans enfant à faible revenu, dont le nombre est estimé à 335 000 pour 2005 et vise annuellement plus de 500 000 ménages (APPORT en a rejoint moins de 30 000). Son budget est décuplé en conséquence (269 millions de dollars vs 26 millions) ;
- APPORT était un programme administré par le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS), dont les règles étaient réputées relativement complexes et contraignantes, ce qui expliquerait le faible taux de participation au programme, contrairement à *Prime* qui est calculé au moment de la déclaration de revenu, à condition que le contribuable remplisse l'annexe prévue à cet effet;
- les seuils d'entrée et de sortie, de même que les taux de récupération sont différents; le montant maximal de *Prime au travail* est moins généreux que la subvention d'APPORT qui était plus généreuse pour les personnes à temps partiel (cf. graphiques 2.3 et 2.4 ci-après);
- APPORT comportait une subvention pour frais de garde représentant en 2004 5 \$ par jour pour les parents dont les enfants bénéficiaient d'une place à contribution réduite.

¹⁸ Lequel « résulte de la double action du gouvernement qui perçoit d'une part les impôts tout en maintenant d'autre part une politique de soutien au revenu » (Duclos, Fortin et Fourier 2006, p. 4).

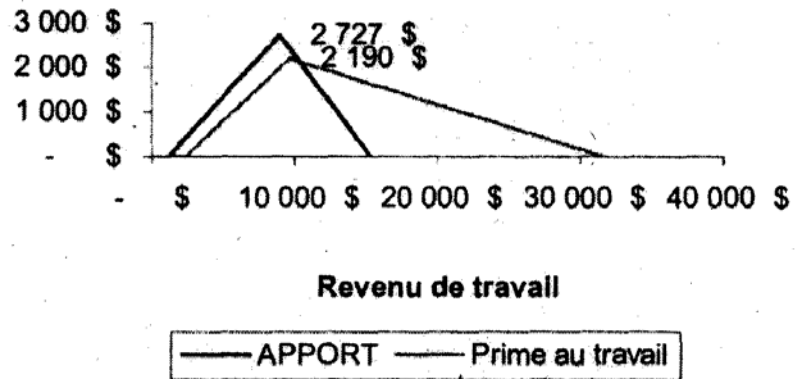


Figure 2.3 Montant des prestations des différents programmes (APPORT et Prime au travail) pour une famille monoparentale avec un enfant (tirée de Godbout et Arseneau, 2005, p. 45).

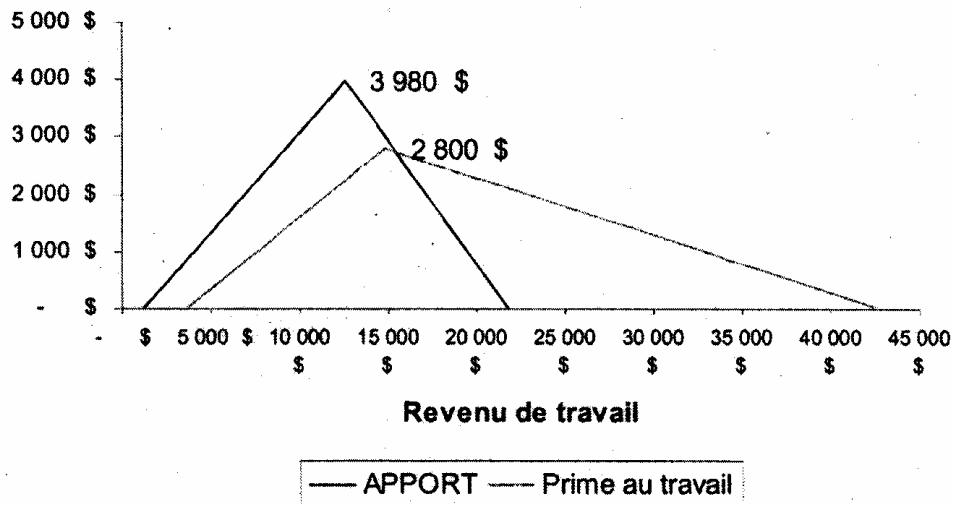


Figure 2.4 Montant des prestations des différents programmes (APPORT et Prime au travail) pour une famille biparentale avec deux enfants (tirée de Godbout et Arseneau, 2005, p. 50).

L'examen (Québec, 2004c, p. 34), en termes de revenus disponibles, de la situation de différents types de ménage (personne seules, familles monoparentales, biparentales) montre que les aides profitent essentiellement aux familles avec enfants, lorsqu'elles ne travaillent pas (et sont à l'aide sociale)¹⁹ ou lorsqu'elles travaillent au salaire minimum.

La mise en œuvre de ces deux programmes en 2005 s'inscrit dans un contexte où d'autres mesures existent ou ont été mises en œuvre cette année là (par exemple l'instauration d'un barème plancher à l'aide sociale au Québec). Néanmoins, 2005 se caractérise par l'introduction, au 1^{er} janvier, de ces deux mesures « phares », l'une *Soutien aux enfants*, pouvant être classée comme un programme de soutien du revenu traditionnel (impôt négatif), l'autre rentrant dans le champ des programmes de supplémentation du revenu des travailleurs à faible revenu.

¹⁹ L'impact de la réforme de 2005 sur le revenu disponible des personnes seules et des couples sans enfants à l'aide sociale était estimé respectivement de 36 \$ (6 929\$-6 893\$) et 60 \$ (10 734\$-10 674\$) – (Gouvernement du Québec, 2004c, p. 26).

CHAPITRE III

DE LA THÉORIE À L'APPLICATION : MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL ET ILLUSTRATIONS DES MESURES EMPIRIQUES DES EFFETS DE DIFFÉRENTS PROGRAMMES DE SOUTIEN DU REVENU

3.1 Modèle théorique d'offre de travail

Le cadre de base utilisé pour analyser les effets des programmes à l'étude, soit des programmes de soutien du revenu plus classiques (PSR) et des programmes de soutien aux travailleurs à faible revenu (PTFR) est un modèle classique d'offre de travail qui repose sur la maximisation, sous contrainte budgétaire, de l'utilité traduite par la combinaison de deux biens, la consommation c et le loisir l , biens qu'on suppose normaux.

Ce modèle permet de capter la marge intensive de la réponse de l'offre de travail à un PSR, programme qui s'apparente à un impôt négatif sur le revenu total (et non relié aux revenus de travail), c'est-à-dire la réponse en termes d'ajustement de l'effort de travail (en nombre d'heures), pour les personnes qui sont déjà en emploi.

Par contre ce modèle classique ne permet pas de mesurer la marge extensive de la réponse de l'offre de travail, c'est-à-dire la décision de rentrer ou non sur le marché du travail, selon le contexte dans lequel le choix s'opère. Or, cette réponse comportementale peut être très forte dans certains groupes.

Des travaux (Cogan, 1981) ont démontré que pour pouvoir capter ce changement discret (entrer ou non sur le marché du travail) dans le comportement de l'offre, il faut intégrer des coûts fixes au modèle standard, c'est-à-dire des coûts (en général monétaires mais qui peuvent ne pas l'être) associés au fait de travailler et qui sont mesurés par l'écart de

consommation si l'individu travaille ou ne travaille pas. Cogan a estimé l'impact des coûts fixes (frais de garde, alimentation, transport, vêtements etc.) sur le comportement des femmes mariées sur le marché du travail. Estimés à 920 \$ de 1966 par an en moyenne, ces coûts représentaient près de 30 % des gains de travail annuels des femmes mariées de l'échantillon, et portaient le nombre de leurs heures de réserve à 1 300 (Cogan, 1981, p. 946 et 961).

Il se dégage un consensus dans la littérature empirique sur le marché du travail à l'effet que la marge extensive de l'offre de travail est plus importante que la marge intensive, surtout pour les personnes qui se situent en bas de l'échelle de distribution des revenus (Eissa et Liebman, 1996; Meyer et Rosenbaum, 2001, cités par Immervoll et alii, 2007, p. 3).

Dans le cadre de ses analyses théoriques sur les transferts de revenu optimaux, Saez (2002, p. 1) a montré que

When behavioral responses are concentrated along the intensive margin, the optimal transfer program is a classical Negative Income Tax program with a substantial guaranteed income support and a large phasing-out tax rate. However, when behavioral responses are concentrated along the extensive margin, the optimal transfer program is similar to be Earned Income Tax Credit with negative marginal tax rates at low income levels and a small guaranteed income.²⁰

²⁰ Lorsque les réponses en termes de comportement [d'offre de travail] se concentrent sur la marge intensive, alors le programme de transfert optimal est un programme classique d'impôt négatif sur le revenu avec un montant de revenu garanti et un taux de récupération élevé. Par contre, si l'offre de travail répond davantage à la marge extensive, alors le programme de transfert de revenu optimal sera un programme de type Earned Income Tax Credit (aux Etats-Unis) avec un taux d'imposition marginal négatif pour les tranches de revenu les plus basses, accompagné d'un revenu garanti faible (traduction libre de l'auteure pour les fins du présent mémoire).

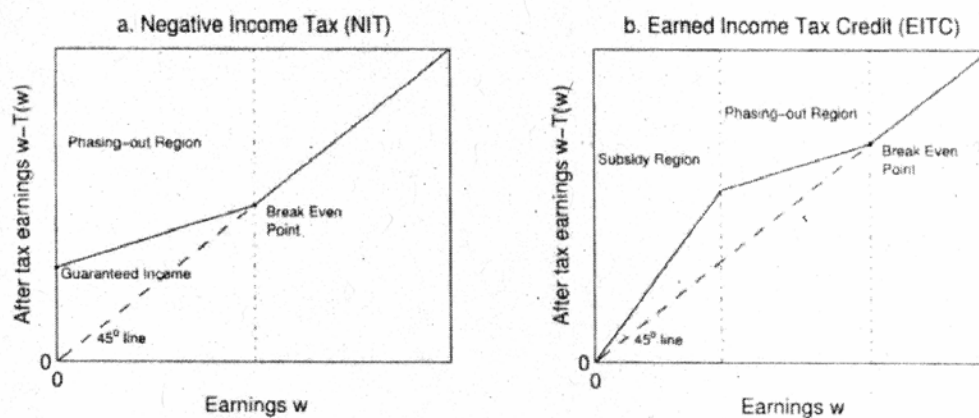


Figure 3.1 Effets d'un impôt négatif sur le revenu et de l'EITC sur une contrainte budgétaire (tirée de Saez, 2002, p. 1040)

Ces recherches démontrent l'importance d'introduire des coûts fixes dans le modèle et de tenir compte des effets sur ces deux marges dans les analyses. En effet, si l'on n'est pas en mesure de prendre en compte la dimension « entrée sur le marché du travail », que l'on s'en tient uniquement à la marge intensive et qu'on ne considère pas les élasticités de participation, l'on peut être amené à tirer des conclusions diamétralement opposées (et erronées) sur l'efficacité d'un programme classique de type impôt négatif vs celle d'un programme de soutien aux travailleurs à faible revenu (Immervoll et alii, 2007, p 26-27), ce qui peut être dommageable dans un contexte de réforme des politiques sociales et de choix d'instruments de redistribution (des plus riches vers les plus pauvres) et d'incitation au travail optimal.

Par ailleurs, outre l'importance de prendre en compte les coûts fixes dans le modèle traditionnel d'offre de travail, des recherches récentes en matière de sensibilité à la taxation mettent de l'avant (Meghir et Phillips, 2008, p. 47; Fortin, Lacroix et Parisé, 2007; Duclos, Fortin et Fournier, 2006) la nécessité de prendre en compte l'ensemble des mécanismes de transferts et de taxes dans la modélisation pour être capable d'évaluer précisément les effets d'un programme sur l'offre de travail (lesquels ne s'analysent pas uniquement via les heures de travail selon Meghir et Phillips).

Dans la mesure où nous sommes intéressés à mesurer empiriquement à la fois les effets revenus (négatifs), les effets de substitution (positifs) sur l'offre de travail et leur conjugaison (Lafond-Bélanger, 2007, p. 2)²¹ reliés à l'implantation des mesures à l'étude, lorsqu'il y a décision d'entrée ou bien lorsque les personnes participent déjà au marché du travail, il faut donc pouvoir capter les réactions sur les marges intensive et extensive, et s'appuyer sur un modèle d'offre de travail traditionnel, avec coûts fixes, comme l'ont fait certaines recherches empiriques sur des programmes comparables à *Soutien aux enfants* (impôt négatif calculé en fonction du revenu total) et sur les PTFR, auxquels *Prime au travail* s'apparente davantage et dont elle a pu s'inspirer.

3.2. Approches empiriques et illustrations de la mesure des effets de programmes existants sur l'offre de travail

Deux méthodes sont généralement utilisées pour évaluer les effets de programmes sur l'offre de travail dans la littérature : la méthode de différence-en-différences et l'approche structurelle²².

La première, utilisée à maintes reprises dans la littérature pour évaluer *ex post* des programmes et en particulier les PTFR (Earned Income Tax Credit aux États Unis surtout), consiste à comparer la situation de groupes ciblés (groupe traitement) par une politique (une mesure, un programme, etc.), avant et après introduction (mesure des effets bruts). Pour éviter d'attribuer à la politique des effets qui ne lui incombent pas, on utilise un groupe témoin dont les caractéristiques sont similaires au groupe traitement mais qui n'a pas été exposé à la dite politique. La seconde différence permet de mesurer les effets nets du programme à l'étude. L'examen des tendances pré-programmes permettent de voir, pour le groupe traitement et son groupe contrôle, si les tendances évoluent dans un même sens (même si elles ne sont pas similaires) et donc si le groupe témoin retenu est valable. La méthode de

²¹ La théorie économique n'est pas claire sur le résultat – positif ou négatif – de la somme des deux mouvements qui peuvent être contraires (Lafond-Bélanger, op. cit.)

²² Une autre méthode est également utilisée en évaluation des effets des programmes, l'approche de régression de discontinuité. Des travaux (Lemieux et Milligan, 2007) mesurent les effets d'une réforme à l'aide sociale, qui a changé l'âge auquel une personne seule recevait une prestation très réduite, sur l'emploi. Il ne sera pas question de cette méthode ici.

différence-en-différences présente l'avantage d'être relativement simple puisqu'elle permet d'éviter des problèmes complexes reliés à la non convexité des contraintes de budget et à la forme des fonctions d'utilité (Parisé, 2007, p. 6) ; elle est fiable, lorsque le modèle est construit adéquatement en respectant les précautions d'usage pour éviter les biais (choisir un groupe de comparaison adéquat, introduire les variables de contrôle requises, etc.) et justifier l'hypothèse de base (en l'absence de l'intervention étudiée, la tendance serait restée la même). Cependant, au chapitre des limites de la méthode, qui ne prend pas en compte l'ensemble des mécanismes de transferts et de taxes dans la modélisation : outre le choix d'un groupe témoin approprié et la nécessité de disposer de données de population, « *l'incapacité d'inférer les effets potentiels d'une réforme autre que celle à l'étude* » est soulignée – ce, contrairement aux modèles structurels (Fortin, Lacroix et Parisé, 2007, p. 5).

La seconde méthode consiste en effet à développer un modèle structurel, qui, utilisant un modèle de micro-simulation, calcule le revenu disponible des individus en fonction de leur situation personnelle, des paramètres du système de taxes et de transferts en vigueur et des heures travaillées. Par la suite, le modèle, qui s'appuie sur une forme fonctionnelle de la fonction d'utilité des personnes et des hypothèses sur le terme d'erreur, estime *ex-ante* le choix que fera chaque individu en matière d'offre de travail qui maximise son niveau d'utilité (Parisé, 2007, p. 6). C'est le type de modèle qui a été retenu dans le cadre du présent mémoire (cf. chapitre IV pour plus de détails). Les sections ci-après font un tour d'horizon des études d'impacts de différents programmes, lesquelles s'appuient généralement sur l'une ou l'autre des méthodes décrites.

3.2.1. Effets des allocations familiales

Les mesures et programmes qui offrent un soutien du revenu passif universel – comme le font les prestations familiales ou encore les prestations d'aide sociale – versés sans contrepartie d'une participation au marché du travail, et dont le montant est conditionné au niveau du revenu du ménage peuvent représenter un substitut, plus ou moins substantiel, d'un revenu de travail (« salaire parental ») ; dépendant du contexte où ils sont mis en œuvre et de leurs paramètres, ils peuvent inciter certains parents, en général les mères de familles à faible

ou moyen revenu, à se retirer du marché du travail, à ne pas y rentrer ou encore à diminuer leur effort de travail (nombre d'heures) pour prendre soin de leurs enfants, en s'évitant les coûts fixes reliés à l'occupation d'un emploi. C'est ce que des études empiriques peuvent tenter de mesurer.

Il y a, à notre connaissance, peu de recherches qui mesurent les effets des prestations familiales sur l'offre de travail et les revenus des familles canadiennes et québécoises. Trois études ont été recensées dans le cadre de ce mémoire, lesquelles ont eu recours à la méthode de différence-en-différences :

- les travaux de Milligan et Stabile (2007) sur les effets de la Prestation nationale pour enfant (PNE); les auteurs affirment que l'instauration de cette prestation fiscale dans les provinces « intégrationnistes » (c'est-à-dire celles qui ont adhéré au partenariat proposé par Ottawa), serait responsable de la diminution de 19 à 27 % du recours aux prestations d'aide sociale, associée à une baisse de 3,4 à 4,7 points de pourcentage de l'entrée à l'aide des mères monoparentales et à une augmentation de 3,3 à 4,6 points de pourcentage de celles qui avaient travaillé. Bien que les résultats de cette étude soient discutables en ce que les auteurs n'ont pas inclus le Québec dans les provinces intégrationnistes au sens du principe (et non de l'entente passée avec Ottawa), cette recherche demeure une référence;
- les travaux de Legault (2007) qui portent sur les effets de la PNE sur les revenus et les dépenses des familles monoparentales. Elle indique néanmoins que, compte tenu de son caractère hybride, la PNE peut être considérée comme un PTFR plutôt qu'un PSR;

- enfin, une analyse de l'impact de la politique familiale de 1997 sur la dépendance à l'aide sociale des familles monoparentales (Blouin, 2005)²³ qui estime que

l'instauration de la politique a été responsable d'une importante baisse de 5,47 unités de pourcentage de participation des familles monoparentales à l'aide sociale, représentant 44 % de la baisse totale. L'AUE a été la principale responsable de cette diminution tandis que les CPE ont eu un effet plus faible, possiblement dû à leur instauration graduelle.

Si on se base sur cette conclusion, l'AUE, « sœur jumelle » de la PNE a joué un rôle incitatif en regard de l'offre de travail.

3.2.2 Les programmes de soutien aux travailleurs à faible revenu de type « prime au travail »

Les expériences les plus documentées en matière de crédit d'impôt lié au travail sont celles des Etats-Unis et de la Grande-Bretagne. L'introduction d'incitatifs au travail sous forme de crédits d'impôt remboursables est relativement récente dans plusieurs juridictions (France, Allemagne, Pays-Bas etc.), incluant le Québec. La littérature décrivant les effets de ces mesures spécifiques sur l'offre de travail y est moins abondante. En Europe, on peut citer les travaux de Immervoll et alii (2007), basés sur un modèle de microsimulation de deux types de réformes des politiques sociales, l'une « classique » reposant sur le versement d'une subvention en fonction de son niveau de revenu (de type impôt négatif), l'autre simulant la mise en place d'un programme de supplémentation du revenu de type EITC. Les auteurs concluent que compte tenu du niveau des programmes sociaux classiques déjà existants dans la plupart des pays étudiés (15), les mesures du deuxième type (supplémentation du revenu) sont « les plus désirables ». Cependant, dépendant des paramètres des mesures (seuils

²³ Cette étude ne mesure pas directement l'impact de l'AUE sur la participation au marché du travail ; on peut faire l'hypothèse que ces personnes sont sorties ou ne sont pas entrées à l'aide sociale parce qu'elles sont entrées ou se sont maintenues sur le marché du travail.

d'entrée et de sortie, montant de la prime, taux de récupération) retenus et du contexte (marché du travail et programmes sociaux déjà existants) dans lequel elles sont introduites, les attentes vis-à-vis de ce type d'instrument en regard de la participation au marché du travail seraient à modérer (Périvier, 2003).

Nous examinons plus en détails les principaux résultats que l'on retrouve dans la littérature pour l'Earned Income Tax Credit (EITC) aux États-Unis et le Working Family Tax Credit (WFTC) pour le Royaume Uni ; enfin, pour le Canada et le Québec respectivement les conclusions des travaux sur Programme d'auto-suffisance (PAS) et des études consultées dédiées à *Prime au Travail*.

3.2.2.1 L'Earned Income Tax Credit (EITC) aux États-Unis

Le programme EITC existe depuis 1975. Ouvert aux familles à faible revenu qui travaillent, et depuis 1993 aux personnes seules également, il offre un supplément généreux (pour les familles avec enfants) calculé en fonction d'un certain niveau de revenu familial. Dans une première phase le supplément augmente avec le revenu, puis il est stable à l'intérieur d'une fourchette de revenu, enfin il décroît jusqu'à devenir nul, affectant la contrainte budgétaire en introduisant de la non-convexité, comme l'illustrent les deux graphiques suivants.

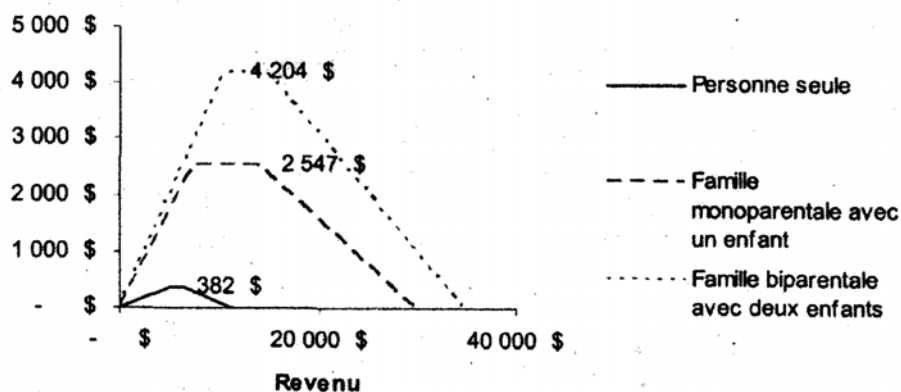


Figure 3.2 Montant de l'EITC en fonction du revenu (tirée de Godbout et Arseneau, 2005, p. 23)

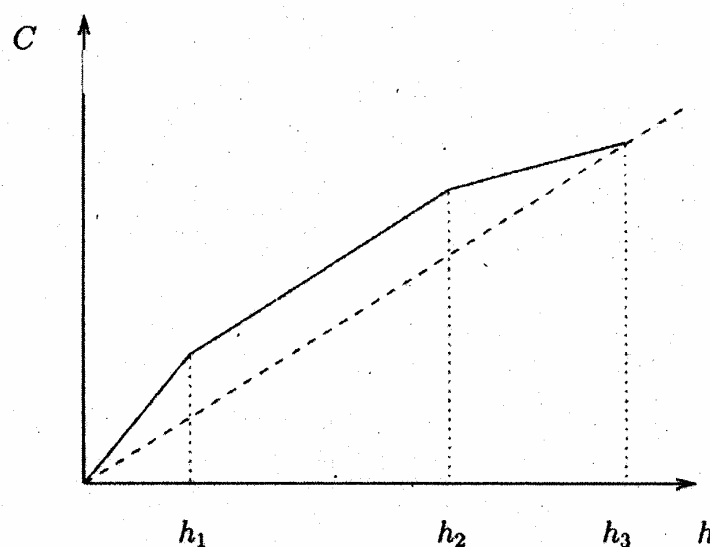


Figure 3.3 Effets de l'EITC sur une contrainte budgétaire simple (tirée de Lafond-Bélanger, 2007, p. 5, d'après Eissa et Liebman, 1996)

Les évaluations de la mesure, basées en grande partie sur la méthodologie de la différence-en-différences, concluent généralement à des effets positifs sur l'entrée sur le marché du travail (marge extensive) mais pas sur les heures travaillées (marge intensive), qui peuvent même enregistrer un recul. C'est le cas des monoparentales qui auraient vu leur taux d'emploi augmenter suite à la réforme de 1986 alors que le nombre d'heures de celles qui travaillaient déjà serait resté inchangé (Eissa et Liebman, 1996, cités par Lafond-Bélanger, 2007, p. 4-5). Le crédit serait responsable d'une augmentation importante du taux d'emploi aux Etats-Unis. Ainsi, l'EITC aurait contribué à 22 % de la hausse de l'emploi des mères seules entre 1993 et 1999 (selon Looney, 2005, cité par Mikol et Rémy, 2009, p. 67). Par contre il aurait un impact négatif sur la participation au marché du travail des femmes mariées (Eissa et Hoynes, 1998, cités par Godbout et Arseneau, 2005, p. 25). Le programme a eu également des effets sur la pauvreté en redistribuant vers les plus pauvres – plus de la moitié du budget de la mesure est destiné à des ménages en dessous du seuil de pauvreté (Hotz, Mullin et Scholz, 2001, cités par Godbout et Arseneau, 2005, p. 26). Donc,

globalement, les effets de EITC sont positifs du point de vue de la participation au marché du travail, en particulier des assistés sociaux, et des revenus, dans un contexte où il n'existe peu ou pas d'autres programmes de redistribution.

3.2.2.2 Working tax credit (WTC) et Working family tax credit (WFTC) au Royaume-Uni

Le *Working Tax Credit* (WTC), accessible aux ménages avec ou sans enfants²⁴ – anciennement *Family Credit* (FC) puis en 1999 *Working Family Tax Credit* (WFTC) – est différent de l'EITC dans la mesure où il exige un minimum d'heures de travail (non de revenu) pour pouvoir bénéficier de la prime (maximale et forte) qui sera bonifiée si l'individu travaille plus de 30 heures (cf. figures 3.4 et 3.5 ci-après, la seconde décrivant le WFTC).

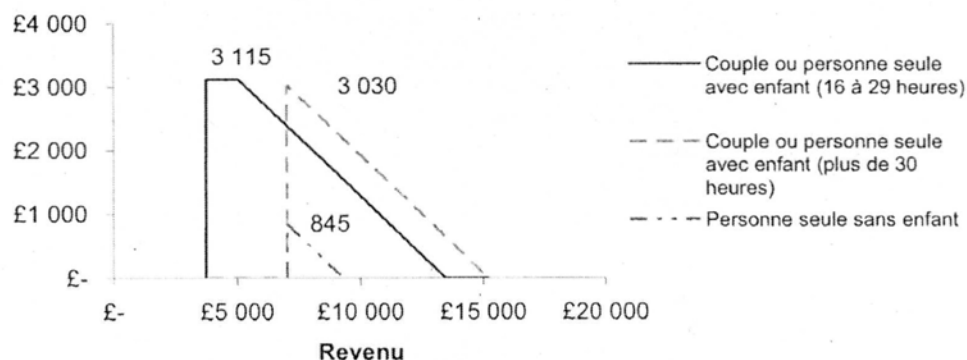


Figure 3.4 Montant du WTC en fonction du revenu (tirée de Godbout et Arseneau, 2005, p. 30)

²⁴ Lors de cette réforme en 2003 la partie « enfant » a été extraite du WFTC en séparant le *Working Tax Credit* (WTC) et le *Child Tax Credit* (CTC).

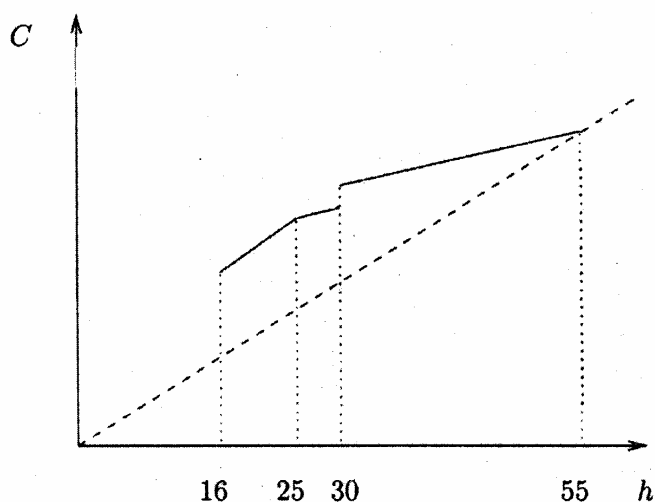


Figure 3.5 Effets du WFTC sur une contrainte budgétaire simple (tirée de Lafond-Bélanger, 2007, p. 6, d'après Blundell et alii, 2000)

La méthode de différence-en-différences a été utilisée en Grande-Bretagne également, notamment pour les mères de famille monoparentales. Une étude (Francesconi et Van der Klaauw, 2007) qui utilise les données du panel de ménages britanniques de 1991 à 2001 avec une triple différence (DDD), conclut à un effet positif de la réforme (1999) du WFTC sur le taux d'emploi des mères monoparentales (+5 points de pourcentage chez les mères seules qui travaillaient 16 heures et plus par semaine, la quasi totalité de l'augmentation étant à temps plein) ; cette augmentation est due à la fois à l'accroissement du pourcentage de celles qui se sont maintenues sur le marché du travail et à l'accroissement de la proportion de celles qui y sont entrées. Ils constatent également une hétérogénéité au sein de ce groupe puisque les résultats positifs sont le fait des mères seules avec enfants d'âge préscolaire, lesquelles ont recours aux subventions pour services de garde prévues au programme. Plusieurs évaluations d'impact résultent aussi de modèles de micro-simulation et portent en grande partie sur le WFTC, compte tenu que le WTC est entré en vigueur ultérieurement, en 2003. Ainsi, Paull, Walker et Zhu (2000) et Preston et Walker (1999), concluent, suite à l'estimation de modèles structurels, que le taux d'activité des mères seules s'est accru de plus de 3 points de pourcentage suite à la mise en place du WFTC (cités par Mikol et Rémy, 2009, p. 68). Pour leur part, Blundell et alii (2000, p. 1 et 100-101) ont

estimé que le taux d'activité des femmes responsables de famille monoparentale passerait de 39,8 % à 42 % (+ 2,2 points) grâce à la réforme et que celui des femmes dont le conjoint chômait évoluerait positivement également. Par contre, les femmes dont le conjoint travaille verraient leur taux de participation au marché du travail baisser de 0,6 point de pourcentage. Au total, la réforme aurait induit la participation au marché du travail de quelque 30 000 individus supplémentaires, ce qui représenterait un coût de 60 000 livres par emploi (compte tenu de l'augmentation du budget de WFTC vs FC – Godbout et Arseneau, 2005, p. 31).

Au plan de la lutte contre la pauvreté, le WFTC était un programme généreux de redistribution ciblé sur les ménages avec enfants les plus pauvres et le WTC (qui demeure plus élevé pour les familles avec enfants et même pour les couples sans enfant par rapport aux personnes seules) donne désormais accès au supplément aux personnes sans enfant; certains questionnent l'efficacité du programme à combattre la trappe de pauvreté sur le marché du travail, 800 000 personnes verraient leurs taux marginaux effectifs d'imposition (TMEI) augmenter contre 50 000 qui les verraient diminuer (Brewer, 2003, cité par Godbout et Arseneau, 2005, p. 31)²⁵.

Enfin, citons brièvement les travaux plus récents (DWP, 2009) concernant l'évaluation, après 24 et 36 mois, des projets pilotes pour les responsables de famille monoparentale (Lone Parents Pilots - LPPs), conduits de 2004 à 2007 au Royaume-Uni. Ces projets portent sur un ensemble de politiques²⁶, dont l'une d'elles – le *In-Work Credit* - constitue un supplément au revenu de travail. Recourant à deux méthodes empiriques, soit celle de la différence-en-différences et un modèle de survie, les auteurs concluent à des effets nets positifs sur l'emploi (+1,4 point de pourcentage et + 15,3 % après 24 mois) et négatifs (- 2 points de pourcentage) sur les prestations versées aux personnes sans emploi (assurance-emploi ou aide sociale).

²⁵ WFTC est pris en compte dans le calcul de certaines prestations, ce qui minore sa générosité.

²⁶ Ces cinq politiques sont : In-Work Credit (IWC), Work search Premium (WPS), Extended Schools Childcare and Childcare Tasters (ESC), Quartely Work Focused Interviews (QWFI) pour les responsables de famille monoparentale dont le plus jeune enfant est âgé de 12 ans ou plus dans les localités où un projet pilot ESC est en cours (ESQWFIs), and New Deal Plus for Lone Parents (ND+fLP).

3.2.2.3 Canada et Québec : Programme d'autosuffisance (PAS) et Prime au travail

Au Canada, les rapports de l'expérimentation du Programme d'auto-suffisance (PAS), supplément généreux pour les monoparentales à l'aide sociale depuis une certaine période de temps (12 mois), testé au Nouveau-Brunswick et en Colombie Britannique au cours des années 90, concluent à des effets positifs sur l'emploi, les revenus de travail et les revenus en général. Cependant, les effets de ce programme temporaire s'estompent à long terme (Michalopoulos, 2005).

Les premiers résultats des études consacrées plus spécifiquement à *Prime au travail* ne démontrent pas *a priori* une efficacité de ces mesures au plan de l'augmentation de l'offre de travail de plusieurs types de ménages. Au Québec, une étude de type comptable (Godbout et Arseneau, 2005), comparant les incitatifs de *Prime au travail* et de APPORT, conclut au peu d'effets de la mesure à inciter à entrer sur le marché du travail et quitter l'aide sociale, effet qui serait même négatif pour les familles (monoparentales et biparentales) dont l'adulte/un des adultes travaillerait à temps partiel.

Les résultats de l'évaluation de la *Prime au travail* (Brouillette et Fortin, 2008) effectuée à partir d'une approche expérimentale en laboratoire révèlent peu d'effets positifs de la mesure sur l'offre de travail des responsables de familles monoparentales mais surtout des personnes seules.

Deux modèles de simulation *ex-ante* sur *Prime au Travail* ont récemment estimé les effets de cette mesure sur la participation au marché du travail pour les femmes seules avec ou sans enfant (Fortin, Lacroix et Parisé, 2007) et pour les femmes en couple (Lafond-Bélangier, 2007). Pour le cas de base étudié par Parisé (2007, p. 35-36), qui fait l'hypothèse que seulement la moitié de la population admissible a participé à APPORT, les simulations :

révèlent que la participation au marché du travail a haussé de 0,6 unité de pourcentage et que 0,8 % des femmes travaillant à temps plein choisissent maintenant le travail à temps partiel. Ces effets sont plus importants lorsque notre analyse se limite aux femmes monoparentales uniquement. Pour ce groupe, l'augmentation de la

participation au marché du travail se chiffre à 1,9 unités de pourcentage.

Parisé, qui a effectué ses simulations à partir de données de population d'une seule année (2002) et en mixant ses deux sous-groupes à l'étude, estime de ce point de vue que l'objectif d'encourager les prestataires à sortir de l'aide sociale est atteint mais que conformément à la théorie et aux résultats empiriques, l'impact sur les heures travaillées est négatif, ce qui ne répond pas à l'objectif de valorisation de l'effort de travail des personnes déjà en emploi.

Par ailleurs, *Prime* réduirait en général la participation au marché du travail des femmes en couple puisqu'il y aurait moins de femmes présentes (même par rapport à une situation de référence sans programme d'incitation au travail), et réduirait aussi le nombre de femmes travaillant plus de 30 heures, donc l'intensité du travail (Lafond-Bélanger, 2007, p. 23). Le graphique ci-après illustre les impacts potentiels de la *Prime au travail* sur la contrainte budgétaire et sur l'offre de travail.

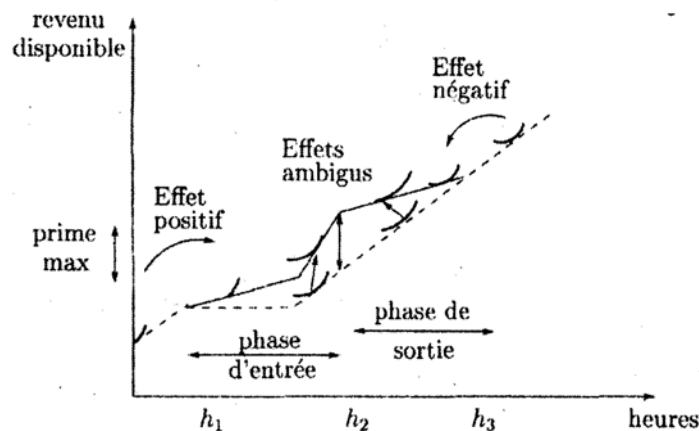


Figure 3.6 Effets de la *Prime au travail* sur la contrainte budgétaire (tirée de Lafond-Bélanger 2007, p. 10)

En résumé, on peut retenir de la littérature sur les expériences étrangères et canadiennes que les suppléments au travail sont plus particulièrement efficaces sur la marge

extensive (pour l'entrée sur le marché du travail), qu'ils sont généralement plus efficaces pour les femmes et en particulier les responsables de famille monoparentale dont l'élasticité emploi est plus grande, alors que les femmes en couple dont le conjoint travaille n'enregistreraient pas d'effet positif en termes de participation au marché du travail. Par ailleurs, l'effet sur la marge intensive serait généralement négatif, donc que l'effet revenu serait effectivement dominant.

La démarche empirique conduite dans le cadre du présent mémoire et décrite ci-après s'inspire des travaux précités de Parisé (2007), laquelle s'est appuyée notamment sur ceux de Van Soest (1995) et Blundell et alii (2000). Cette démarche vise à estimer, à partir de données de population sur plusieurs années (de 1999 à 2006) et d'un modèle structurel, les changements de l'offre de travail des mères de famille monoparentale induits par l'introduction au Québec des mesures *Soutien aux enfants* et *Prime au travail*, lesquelles ne poursuivaient pas nécessairement les mêmes objectifs au regard de l'incitation au travail.

CHAPITRE IV

MODÈLE STRUCTUREL ET DONNÉES

4.1. Modèle structurel - principes et spécification

Le modèle structurel utilisé ici, de type McFadden, considère les heures de travail comme une variable discrète, c'est-à-dire qui peut prendre un nombre de valeurs fini, représentant une fourchette de possibilités.

Ce modèle présente plusieurs avantages comparativement à d'autres méthodes²⁷ utilisées pour modéliser les non-linéarités de la contrainte budgétaire dues aux différents taux marginaux d'imposition effectifs selon les tranches de revenu, car il ne nécessite pas de connaître parfaitement la contrainte de budget des individus ou encore de poser des hypothèses fortes comme c'est le cas de ces autres méthodes (Blundell et MaCurdy, 1999; Van Soest, 1995, cités par Parisé, 2007, p. 9-10).

Certaines hypothèses, telle que l'utilité marginale de la consommation positive, peuvent être vérifiées *a posteriori* et certaines imprécisions dues au fait de regrouper les heures en grandes catégories peuvent être atténuées en augmentant le nombre de catégories d'heures (Parisé, 2007, p. 10).

L'objectif visé est l'estimation *ex ante* de la probabilité pour une population donnée (cf. 4.2) de choisir son intensité de travail en optant pour l'une ou l'autre catégorie d'heures

²⁷ Il s'agit de la méthode qui repose sur la construction d'une contrainte de budget par palier avec des segments séparés par des points de coude représentant les changements dans les taux marginaux d'imposition ou encore la méthode qui traite les heures comme une variable continue, et qui fait une approximation de la contrainte de budget à l'aide d'une fonction différentiable (Parisé, 2007).

travaillées définies ; la catégorie retenue sera celle qui maximise l'utilité de l'individu sous contrainte de son revenu disponible, celui-ci ayant été calculé en intégrant un salaire prédit pour chaque individu (4.3) et pour chacune des alternatives définies (cf. 4.4).

On part d'une fonction d'utilité quadratique dans le revenu, l'âge et l'éducation de type :

$$U_H = f(X, Y_d, H) + \varepsilon_h$$

où

H la catégorie d'heures travaillées, appartenant à l'ensemble $\{1 \text{ à } P\}$; $H = T-L$, soit T , le temps total alloué sur une base hebdomadaire, moins L le temps de loisir.

X est un ensemble de variables des caractéristiques socio-démographiques (ex : âge, éducation, nombre d'enfants, situation par rapport à l'immigration etc.) et économiques (ex : taux de chômage ou d'emploi de la région que l'on considère comme une norme qui peut affecter le comportement des individus) retenu;

Y_d le revenu disponible pour chaque niveau d'heures travaillées qui dépend des revenus de travail résultant du salaire w et des heures travaillées h ($w*h$), des revenus d'autres sources que le travail et des caractéristiques des personnes qui ont une incidence sur leur situation au regard de l'impôt, soit :

$$Y_d = (w*h) + \text{autres revenus (dont les transferts)}$$

Le niveau d'utilité dépendra également en partie du terme d'erreur ε_h et de sa distribution : on impose que celui-ci est indépendamment distribué et la loi de probabilité est la loi logistique.

L'estimateur de maximum de vraisemblance va produire les estimations des coefficients des variables explicatives de la fonction d'utilité et la probabilité de choisir une catégorie d'heures travaillées est donnée par le modèle logit :

$$\Pr(H = H_j) = \Pr[U_{H_j} > U_{H_p}, \forall j \neq p; j, p \in \{1, 2, \dots, P\}]$$

$$= \frac{\exp[U(X, Y_{dj}, H_j)]}{\sum_{k=1}^P \exp[U(X, Y_{dk}, H_k)]}$$

Le choix initial s'est porté sur l'utilisation d'un modèle logit conditionnel qui convient bien au fait que la variable d'intérêt, le revenu disponible, prend des valeurs différentes selon le nombre d'heures travaillées. Dans le cadre de ce modèle, le coefficient associé au revenu disponible est considéré comme une constante, seule change la valeur de la variable du revenu disponible associée à chaque alternative d'heures de travail.

Ainsi, la fonction d'utilité traduit un niveau d'utilité associé au choix d'heures travaillées P , de la façon suivante :

$$U_p = \beta_p + \delta_1 Y_d + \delta_2 Y_d^2 + \mathcal{G}_p X + \varepsilon_{ip}$$

où β_p la constante, qui capte implicitement le loisir consommé, \mathcal{G}_p le coefficient associé aux variables des caractéristiques sociodémographiques et économiques (caractéristiques qui ne changent pas selon le choix d'heures travaillées), de même que le terme d'erreur ε_{ip} varie pour chaque alternative de travail, contrairement aux coefficients δ_1 et δ_2 , associés aux revenus disponibles qui demeurent constants.

Les simulations présentées *en infra* (chapitre V) reposent sur trois alternatives d'heures travaillées²⁸, soit :

$$H = \begin{cases} 0 & \text{si } H < 3 \\ 20 & \text{si } 3 \leq H < 30 \\ 40 & \text{si } H \geq 30 \end{cases}$$

Par convention, le choix de base auquel se compareront les alternatives sera le choix $H=0$.

L'approche méthodologique comprend plusieurs étapes, soit :

- constituer un échantillon à partir de données de population (4.2);
- prédire des salaires pour tous les individus, qu'ils travaillent ou non (4.3);
- calculer les revenus disponibles pour chaque alternative de travail ($H=0$, $H=20$ et $H=40$) à l'aide d'un simulateur des taxes et transferts (4.4);
- effectuer des régressions de la variable dépendante (choix d'intensité de travail) à partir des variables exogènes (revenus disponibles prédits, variables de caractéristiques socio-économiques personnelles et d'environnement) à l'aide d'un logit conditionnel (puis mixte) (5.1).

Puis, étapes que nous n'aurons pas franchies dans le cadre de ce travail pour les raisons qui seront évoquées *en infra* :

- calculer les élasticités de l'offre de travail;
- effectuer des simulations des changements de politiques sociales qui affecteront (positivement ou négativement) les revenus disponibles;
- enfin, construire des matrices de transition pour estimer les effets de ces changements de paramètres de politiques sur l'intensité de la participation au marché du travail, selon la classe horaire d'appartenance initiale des individus (classe horaire 1, 2 ou 3).

²⁸ Les premières simulations ont été effectuées avec quatre choix d'heures travaillées, soit H : 0 si $H < 3$; $H = 10$ si $3 \leq H < 20$; $H = 25$ si $20 \leq H < 30$; $H = 40$ si $H \geq 30$. Cf section 5.2.

4.2. Échantillons

Les données utilisées pour constituer l'échantillon sont tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada (EDTR)²⁹. Les fichiers de micro-données utilisés ici sont les données transversales disponibles au CIQSS uniquement³⁰, de 1999 à 2006 (soit les 2^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} panels), et portent spécifiquement sur les mères de famille monoparentale québécoises. Le fait d'avoir accès aux données du CIQSS, qui comportent plus de variables que les fichiers publics, de même que de prendre les observations sur plusieurs années permet de travailler avec un échantillon de population ciblée plus volumineux et plus riche³¹. Celui-ci a par ailleurs été restreint aux mères de famille monoparentale ayant des enfants mineurs de plus d'un an³², n'étant ni aux études à temps plein ni travailleuses autonomes, qui déclareraient leur nombre d'heures et de semaines travaillées, de même que, le cas échéant, leurs gains d'emploi.

Nous distinguerons ci-après, pour fin de statistiques descriptives, deux sous-échantillons, soit celui qui a servi à estimer l'équation de salaires (tableau 4.1) et celui qui a servi à l'estimation du modèle de choix discret d'heures travaillées (tableau 4.2).

²⁹ L'EDTR est une enquête ménage de Statistique Canada dont l'échantillon est tiré de l'enquête sur la population active (EPA). Conduite depuis 1993, c'est une enquête longitudinale qui interroge un panel de canadiens deux fois par année pendant 6 années consécutives. Un nouveau panel (15 000 ménages soit environ 30 000 personnes) débute tous les trois ans, ce qui fait que depuis 1996 deux panels sont conduits simultanément.

³⁰ Il était prévu dans une seconde étape d'utiliser également les données panels pour effectuer certains traitements de la corrélation temporelle des facteurs inobservables pouvant affecter la décision d'offre de travail (corrélation temporelle des termes d'erreur). Cet aspect n'aura finalement pas été traité.

³¹ Ceci nous permet de n'utiliser que des données relatives à cette population à la différence d'autres recherches qui ont, pour des raisons de taille d'échantillon vraisemblablement, effectué certaines estimations pour des populations agrégées – par exemple, Parisé (2007) qui a estimé les salaires prédits pour les mères monoparentales et les femmes seules.

³² Ce qui a permis d'une part de supprimer les mères monoparentales plus âgées et d'autre part d'évacuer la question de l'utilisation des congés parentaux.

4.2.1. Sous-échantillon de l'équation de salaire

Afin d'estimer les coefficients des variables de l'équation de salaire et prédire les salaires de l'ensemble des mères responsables de famille monoparentale (cf. 4.3 pour la méthode et les résultats de la régression de l'équation de salaire), nous avons utilisé les données de 1999 à 2006, soit, avec les restrictions d'échantillon évoquées en *supra*, un total de 1 302 mères sur huit années qui, en données pondérées, représentent quelque 637 000 individus sur la période.

Tableau 4.1
Quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé
pour estimer l'équation de salaire (1999 à 2006)³³

Variabes	Nombre d'observations	population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	1302	637470	38,03	7,38
Nombre d'enfants mineurs	1302	637470	1,56	0,74
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	1302	637470	26,81	44,31
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	1302	637470	12,70	3,51
Heures travaillées hebdomadaires ⁽¹⁾	1023	479782	33,43	7,90
Salaire horaire observé (\$)	1023	479782	16,27	10,13
Salaire horaire prédit/ensemble de la pop.(\$)	1302	637470	14,74	5,13
Salaire horaire prédit/pop. en emploi (\$) ⁽²⁾	1023	479782	15,41	4,80
Taux d'emploi (%) ⁽³⁾	n/a	n/a	75,26	n/a

⁽¹⁾ pour les mères qui travaillaient (ayant un salaire horaire observé)

⁽²⁾ pour les mères ayant un salaire horaire observé

⁽³⁾ pour les mères en emploi (c'est-à-dire celles pour lesquelles un salaire horaire observé a été calculé)

On constate que le taux emploi est particulièrement élevé³⁴. Ceci est certainement lié à certaines restrictions posées sur l'échantillon, notamment l'élimination des mères qui ne déclaraient pas leur nombre d'heures travaillées dans l'année.

³³ On retrouvera en appendice A les statistiques de l'ensemble des variables utilisées pour la régression de l'équation de salaire et l'estimation des salaires prédits.

³⁴ Pour comparaison, le taux d'activité (donc par définition plus élevé que le taux d'emploi) des québécoises de 20 à 44 ans, mères monoparentales d'enfants de moins de 16 ans était de 75,6 % en 2003.

Par ailleurs, au chapitre des catégories d'heures travaillées, on retrouve la répartition suivante dans cet échantillon :

H (0) =	25,04 % = classe horaire 1
H (20) =	17,40 % = classe horaire 2
H (40) =	<u>57,56 %</u> = classe horaire 3
Total =	100,00 %

4.2.2. Sous-échantillon du modèle de choix discret d'heures travaillées

Afin d'estimer les coefficients des variables explicatives du modèle de choix discret d'heures travaillées (cf. 5.1 en *infra*), nous avons utilisé les données de 2000 à 2005 car le simulateur de revenus disponibles utilisé (cf. 4.4 en *infra*) ne permet pas actuellement de calculer les revenus disponibles dans les différentes provinces canadiennes au-delà de 2005, soit, avec les restrictions d'échantillon évoquées en *supra*, un total de 969 mères sur six années qui, en données pondérées, représentent quelque 481 000 individus sur la période.

Tableau 4.2
Quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour l'estimation du modèle de choix discret d'heures travaillées (2000-2005)³⁵

Variabiles	Nombre d'observations	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	969	480743	38,18	7,35
Nombre d'enfants mineurs	969	480743	1,58	0,75
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	969	480743	27,10	0,44
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	969	480743	12,80	3,48
Heures travaillées hebdomadaires ⁽¹⁾	767	367786	33,45	7,95
Salaire horaire observé (\$)	767	367786	16,02	9,53
Salaire horaire prédit/ensemble de la pop.(\$)	969	480743	14,71	4,91
Salaire horaire prédit/pop. en emploi (\$) ⁽²⁾	767	367786	15,30	4,56
Taux d'emploi (%) ⁽³⁾	n/a	n/a	76,50	n/a

⁽¹⁾ pour les mères qui travaillaient (ayant un salaire horaire observé)

⁽²⁾ pour les mères ayant un salaire horaire observé

⁽³⁾ pour les mères en emploi (c'est-à-dire celles pour lesquelles un salaire horaire observé a été calculé)

Par ailleurs, au chapitre des catégories d'heures travaillées, on retrouve la répartition suivante dans l'échantillon ayant servi aux régressions logit pour estimer le modèle³⁶ :

H (0) =	23,85 % = classe horaire 1
H (20) =	18,54 % = classe horaire 2
H (40) =	<u>57,61 %</u> = classe horaire 3
Total =	100,00 %

4.3 Estimation du salaire

Il s'agit d'une première étape nécessaire au calcul du revenu disponible des individus pour chaque alternative. Pour tenir compte du fait que certaines mères travaillent et d'autres

³⁵ On retrouvera en appendice B les statistiques de l'ensemble des variables utilisées dans le modèle de régressions logit.

³⁶ Le recours au logit conditionnel, avec constante, fait en sorte que la répartition telle qu'elle se retrouve dans l'échantillon est identique à celle qui résulterait de la distribution des heures suite à la simulation du revenu disponible (sans réforme). Il en va différemment avec le logit mixte.

pas, la méthode retenue – qui a été utilisée dans différentes recherches (Parisé, 2007; Brewer et alii, 2005) – consiste à estimer un salaire horaire prédit (sous forme logarithmique pour lisser les écarts) pour chaque personne de l'échantillon, en fonction de ses caractéristiques (personnelles ou contextuelles), qu'elle travaille ou non. Le salaire prédit des personnes qui ne travaillent pas est estimé à partir de celui de personnes semblables qui travaillent. Plusieurs variables³⁷ ont été utilisées pour déterminer l'équation de salaire de chaque individu, tel que : âge, éducation, nombre d'enfants mineurs³⁸, le statut au regard de l'immigration,, le fait de vivre en milieu urbain de même que des variables dichotomiques de contrôle des effets reliés aux années d'enquête utilisées (1999 à 2006 pour l'estimation des salaires) et à la région de résidence au Québec.

Pour éviter le risque de biais de sélection relié au fait que l'échantillon utilisé n'est pas aléatoire, et que celles qui ne travaillent pas ne sont pas nécessairement semblables à celles qui le font, la procédure Heckman a été utilisée, illustrée par l'introduction de la variable « inverse du ratio de Mills ». Cette procédure permet, par une démarche en deux étapes, de prédire dans un premier temps, à l'aide d'un probit, la probabilité de travailler ou de ne pas travailler en fonction de certaines caractéristiques, puis de traiter cette équation avec l'équation de salaire comme un système d'équations simultanées (Stock et Watson, 2003, p. 321). L'identification de la variable de Mills, qui revient en quelque sorte à traiter un problème de biais d'omission de variables, a été effectuée avec les variables indiquant le nombre d'enfants par tranche d'âge (1-2 ans, 3-5 ans, 6-11 ans, 12-17 ans), la présence ou non d'enfants de moins de 6 ans et la présence ou non d'une incapacité, variables qui ne se trouvent pas dans l'équation de salaire³⁹. Le tableau en appendice C présente les résultats obtenus pour les deux équations (salaire et participation au marché du travail).

³⁷ En grande partie disponibles ou créées à partir des variables de l'EDTR ou importées à partir de sources externes (exemple : taux d'emploi régionaux tirés de l'Enquête sur la population active).

³⁸ À la différence du modèle structurel de choix discret des heures travaillées estimé par la suite qui détaillera le nombre d'enfants mineurs par tranche d'âge (1-2 ans, 3-5 ans, 6-11 ans, 12-17 ans), dans l'équation de salaire, le nombre d'enfants mineurs est agrégé.

³⁹ Introduire certaines variables différentes est une condition nécessaire pour pouvoir identifier la variable de Mills et estimer sans biais le salaire par la suite.

À la différence des résultats d'autres recherches, le ratio de Mills est ici non significatif, ce qui implique qu'il n'y a pas de biais de sélection dans l'échantillon utilisé; la procédure Heckman en deux étapes a alors été abandonnée pour revenir à une régression simple pour estimer l'équation de salaire et prédire le salaire horaire (forme logarithmique toujours) de chaque individu, qu'il travaille ou non. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 4.3
 Résultats de la régression du logarithme du salaire horaire

Variables	Coefficient Estimé	Écart-type
<i>Équation de salaire</i>		
Constante	-0,321	0,558
Age	0,010	0,025
Age ²	0,000	0,000
Education	0,224***	0,036
Education ²	-0,006***	0,001
Age*Education	0,001	0,001
Immigrée	-0,027	0,098
Nombre d'enfants mineurs	-0,021	0,025
Urbain	0,027	0,059
<i>Années</i> (1999)		
2000	0,015	0,068
2001	0,008	0,068
2002	0,005	0,068
2003	-0,041	0,070
2004	0,070	0,071
2005	0,103	0,071
2006	0,196***	0,072
<i>Régions</i> (Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine)		
Bas-Saint-Laurent	0,133	0,119
Capitale-Nationale	0,206*	0,114
Chaudière – Appalaches	0,417***	0,115
Estrie	0,360***	0,103
Centre-du-Québec	0,411***	0,129
Montérégie	0,513***	0,095
Montréal	0,403***	0,115
Laval	0,319**	0,131
Lanaudière	0,370***	0,111
Laurentides	0,573***	0,117
Outaouais	0,687***	0,106
Abitibi - Témiscamingue	0,470***	0,133
Mauricie	0,381***	0,096
Saguenay - Lac-Saint-Jean	0,183***	0,102
Côte-Nord	0,133	0,115
Nord-du-Québec	0,770***	0,183
Nombre d'observations	1023	
R ²	0,2629	
R ² ajusté	0,2398	

*** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%

Selon les résultats trouvés, les caractéristiques sociodémographiques relatives à l'éducation sont significatives alors que l'âge ne l'est pas. Le nombre d'enfants mineurs n'est pas significatif; les variables de régions le sont pour la plupart alors que le fait de vivre en milieu urbain ou encore les années ne le sont pas, à une exception près (2006). Ces résultats sont congruents avec d'autres résultats en ce qui concerne la scolarité (Van Soest, 1995, p. 85) mais diffèrent également de certains, notamment ceux présentés par Parisé (2007, p. 16) sur l'âge, la scolarité et sur le fait de vivre en milieu urbain.

4.4 Calcul du revenu disponible

Le logiciel de simulation de taxes et transferts – CtaCS – construit par Kevin Milligan a été utilisé pour calculer le revenu disponible des mères, pour chaque choix d'heures travaillées. Ce logiciel, accessible gratuitement sur internet⁴⁰, permet de simuler de façon assez complète le système canadien de taxes et transferts des particuliers de 1962 à 2005, couvrant aussi le système de taxes et transferts des provinces et territoires – pour ce qui concerne ici celui du Québec.

Le principe de fonctionnement du simulateur est le suivant : le logiciel est alimenté à partir de la base de données utilisée (en l'occurrence l'EDTR) en établissant des passerelles entre les variables de cette base de données et les variables d'entrée du simulateur (3 variables d'identification sont obligatoires et un ensemble de variables sont facultatives ; elles permettent de caractériser la situation personnelle et familiale des individus - au regard des enfants, du travail, des revenus, des dépenses etc.)⁴¹ afin de pouvoir appliquer à l'individu, considérant sa situation, les règles au plan de l'impôt des particuliers qui prévalent dans son territoire de résidence. Cette situation au plan fiscal est traduite par un ensemble de variables de sortie du simulateur qui reflètent les différents crédits et taxes (en détail ou de façon agrégée) dont l'individu devra s'acquitter. Ces variables ont pu être « rebranchées » par

⁴⁰ Disponible à l'adresse suivante : www.econ.ubc.ca/kevinmil/ctacs.

⁴¹ Cf. en appendice D la liste des variables d'entrée de l'EDTR intégrées dans le simulateur pour fin de calcul des revenus disponibles.

la suite à la base de données EDTR pour calculer le revenu disponible⁴² pour chaque mère de famille selon chaque choix d'heures travaillées. Pour les fins de l'exercice, il a fallu également programmer les paramètres du régime d'assistance sociale du Québec qui prévalaient de 2000 à 2005 pour calculer le revenu disponible des personnes dans l'alternative où celles-ci ne travaillaient pas ou peu (heures=0). La programmation de cette séquence qui a conduit au calcul des revenus disponibles a été effectuée par Francis Roy-Desrosiers, étudiant à la maîtrise en économique.

Le tableau ci-après décrit les revenus disponibles obtenus selon la classe horaire d'affectation (1 à 3), par simulation (RD0, RD20 et RD40) et, pour fin de comparaison avec les revenus disponibles simulés, ceux disponibles via l'EDTR, soit la mesure du panier de consommation (MPC), mesure fréquemment utilisée - notamment au Québec - dans les travaux de mesure de la pauvreté, ainsi que les revenus totaux après impôt présents également dans l'EDTR.

⁴² Ceux-ci ont été ramenés (normalisés) en dizaine de milliers, soit divisés par 10 000.

Tableau 4.4

Quelques statistiques descriptives des revenus disponibles calculés par le simulateur de revenus (CtaCS) et de variables de revenus fournies dans l'EDTR, total et par classe horaire (2000-2005)

Variabes	Nombre d'observations	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
<i>Total échantillon</i>				
<i>Revenus disponibles simulés selon les trois alternatives</i>				
Revenus disponibles simulés (RD) - moyenne	969	480743	22220	9095
Revenus disponibles RD0 (alt 1, H=0)	969	480743	16851	7102
Revenus disponibles RD20 (alt 2, H=20)	969	480743	21051	7578
Revenus disponibles RD40 (alt 3, H=40)	969	480743	28759	8205
<i>Revenus disponibles - variables fournies par l'EDTR</i>				
Revenus disponibles selon la MPC (Mesure du panier de consommation)	969	480743	25031	11038
Revenus totaux après impôt	969	480743	28073	8205
<i>Classe horaire 1 (H<3)</i>				
<i>Revenus disponibles simulés selon les alternatives</i>				
Revenus disponibles simulés (RD) - moyenne	206	114656	23829	10534
Revenus disponibles RD0 (alt 1, H=0)	206	114656	18317	9062
Revenus disponibles RD20 (alt 2, H=20)	206	114656	22895	8999
Revenus disponibles RD40 (alt 3, H=40)	206	114656	30274	9842
<i>Revenus disponibles - variables fournies par l'EDTR</i>				
Revenus disponibles selon la MPC (Mesure du panier de consommation)	206	114656	15974	9600
Revenus totaux après impôt	206	114656	16203	9653
<i>Classe horaire 2 (3=<H<30)</i>				
<i>Revenus disponibles simulés selon les alternatives</i>				
Revenus disponibles simulés (RD) - moyenne	187	89109	21114	8275
Revenus disponibles RD0 (alt 1, H=0)	187	89109	15643	5869
Revenus disponibles RD20 (alt 2, H=20)	187	89109	19942	6444
Revenus disponibles RD40 (alt 3, H=40)	187	89109	27757	7339
<i>Revenus disponibles - variables fournies par l'EDTR</i>				
Revenu disponible selon la MPC (Mesure du panier de consommation)	187	89109	22844	8667
Revenus totaux après impôt	187	89109	25738	10394
<i>Classe horaire 3 (H>=30)</i>				
<i>Revenus disponibles simulés selon les alternatives</i>				
Revenus disponibles simulés (RD) - moyenne	576	276979	21910	8613
Revenus disponibles RD0 (alt 1, H=0)	576	276979	16633	6414
Revenus disponibles RD20 (alt 2, H=20)	576	276979	20644	7135
Revenus disponibles RD40 (alt 3, H=40)	576	276979	28454	7626
<i>Revenus disponibles - variables fournies par l'EDTR</i>				
Revenus disponibles selon la MPC (Mesure du panier de consommation)	576	276979	29484	9690
Revenus totaux après impôt	576	276979	33739	11405

Remarques :

Alors que l'on constate une progressivité systématique des revenus simulés selon les 3 alternatives (RD0, RD20, RD40) et pour chaque classe horaire, l'on constate que les niveaux de revenus disponibles simulés sont systématiquement supérieurs pour la classe 1, comparativement aux deux autres classes horaire d'appartenance (2 et 3).

Il y a également surestimation, pour la classe horaire 1, des revenus disponibles simulés selon l'alternative 1 (ne travaille pas), soit 18 317 \$, lorsqu'on les compare avec les revenus totaux après impôt (16 203 \$) ou les revenus disponibles selon la MPC (15 974 \$); à l'inverse, il y a sous-estimation des revenus disponibles simulés vs ceux fournis dans l'EDTR pour les deux autres classes horaires. Le paramétrage du simulateur ou la prise en compte des coûts fixes pourraient être des pistes explicatives à explorer.

Tableau 4.5

Revenus disponibles calculés par le simulateur de revenus (CtaCS) selon l'alternative, par classe horaire et total (2000-2005)

Classe horaire	Alternative 1	Alternative 2	Alternative 3
	(ne travaille pas)	(travaille 20 heures)	(travaille 40 heures)
	Revenus disponibles		
Classe horaire 1 (H<3)	18317 (9076)	22895 (9014)	30274 (98584)
Classe horaire 2 (3=<H<30)	15643 (5880)	19942 (6455)	27757 (7352)
Classe horaire 3 (H>=30)	16633 (6418)	20644 (71390)	28454 (7630)
Total	16851 (7105)	21051 (7581)	28759 (8208)

() Écart-type

CHAPITRE V

RÉSULTATS

5.1 Constats et problèmes rencontrés

À partir de la base de données de l'EDTR ainsi définie (4.2), enrichie de plusieurs variables construites ou importées, incluant celles des revenus disponibles simulés à l'aide du CtaCS (4.4), plusieurs spécifications du modèle ont été testées avec un logit conditionnel.

D'une façon générale, les résultats obtenus indiquent que le coefficient de la variable d'intérêt, le revenu disponible, est négatif, nul, parfois positif, et quasiment non significatif en tout temps ce qui voudrait dire que l'utilité marginale du revenu (de la consommation) est négative ou nulle ou non significative lorsqu'elle est positive. Ceci est contraire aux hypothèses de départ, fondées sur la théorie économique de l'offre de travail et contraire également aux résultats des différentes études dans la lignée desquelles se situe ce travail. Nos résultats, au regard de la variable du revenu disponible qui se trouve au cœur de ce travail, se sont donc avérés non interprétables. Le modèle rencontre possiblement des problèmes d'identification et/ou d'imputation des salaires.

Le tableau 5.1 en *infra* présente quelques-unes de ces spécifications et illustre le phénomène. Le modèle 1 (forme réduite, donc sans les revenus) indique que la scolarité a un rôle positif et très significatif dans la probabilité d'augmenter son intensité de travail (passer de l'alternative 1, la référence, à l'alternative 2 ou 3), de même que le taux d'emploi régional; à l'inverse, le nombre d'enfants en bas âge (jusque 5 ans), le fait d'être immigrée ou encore de résider dans certaines régions aura un effet significatif mais négatif.

Le modèle 4, quant à lui, « frise la note de passage », avec, pour le coefficient de la variable d'intérêt des revenus disponibles, une statistique t approchant le 1,5 – donc proche d'une significativité à 10 % (1,64). On constate par ailleurs, avec le modèle 5, que la scolarité, lorsqu'elle est introduite, est non seulement très significative (comme dans le cas du modèle réduit), mais qu'elle s'accompagne d'un coefficient de la variable des revenus disponibles significatif – mais négatif. On peut à cet effet se demander quel effet l'introduction de cette variable aurait eu sur les résultats d'autres recherches, notamment celle de Parisé (2007, p. 25) qui ne l'a pas incluse dans le modèle présenté.

Tableau 5.1
Résultats des régressions (logit conditionnel) selon différentes spécifications

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Forme réduite du modèle					
Nombre d'observations	2907	2907	2907	2907	2907
Nombre de cas	969	969	969	969	969
Nombre de paramètres estimés	68	2	8	28	16
Log pseudo vraisemblance	-382844	-466207	-447767	-438092	-413425
Wald chi ²	165.65	2,14	34,14	70,03	98,15
Prob > chi ²	0,000	0,3429	0,000	0,000	0,000
Choix					
(Toutes alternatives)					
Revenu Disponible (10 milliers)		0,422	0,241	0,559	-0,860**
		(0,354)	(0,354)	(0,383)	(0,420)
Revenu Disponible (10 milliers) ²		-0,083	-0,075	-0,145**	-0,068
		(0,057)	(0,057)	(0,063)	(0,065)
Alternative 1 (alternative de base)					
Alternative 2					
Constante	-22,956***	-0,290*	-5,214	-4,710	-9,592**
	(7,315)	(0,169)	(3,399)	(3,886)	(3,825)
Age	0,251		0,337*	0,250	0,223
	(0,210)		(0,184)	(0,186)	(0,173)
Age ²	-0,004		-0,005**	-0,0043*	-0,004
	(0,004)		(0,002)	(0,002)	(0,003)
Education	0,819***				0,754***
	(0,309)				(0,276)
Education ²	-0,009				-0,018*
	(0,013)				(0,011)
Age*Education	-0,006				0,003
	(0,011)				(0,008)
Immigrée	-1,681*		-2,161***		
	(0,984)		(0,820)		
Incapacité	-0,471				
	(0,344)				
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	-1,360**			-1,105**	
	(0,592)			(0,505)	
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	-1,227***			-0,726**	
	(0,335)			(0,294)	
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	-0,256			-0,320	
	(0,248)			(0,216)	
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	-0,402*			-0,397*	
	(0,220)			(0,215)	
Urbain	-0,380			-0,039	0,235
	(0,469)			(0,293)	(0,309)
Taux d'emploi régional	0,295**			0,018	0,001
	(0,120)			(0,024)	(0,026)
<i>Années¹</i>					
2000				1,057**	
				(0,484)	
2001	-0,150			1,091**	
	(0,523)			(0,484)	
2002	-0,882*			0,802	
	(0,518)			(0,495)	
2003	-0,885			1,108**	
	(0,563)			(0,473)	
2004	-0,773			1,245**	
	(0,653)			(0,516)	
2005	-2,249***				
	(0,676)				

Tableau 5.1 (suite)

alternative 2 (suite)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Forme réduite du modèle				
<i>Régions</i>					
<i>(Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine)</i>					
Bas-Saint-Laurent	-2,886*				
	(1,508)				
Capitale-Nationale	-5,360**				
	(2,522)				
Chaudière – Appalaches	-5,053*				
	(2,708)				
Estrie	-6,025**				
	(2,478)				
Centre-du-Québec	-6,263***				
	(2,365)				
Montérégie	-6,529**				
	(2,820)				
Montréal	-3,865*				
	(2,101)				
Laval	-5,954**				
	(2,707)				
Lanaudière	-4,835*				
	(2,524)				
Laurentides	-5,631**				
	(2,590)				
Outaouais	-6,159**				
	(2,494)				
Abitibi - Témiscamingue	-2,795				
	(1,790)				
Mauricie	-3,345**				
	(1,621)				
Saguenay - Lac-Saint-Jean	-4,114***				
	(1,473)				
Côte-Nord	-4,270**				
	(1,657)				
Nord-du-Québec	-1,009				
	(1,936)				
Alternative 3					
Constante	-26,223***	0,845***	-7,064***	-9,943***	-17,149***
	(6,365)	(0,253)	(2,295)	(3,139)	(3,633)
Age	0,565***		0,451***	0,499***	0,428***
	(0,177)		(0,124)	(0,141)	(0,144)
Age ²	-0,006***		-0,006***	-0,007***	-0,005***
	(0,002)		(0,002)	(0,002)	(0,002)
Education	0,930***				0,912***
	(0,311)				(0,280)
Education ²	-0,003				-0,013
	(0,012)				(0,010)
Age*Education	-0,015**				-0,005
	(0,007)				(0,005)
Immigrée	-0,413		-0,979**		
	(0,655)		(0,412)		
Incapacité	-1,239***				
	(0,306)				
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	-0,775			-0,521	
	(0,500)			(0,416)	
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	-1,300***			-0,698***	
	(0,296)			(0,260)	
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	-0,451**			-0,430**	
	(0,202)			(0,177)	
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	-0,478**			-0,496***	
	(0,196)			(0,187)	

Tableau 5.1 (suite et fin)

alternative 3 (suite)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Forme réduite du modèle				
Urbain	-0,191 (0,354)			0,121 (0,244)	0,396 (0,247)
Taux d'emploi régional	0,233** (0,099)			0,047** (0,020)	0,053** (0,023)
<i>Années¹</i>					
2000				-0,423 (0,393)	
2001	-0,055 (0,468)			-0,339 (0,398)	
2002	-0,276 (0,402)			-0,361 (0,402)	
2003	-0,492 (0,452)			-0,299 (0,379)	
2004	-0,116 (0,500)			0,235 (0,426)	
2005	-0,425 (0,569)				
<i>Régions</i>					
<i>(Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine)</i>					
Bas-Saint-Laurent	-2,381* (1,30)				
Capitale-Nationale	-4,599** (2,123)				
Chaudière – Appalaches	-4,697** (2,275)				
Estrie	-4,428** (1,992)				
Centre-du-Québec	-4,964** (1,938)				
Montérégie	-4,517* (2,337)				
Montréal	-2,749 (1,760)				
Laval	-4,150* (2,285)				
Lanaudière	-2,549 (2,088)				
Laurentides	-4,790** (2,147)				
Outaouais	-4,116** (2,062)				
Abitibi - Témiscamingue	-2,765* (1,494)				
Mauricie	-2,675** (1,344)				
Saguenay - Lac-Saint-Jean	-3,295*** (1,242)				
Côte-Nord	-2,996** (1,361)				
Nord-du-Québec	0,399 (1,873)				

(), *Écart-type*

¹ Années de référence : 2000 pour la spécification (1) et 2005 pour la spécification (4)

5.2 Tests et correctifs apportés

Outre une vérification de la syntaxe de construction de certaines variables (par exemple les heures de travail hebdomadaires, les classes horaires, les salaires horaires observés) et de la composition de l'échantillon (lequel a pu être légèrement modifié en ôtant des cas aberrants ou indéfinis sur des dimensions importantes, comme les salaires ou les heures travaillées), plusieurs pistes ont été explorées suite aux résultats enregistrés pour tenter de résoudre les problèmes rencontrés :

- Modifier le nombre de classes horaires : tel que mentionné en *supra*, nous avons au départ choisi de répartir notre échantillon selon 4 choix discrets (0, 10, 25, 40). Comme le précise la littérature, l'augmentation du nombre de classes d'heures permet de gagner en précision. Néanmoins, dépendant de la distribution de l'échantillon, multiplier le nombre de choix peut poser des problèmes de taille de sous-échantillon. En l'occurrence, les classes intermédiaires (10, 25) rassemblaient peu de mères, eu égard à la bipolarisation des comportements de celles-ci, caractéristique au Québec (schématiquement, soit travaillent à temps plein, soit ne travaillent pas). *A contrario*, augmenter le nombre de catégories peut être source d'erreur car il peut y avoir des problèmes d'estimation et donc de déclaration du nombre exact d'heures travaillées de la part des personnes sondées.
- Intégrer progressivement les variables de revenus puis les autres variables et l'inverse (les variables démographiques puis les variables de revenu) pour essayer de voir quelles variables viennent modifier /perturber le sens des coefficients et leur interprétation possible; il semble que la dimension « éducation » (éducation, éducation² et âge*éducation) ait une action particulière puisque son introduction dans le logit conditionnel (avec les revenus, l'âge, le taux d'emploi régional, le fait d'habiter en milieu urbain) rend pour la première fois le coefficient de revenu disponible significatif, mais cependant toujours négatif (question soulevée en 5.1 également).

- Utiliser un logit multinomial mixte qui, à la différence du logit conditionnel, ne considère pas le coefficient de revenu disponible comme une constante mais comme une variable distribuée aléatoirement. Cette méthode a été utilisée entre autres par Parisé (2007). Aucun changement n'a été enregistré dans nos résultats.
- Estimer le modèle dans sa forme réduite, qui consiste à estimer le modèle à partir de variables exogènes, en ne prenant pas en compte les revenus disponibles, tel que précédemment décrit (cf. tableau 5.1, spécification 1).
- Estimer le modèle sous forme linéaire, en ôtant les termes quadratiques (revenus, âge, éducation) qui n'a pas changé les résultats.
- Effectuer un test de rapport de vraisemblance pour mesurer si le modèle a un bon pouvoir explicatif; dans les deux cas (logit conditionnel et logit mixte) le test était concluant.
- Les correctifs apportés n'ont pas été davantage probants puisque le modèle ne produit pas les résultats escomptés (une utilité marginale des revenus positive et significative). Le problème d'identification du modèle semble persister. Plusieurs sources pourraient être à l'origine de ce dysfonctionnement :
 - une trop grande homogénéité de la population à l'étude et/ou de celles qui composent les différentes classes horaires, de sorte qu'il ne serait pas possible d'estimer adéquatement les paramètres du modèle;
 - l'absence d'une diversité suffisante dans les variables disponibles pour estimer l'équation de salaire et les salaires prédits puis le modèle de choix discrets d'heures de travail qui est supposé maximiser la fonction d'utilité de chaque responsable de famille monoparentale;

- une trop grande homogénéité du revenu disponible dûe à une fiscalité uniforme (celle du Québec) pour toutes les mères à l'étude, ce qui ne donne pas assez de diversité dans les situations des personnes et dans les choix qui en découlent.

5.3 Pistes à explorer dans le futur pour améliorer le fonctionnement du modèle

Plusieurs pistes pourraient encore être considérées, une à une ou de façon conjuguée, afin d'améliorer le modèle et poursuivre le travail. Il s'agit notamment de :

- ne prédire que le salaire des individus qui ne travaillent pas et utiliser le salaire observé des autres individus. Cette procédure est évoquée par Van Soest (1995, p. 70-71). À cette fin, il faut reconnaître l'existence d'erreur de prévision et faire des traitements économétriques spécifiques pour les neutraliser;
- utiliser les données en panel de l'EDTR, pour améliorer l'imputation des salaires, notamment pour les personnes qui ne travaillent pas;
- utiliser une autre fonction d'utilité que celle utilisée; en intégrant le loisir ou la consommation et non les heures travaillées, en autant que la base de données fournit les informations nécessaires à la modélisation;
- procéder à une étude similaire mais à l'échelle pancanadienne, pour disposer d'une plus grande hétérogénéité de l'estimation des revenus disponibles reliée à la diversité des systèmes de taxes et de transferts des provinces;
- introduire les données des années 2006 et 2007, subséquentes à l'introduction de la réforme en 2005, pour gagner en hétérogénéité; ces données sont disponibles dans l'EDTR mais ne pouvaient être utilisées dans la mesure où le simulateur CtaCS s'arrête à ce jour pour l'année 2005;

- réviser les classes horaires, dans la mesure où cela améliore la précision du modèle;
- explorer la question soulevée (cf. à cet effet la remarque à la section 4.4) de la progression des revenus disponibles simulés selon l'alternative et la classe horaire d'appartenance, en cherchant à éliminer le problème de surestimation des revenus disponibles de la classe 1.

Si des résultats probants (utilité marginale du revenu positive et significative) se dégagent de ces ajustements au modèle, alors il sera possible de poursuivre en procédant à des simulations de changement de politique en construisant les matrices de transition pour estimer les effets de ces changements sur les comportements de la population à l'étude, en termes de participation et d'intensité de participation au marché du travail.

CONCLUSION

L'impact des politiques sociales sur l'offre de travail, notamment des programmes d'aide financière et en particulier ceux conditionnels au fait d'occuper un emploi, fait l'objet d'une littérature internationale relativement abondante (en particulier des expériences aux États-Unis et au Royaume-Uni). Ces études portent une attention particulière à certains groupes sous-représentés sur le marché du travail ou à risque de l'être, notamment les parents responsables de famille monoparentale. Les principales conclusions font état de ce que les suppléments au travail sont plus particulièrement efficaces sur la marge extensive (pour l'entrée sur le marché du travail), pour les femmes et en particulier les responsables de famille monoparentale dont l'élasticité emploi est plus grande, alors que les femmes en couple dont le conjoint travaille n'enregistreraient pas d'effet positif en termes de participation au marché du travail. Par ailleurs, l'effet sur la marge intensive serait généralement négatif, donc que l'effet revenu serait effectivement dominant.

Dans cette lignée, nous souhaitons, dans le cadre du présent mémoire, mesurer les impacts sur l'offre de travail des mères de famille monoparentale induits par l'introduction par le gouvernement du Québec en 2005 des deux mesures phares que sont *Soutien aux Enfants* et *Prime au travail*.

Le choix méthodologique s'est porté sur un modèle structurel de choix discret d'heures travaillées. Les problèmes d'identification du modèle rencontrés dans le cadre de ces travaux, et en particulier l'impossibilité d'interprétation des coefficients relatifs à la variable d'intérêt au cœur de ce travail – celle du revenu disponible - n'ont pas permis de présenter des résultats probants permettant de répondre à la question de recherche précitée ni de vérifier les hypothèses de la théorie de l'offre de travail, en particulier celle de l'utilité marginale du revenu positive. Il a fallu faire face à certaines contraintes, telles que

l'impossibilité de simuler les revenus au-delà de 2005 ou encore d'utiliser les données 2006 et 2007 de l'EDTR.

Quelques correctifs ont été apportés sans qu'il ait été possible de résoudre le problème central; des pistes de solutions à mettre à l'oeuvre ont été signalées pour tenter dans le futur d'améliorer le modèle. Au préalable, il pourra aussi être utile d'échanger avec des chercheurs qui ont construit des modèles et publié des résultats de recherches similaires – lesquels se sont avérés probants, confirmant la théorie économique de l'offre de travail – ce dans le but de bénéficier de conseils et mises en garde pour la suite et pour mieux comprendre les mécanismes de fonctionnement du modèle.

Pour répondre à la question de recherche, une autre avenue, radicalement différente, pourrait être choisie également. Il s'agirait de changer de méthodologie et d'étudier *ex-post*, toujours avec les données de population de l'EDTR mais avec un modèle de différence-en-différences, l'effet de ces deux mesures sur l'offre de travail des mères seules, tel qu'envisagé à l'origine de ce travail et qui n'a pas été rencontré dans la littérature.

Le sujet demeure en soi d'intérêt public. Dans un contexte de vieillissement démographique où l'on annonce une rareté de main-d'œuvre qui devrait aller en s'intensifiant dans les prochaines décennies, toutes les solutions pour inciter les personnes, notamment les mères de famille, à accroître leur participation au marché du travail devront être privilégiées. L'élaboration des politiques publiques devra en tenir compte. Toute recherche visant à documenter la question, comme celle de la lutte contre la pauvreté, demeure d'intérêt également.

APPENDICE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES UTILISÉES DANS LE CADRE DE L'ÉQUATION DE SALAIRE

Tableau A.1

Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour estimer l'équation de salaire - ensemble
des variables incluses dans la régression (1999-2006)

Variables	Observations	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	1302	637470	38,03	7,38
Âge moyen ²	1302	637470	1500,52	562,72
Education	1302	637470	12,70	3,51
Education ²	1302	637470	173,57	99,47
Âge*Education	1302	637470	484,80	171,11
Immigrée	1302	637470	0,09	0,28
Nombre d'enfants mineurs	1302	637470	1,56	0,74
Urbain	1302	637470	0,58	0,49
<i>Années</i>				
2000	1302	637470	0,15	0,36
2001	1302	637470	0,13	0,34
2002	1302	637470	0,12	0,32
2003	1302	637470	0,11	0,32
2004	1302	637470	0,13	0,33
2005	1302	637470	0,12	0,32
2006	1302	637470	0,09	0,29
<i>Régions</i>				
Bas-Saint-Laurent	1302	637470	0,03	0,17
Capitale-Nationale	1302	637470	0,06	0,24
Chaudière – Appalaches	1302	637470	0,03	0,18
Estrie	1302	637470	0,03	0,18
Centre-du-Québec	1302	637470	0,04	0,18
Montérégie	1302	637470	0,15	0,36
Montréal	1302	637470	0,28	0,45
Laval	1302	637470	0,06	0,23
Lanaudière	1302	637470	0,06	0,23
Laurentides	1302	637470	0,06	0,23
Outaouais	1302	637470	0,05	0,23
Abitibi - Témiscamingue	1302	637470	0,01	0,12
Mauricie	1302	637470	0,04	0,20
Saguenay - Lac-Saint-Jean	1302	637470	0,05	0,21
Côte-Nord	1302	637470	0,02	0,15
Nord-du-Québec	1302	637470	0,01	0,08
<i>Autres variables (non incluses dans la régression de salaire)</i>				
Taux d'emploi régional	1302	637470	68,06	4,42
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	1302	637470	0,27	0,47
Incapacité	1302	637470	0,27	0,44

Tableau A.2

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 1 (H=0)

Variabes	Fréquences (données pondérées)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	326	159633	39,00	8,53
Nombre d'enfants mineurs	326	159633	1,63	0,86
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	326	159633	10,95	3,41
<i>Autres variables (non incluses dans la régression de salaire)</i>				
Taux d'emploi régional	326	159633	67,34	4,42
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	326	159633	0,33	0,47
Incapacité	326	159633	0,44	0,50
Heures travaillées hebdomadaires ⁽¹⁾	nd	1946	1,34	0,84
Salaire horaire observé (\$)	nd	1946	27,93	26,44
Salaire horaire prédit/ensemble de la pop.(\$)	326	159633	12,77	5,62
Salaire horaire prédit/pop. en emploi (\$) ⁽²⁾	326	1946	20,74	7,09
Taux d'emploi des mères (%) ⁽³⁾	nd	1946	1,22	n/a

⁽¹⁾ pour les mères qui travaillaient (ayant un salaire horaire observé)

⁽²⁾ pour les mères ayant un salaire horaire observé

⁽³⁾ pour les mères en emploi (c'est-à-dire celles pour lesquelles un salaire horaire observé a été calculé)

Tableau A.3

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 2 (H=20)

Variabes	Fréquences (données pondérées)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	227	110918	35,94	7,11
Nombre d'enfants mineurs	227	110918	1,61	0,76
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	227	110918	13,69	3,23
<i>Autres variables (non incluses dans la régression de salaire)</i>				
Taux d'emploi régional	227	110918	67,77	4,41
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	227	110918	0,31	0,46
Incapacité	227	110918	0,25	0,43
Heures travaillées hebdomadaires	227	110918	22,71	6,61
Salaire horaire observé (\$)	227	110918	15,77	12,11
Salaire horaire prédit (\$)	227	110918	15,04	4,46
Taux d'emploi des mères (%)	227	110918	100,00	n/a

Tableau A.4

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (1999-2006) utilisé pour estimer l'équation de salaire - classe horaire 3 (H=40)

Variabes	Fréquences (données pondérées)	population (données pondérées)	Moyenne	Écart type
Âge moyen	749	366918	38,24	6,79
Nombre d'enfants mineurs	749	366918	1,52	0,68
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	749	366918	13,16	3,38
<i>Autres variables (non incluses dans la régression de salaire)</i>				
Taux d'emploi régional	749	110918	68,46	4,39
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	749	366918	0,23	0,42
Incapacité	749	366918	0,19	0,40
Heures travaillées hebdomadaires	749	366918	36,84	4,08
Salaire horaire observé (\$)	749	366918	16,36	9,28
Salaire horaire prédit (\$)	749	366918	15,50	4,87
Taux d'emploi (%)	749	366918	100,00	n/a

APPENDICE B

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON UTILISÉ DANS LE CADRE
DE L'ESTIMATION DU MODÈLE DE CHOIX DISCRET D'HEURES TRAVAILLÉES
(RÉGRESSIONS LOGIT)

Tableau B.1
 Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour estimer le modèle de choix discret
 d'heures travaillées - ensemble des variables utilisées dans les régressions logit et
 complément de variables (2000-2005)

Variables	Observations (÷ par 3)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart-type
Revenu disponible (10 milliers)	969	480743	2,22	0,91
Revenu disponible (10 milliers) ²	969	480743	5,76	5,16
Âge moyen	969	480743	38,18	7,35
Âge moyen ²	969	480743	1511,55	561,56
Education	969	480743	12,80	3,48
Education ²	969	480743	176,01	100,33
Âge*Education	969	480743	490,68	170,45
Immigrée	969	480743	0,08	0,28
Incapacité	969	480743	0,26	0,44
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	969	480743	0,08	0,28
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	969	480743	0,24	0,48
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	969	480743	0,62	0,74
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	969	480743	0,63	0,68
Urbain	969	480743	0,57	0,50
Taux d'emploi régional	969	480743	68,32	4,40
<i>Années</i>				
2001	969	480743	0,18	0,38
2002	969	480743	0,15	0,36
2003	969	480743	0,15	0,36
2004	969	480743	0,17	0,37
2005	969	480743	0,15	0,36
<i>Régions</i>				
Bas-Saint-Laurent	969	480743	0,03	0,17
Capitale-Nationale	969	480743	0,06	0,24
Chaudière – Appalaches	969	480743	0,03	0,17
Estrie	969	480743	0,03	0,18
Centre-du-Québec	969	480743	0,04	0,19
Montérégie	969	480743	0,15	0,36
Montréal	969	480743	0,29	0,45
Laval	969	480743	0,05	0,22
Lanaudière	969	480743	0,06	0,23
Laurentides	969	480743	0,05	0,22
Outaouais	969	480743	0,06	0,23
Abitibi - Témiscamingue	969	480743	0,01	0,12
Mauricie	969	480743	0,04	0,20
Saguenay - Lac-Saint-Jean	969	480743	0,05	0,21
Côte-Nord	969	480743	0,02	0,15
Nord-du-Québec	969	480743	0,01	0,08
<i>Autres variables (non incluses dans les régressions logit)</i>				
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	969	480743	0,27	0,44
Nombre d'enfants mineurs	969	480743	1,58	0,75
Heures travaillées hebdomadaires ⁽¹⁾	767	367786	33,45	7,95
Salaires horaires observés (\$)	767	367786	16,02	9,53
Salaires horaires prédit/ensemble de la pop.(\$)	969	480743	14,71	4,91
Salaires horaires prédit/pop. en emploi (\$) ⁽²⁾	767	367786	15,30	4,56
Taux d'emploi des mères (%) ⁽³⁾	767	367786	76,50	n/a

⁽¹⁾ pour les mères qui travaillaient (ayant un salaire horaire observé)

⁽²⁾ pour les mères ayant un salaire horaire observé

⁽³⁾ pour les mères en emploi (c'est-à-dire celles pour lesquelles un salaire horaire observé a été calculé)

Tableau B.2

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 1 (H=0)

Variables	Observations (÷ par 3)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart-type
Revenu disponible (10 milliers)	206	114656	2,38	1,05
Revenu disponible (10 milliers) ²	206	114656	6,79	7,23
Âge moyen	206	114656	39,27	8,57
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	206	114656	11,03	3,34
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	206	114656	0,11	0,31
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	206	114656	0,30	0,57
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	206	114656	0,59	0,70
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	206	114656	0,69	0,64
Incapacité	206	114656	0,44	0,50
Urbain	206	114656	0,55	0,50
<i>Autres variables (non incluses dans les régressions logit)</i>				
Nombre d'enfants mineurs	206	114656	1,70	0,90
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	206	114656	0,32	0,47
Heures travaillées hebdomadaires ⁽¹⁾	nd	5096	1,25	0,80
Salaire horaire observé (\$)	nd	5096	29,20	26,17
Salaire horaire prédit/ensemble de la pop.(\$)	206	114656	12,92	5,58
Salaire horaire prédit/pop. en emploi (\$) ⁽²⁾	nd	5096	21,39	6,82
Taux d'emploi des mères (%) ⁽³⁾	n/a	5096	4,44	n/a

⁽¹⁾ pour les mères qui travaillaient (ayant un salaire horaire observé)

⁽²⁾ pour les mères ayant un salaire horaire observé

⁽³⁾ pour les mères en emploi (c'est-à-dire celles pour lesquelles un salaire horaire observé a été calculé)

Tableau B.3

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 2 (H=20)

Variables	Observations (÷ par 3)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart-type
Revenu disponible (10 milliers)	187	89109	2,11	0,83
Revenu disponible (10 milliers) ²	187	89109	5,14	4,06
Âge moyen	187	89109	36,13	7,11
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	187	89109	13,64	3,24
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	187	89109	0,07	0,27
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	187	89109	0,27	0,48
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	187	89109	0,68	0,81
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	187	89109	0,53	0,66
Incapacité	187	89109	0,26	0,44
Urbain	187	89109	0,54	0,50
<i>Autres variables (non incluses dans les régressions logit)</i>				
Nombre d'enfants mineurs	187	89109	1,55	0,74
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	187	89109	0,29	0,45
Heures travaillées hebdomadaires	187	89109	23,04	6,32
Salaire horaire observé (\$)	187	89109	15,41	10,64
Salaire horaire prédit (\$)	187	89109	14,89	4,47
Taux d'emploi (%)	187	89109	100,00	n/a

Tableau B.4

Quelques statistiques descriptives de l'échantillon (2000-2005) utilisé pour estimer le modèle de choix discret d'heures travaillées (régressions logit). Classe horaire 3 (H=40)

Variabes	Observations (÷ par 3)	Population (données pondérées)	Moyenne	Écart-type
Revenu disponible (10 milliers)	576	276979	2,19	0,86
Revenu disponible (10 milliers) ²	576	276979	5,54	4,32
Âge moyen	576	276979	38,39	6,73
Niveau d'éducation (nombre années d'études)	576	276979	13,27	3,36
Nombre d'enfants (1 à 2 ans)	576	276979	0,08	0,27
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)	576	276979	0,20	0,43
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)	576	276979	0,62	0,73
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)	576	276979	0,63	0,70
Incapacité	576	276979	0,19	0,39
Urbain	576	276979	0,59	0,49
<i>Autres variables (non incluses dans les régressions logit)</i>				
Nombre d'enfants mineurs	576	276979	1,53	0,68
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire (%)	576	276979	0,25	0,43
Heures travaillées hebdomadaires	576	276979	36,99	4,16
Salaire horaire observé (\$)	576	276979	16,13	8,90
Salaire horaire prédit (\$)	576	276979	15,40	4,55
Taux d'emploi (%)	576	276979	100,00	n/a

APPENDICE C

RÉGRESSION DU LOGARITHME DU SALAIRE HORAIRE SELON LA PROCÉDURE HECKMAN

Tableau C.1
Régression du logarithme du salaire horaire selon la procédure Heckman

Variables	Équation de salaire ¹		Équation de sélection /probabilité de travailler (probit)	
	Coefficient Estimé	Écart-type	Coefficient Estimé	Écart-type
Constante	2,314**	1,080	-10,012***	2,265
Age	-0,015	0,028	0,220***	0,052
Age ²	0,000	0,000	-0,003***	0,001
Education	0,202***	0,039	0,420***	0,088
Education ²	-0,006***	0,001	-0,010***	0,002
Age*Education	0,000	0,001	0,000	0,002
Immigrée	-0,019	0,098	0,004	0,216
Incapacité			-0,779***	0,103
Présence d'enfants d'âge pré-scolaire			-0,129	0,234
Nombre d'enfants mineurs	-0,003	0,027		
Nombre d'enfants (0 à 2 ans)			-0,634***	0,211
Nombre d'enfants (3 à 5 ans)			-0,545***	0,173
Nombre d'enfants (6 à 11 ans)			-0,258***	0,071
Nombre d'enfants (12 à 17 ans)			-0,138*	0,081
Taux d'emploi régional	-0,040***	0,015	0,086**	0,040
Urbain	0,021	0,059	-0,022	0,160
<i>Années (1999)</i>				
2000	0,045	0,069	0,110	0,166
2001	0,036	0,069	0,213	0,166
2002	0,106	0,080	0,080	0,195
2003	0,108	0,091	-0,030	0,225
2004	0,216**	0,093	0,133	0,233
2005	0,258***	0,098	0,213	0,245
2006	0,335***	0,099	0,451	0,264
<i>Régions (Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine)</i>				
Bas-Saint-Laurent	0,595***	0,218	-0,860	0,556
Capitale-Nationale	0,999***	0,320	-1,758**	0,792
Chaudière – Appalaches	1,264***	0,347	-1,606*	0,904
Estrie	1,110***	0,306	-1,533*	0,797
Centre-du-Québec	1,190***	0,316	-2,088***	0,787
Montréal	1,398***	0,352	-1,737*	0,915
Montréal	1,076***	0,281	-1,157	0,729
Laval	1,160**	0,353	-1,276	0,931
Lanaudière	1,135***	0,320	-1,306	0,830
Laurentides	1,376***	0,332	-1,293	0,877
Outaouais	1,476***	0,321	-1,502	0,835
Abitibi - Témiscamingue	0,999***	0,245	-0,975	0,632
Mauricie	0,871***	0,212	-1,086	0,555
Saguenay - Lac-Saint-Jean	0,669***	0,206	-1,460***	0,516
Côte-Nord	0,674***	0,235	-1,253**	0,597
Nord-du-Québec	1,248***	0,274	0,566	0,957
Mills	-0,180	0,114		
Nombre d'observations		1023		1302

¹ régression du logarithme du salaire horaire

Note : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%

APPENDICE D

PRÉSENTATION DES VARIABLES D'ENTRÉES UTILISÉES POUR ALIMENTER LE SIMULATEUR DE TAXES ET CRÉDITS ET LEUR CORRESPONDANCE AVEC LES VARIABLES DISPONIBLES DANS L'ENQUÊTE SUR LA DYNAMIQUE DU TRAVAIL ET DU REVENU (EDTR)

Variables obligatoires

- Identifiant personnel (id/Personid)
- Province de résidence (Québec)
- Année

Variables optionnelles

Variables socio-démographiques

- Age des enfants (Kidage1-Kidage6)
- Age du répondant=(Age=Age26)
- Sexe : (Male=sex99=0 pour les femmes)
- État de l'incapacité pour l'année de référence (Disabled=Disabs26)

Variables de revenu

- Crédit TPS/TVH fédéral (Othcredf=Gstxc42)
- Crédits d'impôt provinciaux : Crédit de taxe de vente du Québec (Othcredp=Pvtxc42)
- L'abattement du Québec (Qmisded=Qabat42)
- Salaires et traitements avant déductions (Earn=Wgsal42)
- Retraits d'un REÉR et Pensions de retraite privées (Rrspinc=Rspwi42+Pen42)
- Prestations d'assurance-emploi (Uuinc=Uiben42)
- Revenu de placements (Dvdinc=Inva42)
- Gains en capital imposables (Cginc=Capgn42)
- Indemnités pour accidents du travail (Wcinc=Wkrcp42)
- Autres revenus : Pension alimentaire reçue, revenu de placements et autre revenu (Othinc=Alimo42 + Inva42 + Ottxm42)

Note : Les prestations d'assistance sociale ont été calculées à partir des paramètres connus du système québécois de sécurité du revenu et non à partir des montants déclarés par les répondants à l'enquête.

Variables de coûts

- Cotisations syndicales et autres primes professionnelles (Dues=Udpc42)
- Frais de garde d'enfants (Dcexp=Ccar42)
- Frais médicaux directs, y compris les primes d'assurance privée (Medexp=Medx42)
- Pension alimentaire payée (Othded=Alip42)
- Cotisations à un régime de pension agréé (Rppcon=Rppc42)

BIBLIOGRAPHIE

- Blouin, Olivier. 2005. « L'impact de la politique familiale de 1997 sur la dépendance à l'aide sociale des familles monoparentales », mémoire de maîtrise en économie, Québec, Université Laval, 58 p.
- Blundell, Richard et Thomas MaCurdy. 1999. « Labor Supply: A Review of Alternatives Approaches », The Institute for fiscal studies, document de travail W98/18, chap. 27, p. 1560-1695.
- Blundell, Richard, Alan Duncan, Julian McRae et Costas Meghir. 2000. « The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit », *Fiscal studies*, vol. 21, no 1, pp. 75-104.
- Brewer, Mike. 2003. « The New Tax Credit », The Institute for fiscal studies, Briefing Notes n° 35.
- Brouillette, Daniel et Bernard. Fortin. 2008. « Impact de la Prime au travail sur l'effort au travail : une approche expérimentale » CIRANO, Rapport de Projet, Montréal, Février, 91 p.
- Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (CEPE), ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale. 2008. *Le faible revenu au Québec : un état de situation*, 31 p.
- Cogan, John F. 1981. « Fixed Costs and Labor Supply ». *Econometrica*, vol. 49, no 4, p. 945-963.
- Department for Work and Pensions (DWP). 2009. « The lone parent pilots after 24-36 months : the final impact assessment of in-work Credit, Work Search Premium, Extended Schools Childcare, Quartely Work Focused Interviews and New Deal Plus for lone Parents », Brewer, Mike, James Browne, Haroon Chowdry et Claire Crawford, research report No 606, Norwich, Her Majesty's Stationery Office, 270 p.
- Duclos, Jean-Yves, Bernard Fortin et Andrée-Anne Fournier. 2006. « Une analyse des taux marginaux effectifs d'imposition au Québec », CIRPÉE, cahier de recherche/working paper 06-27, 55 p.
- Eissa, Nada et Jeffrey B. Liebman. 1996. « Labour supply response to the Earned Income Tax Credit », *Quartely Journal of Economics*, vol. 111 (2), p. 605-637.

- Eissa, Nada et Hilary W. Hoynes. 1998. « The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples », NBER, working paper n°6856.
- Emploi-Québec. 2007. *Problématique du marché du travail et des clientèles en lien avec les orientations et les axes d'intervention du plan d'action annuel d'Emploi-Québec 2008-2009*, DGAPPIMT, Novembre, 28 p.
- Finnie, Ross, Ian Irvine et Roger Sceviour. 2006. « Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie », Direction des Études analytiques, documents de recherche, Statistique Canada, Ottawa, 46 p.
- Fortin, Bernard. 1998. « Dépendance à l'égard de l'aide sociale et réforme de la sécurité du revenu », CIRANO, Série scientifique, Montréal, 20 p.
- Fortin, Bernard., Guy Lacroix et, Hélène Parisé. 2007. « Impact de la Prime au travail sur l'offre de travail », 375 p.
- Francesconi, Marco et Wilbert Van der Klaauw. 2007. « The Socioeconomic Consequences of "In-Work" Benefit Reform for British Lone Mothers » *Journal of Human Resources*, 42(1), 1-31.
- Godbout Luc et Mathieu Arseneau. 2005. « La prime au travail du Québec : Un véritable outil d'incitation au travail ou une simple façon de baisser l'impôt? », CIRANO, Série scientifique, Montréal, Février, 79 p.
- Hotz, Joseph V., Charles Mullin et John Karl Scholz. 2001. « The Earned Income Tax Credit and Labor Market Participation of Families on Welfare », Joint Center for Poverty Research, Working Paper 214.
- Immervoll, Herwing Henrik Jacobsen Kleven, Claus Thustrup Kreiner et Emmanuel Saez. 2007. « Welfare reform in European countries : a microsimulation analysis », *The Economic Journal*, 117 (janvier), Blackwell publishing, Royal economic society, 44 p.
- Lafond-Bélanger, Gabrielle. 2007. « Les effets de la Prime au travail sur l'offre de travail des femmes en couple », mémoire de maîtrise en économie, Faculté des sciences sociales, Université Laval, Québec. 35 p.
- Lavigne, Benoît. 2007. « L'estimation des facteurs d'équivalence de revenu : le cas du Québec », mémoire de maîtrise en économie, UQAM, 82 p.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 2005. « La politique des services de garde à 5 \$/ jour et l'offre de travail des québécoises : résultats d'une expérience naturelle canadienne », CIRANO, Série scientifique, 2005s-08, 64 p.
- Lefebvre, Pierre, Philip Merrigan et Mathieu Verstraete. 2007. « Dynamic Labour Supply Effects of Childcare Subsidies : Evidence from a Canadian Natural Experiment », CIRPÉE, UQAM, CLSRN, 23 p.

- Legault, Marie-Hélène. 2007. « Impact dans cinq provinces canadiennes de l'introduction de la prestation nationale pour enfants (PNE) sur les revenus et la consommation des femmes monoparentales », mémoire de maîtrise en économique, UQAM, 65 p.
- Lemieux Thomas et Kevin Milligan. 2007. « Incentive effects of social assistance : A regression discontinuity approach », *Journal of Econometrics*, 22 p.
- Looney, Adam. 2005. « The Effect of Welfare Reform and Related Policies on Single Mothers' Welfare Use and Employment », Federal Reserve Board, document de travail, The Finance and Economics Discussion Series, 52 p.
- Meghir Costas et David Phillips. 2008. « Labor supply and taxes », The Institute for fiscal studies, WP08/04, 57 p.
- Meyer, Bruce D. et Dan T. Rosenbaum. 2001. « Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the labor supply of single mothers », *Quarterly Journal of Economics*, vol 116 (3), p 1063-1114.
- Michael Keane et Moffit Robert. 1998. « A structural model of multiple welfare program participation and labor supply », *International economic review*, vol. 39, N°. 3 (août), Blackwell publishing, pp. 553-589.
- Michaloupoulos, Charles. 2005. « Does Making Work Pay Still Pay? An Update on the Effects of Four Earnings Supplement Programs on Employment, Earnings, and Income », Manpower Development Research Corporation, 92 p.
- Milligan Kevin. 2008. Canadian tax and Credit simulator – user guide version 2008-1, Department of economics, University of British Columbia, 43 p.
- Milligan, Kevin, et Mark Stabile. 2007. «The Integration of Tax Credits and Welfare: Evidence from the Canadian National Child Benefit Program». *Journal of Public Economics*, vol. 91, p. 305–326.
- Mikol, Fanny et Véronique Rémy. 2009. « RSA : peut-on apprendre des expériences étrangères? Un bilan des travaux sur l'EITC et le WFTC ». *Travail et Emploi*, n° 120, Octobre-novembre, vol. 91, p. 63-76.
- Myles, J., Hou, F., G. Picot et K. Myers. 2006. « Pourquoi l'emploi et les gains ont-ils augmenté chez les mères seules durant les années 1980 et 1990? » Direction des études analytiques – documents de recherche, Statistique Canada, 31 p.
- Parisé, Hélène. 2007. « Impact de la Prime au travail sur l'offre de travail, une évaluation ex-ante », mémoire de maîtrise en économique, Faculté des sciences sociales, Université Laval, Québec, 42 p.

- Parlement du Canada. 2007. *Les services de garde d'enfants au Canada : le rôle du gouvernement fédéral*, Librairie du Parlement, PRB 04-20F, mise à jour du 16 avril, 13 p.
- Paull Gillian, Ian Walker et Yu Zhu. 2000. « Child support : some analysis of the 1999 White Paper », *Fiscal Studies*, vol. 21, N°1, p. 105-140.
- Périvier, Hélène. 2003. « Les mesures fiscales d'incitation au travail des personnes non qualifiées », *Revue de l'OFCE*, n° 87, p. 281-336.
- Preston Ian P. et Ian Walker. 1999. « The Measurement of Living Standards in Labour Supply Models with Nonlinear Budget Constraints », *Journal of Population Economics*, N° 12, p. 343-361.
- Québec, ministère de la Sécurité du revenu. 1995. *Profil des familles monoparentales aptes au travail, à l'aide de dernier recours*, Profil n°5, Lanctôt, Pierre et Claire Rousseau, 27 p.
- Québec, ministère des Finances du Québec. 2004a. *Discours du Budget 2004-2005*.
- Québec, ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille. 2004b. *Plan d'action gouvernemental en matière de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale – concilier liberté et justice sociale : un défi pour l'avenir*, 79 p.
- Québec, ministère des Finances. 2004c. « *Budget 2004-2005 : Réduction d'impôt* », 70 p.
- Québec, ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine. 2005. *Un portrait statistique des familles au Québec*, 352 p.
- Québec, Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale. 2005b. *Rapport statistique sur les prestataires du programme d'assistance-emploi, janvier 2005*, Plourde, Alexandra et Francis Crépeau, 10 p.
- Québec, ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale. 2007a. *Montants des prestations du Programme d'aide sociale et du programme de solidarité sociale en vigueur le 1^{er} janvier 2008*, 6 p.
- Québec, ministère des Finances. 2007b. *Dépenses fiscales – Édition 2007*, 348 p.
- Québec, ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, ministère de l'Éducation, du Loisir et du Sport. 2008. *Le Pacte pour l'emploi : le Québec de toutes ses forces*, 47 p.
- Québec, Emploi-Québec. 2009. *Plan d'action annuel d'Emploi-Québec 2009-2010*, 47 p.
- Ressources Humaines et Développement Social Canada. 2008. « *Le salaire minimum au Canada : théories, données et orientations* », (consultation internet).

- Saez, Emmanuel. 2002. «Optimal Income Transfer Programs : Intensive Versus Extensive Labor Supply Responses», *The Quarterly Journal of Economics*, p 1039-1073.
- Stock James H. et Mark W. Watson. 2003. Introduction to econometrics, Pierson Education, Boston, 696 p.
- Van Soest, Arthur. 1995. « Structural models of family labor supply : a discrete choice approach », *The journal of human resources*, vol 30, n°1 (hiver), pp. 63-88.