

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ESTIMATION ET COMPARAISON DE L'ÉLASTICITÉ NON-COMPENSÉE
DE L'OFFRE DE TRAVAIL À LA MARGE INTENSIVE POUR
DIFFÉRENTES PROVINCES CANADIENNES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
AGBEKO KODZO PAPAVI

JANVIER 2019

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

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

REMERCIEMENTS

La réalisation de ce mémoire a été possible grâce au concours de plusieurs personnes à qui je voudrais témoigner toute ma reconnaissance. Je voudrais tout d'abord adresser toute ma gratitude à mes directeurs de ce mémoire, Monsieur Alain Paquet et Monsieur Philip Merrigan, pour leur patience, leur disponibilité et surtout leurs judicieux conseils, qui ont contribué à alimenter ma réflexion.

J'adresse mes sincères remerciements à tous les professeurs du département des sciences économiques, intervenants et toutes les personnes qui, par leurs paroles, leurs écrits, leurs conseils et leurs critiques ont guidé mes réflexions et ont accepté de me rencontrer et de répondre à mes questions durant mes recherches. Je tiens à remercier spécialement Martin Leblond Letourneau, qui m'a apporté une grande aide pendant le traitement de données.

Je remercie mes très chers parents, Koffi Agbeko et Soglo Yaa, qui ont toujours été là pour moi. Je remercie mes frères André, Kokou, Agbegnigan, Yao, klu et Yaopi ainsi que ma soeur Afouwa pour leurs encouragements. Je remercie en particulier mon frère André de m'avoir donné l'occasion extraordinaire de poursuivre mes études supérieures au Canada.

Je tiens aussi à remercier Martine Boisselle-Lessard, Julie Hudon et Karine Fréchette pour leur aide concernant le respect des règles administratives tout au long de la maîtrise. Enfin, je remercie mes amis Adil, Touré, Ewane, Ariane, Sonia, Aïcha, Adnane, Valentin, Eugénie, Alfred, Sédoufia, Marcelin et Stella qui ont toujours été là pour moi. Leur soutien inconditionnel et leurs encouragements ont été d'une grande aide.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
RÉSUMÉ	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	8
1.1 Littérature sur l'élasticité de l'offre de travail	8
1.1.1 Modèle de cycle de vie et élasticité de l'offre de travail	8
1.1.2 Élasticité non-compensée aux marges intensive et extensive	11
1.2 Élasticité micro versus macro de l'offre de travail	12
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE	15
2.1 Mise en contexte : élasticité frischienne, marshallienne et hicksienne	16
2.2 Mesures de l'élasticité marshallienne de l'offre de travail	18
2.3 Description du modèle général	21
2.4 Marge intensive	23
2.4.1 Approche micro de l'élasticité de l'offre de travail	29
2.4.2 Approche macro de l'élasticité de l'offre de travail	29
2.4.3 Approche micro-macro de l'élasticité de l'offre de travail	30
2.5 Marge extensive	31
CHAPITRE III	
DONNÉES	33
3.1 Provenance des données	33
3.2 Description des variables	34

3.3	Illustration des variables du modèle	35
3.3.1	Revenu brut des individus	35
3.3.2	Revenu virtuel des ménages	35
3.3.3	Impôts payés et transferts perçus par les ménages	36
3.3.4	Caractéristiques propres au marché du travail	37
CHAPITRE IV		
	ANALYSE DES RÉSULTATS	39
4.1	Imposition marginale et effective	40
4.2	Statistiques descriptives	44
4.3	Résultats des estimations de l'élasticité à la marge intensive	47
4.3.1	Résultats des estimations micros	47
4.3.2	Résultats des estimations macros	49
4.3.3	Résultats des estimations micros-macros	51
CONCLUSION		54
ANNEXE A		
	FIGURES	59
ANNEXE B		
	TABLEAUX	70
BIBLIOGRAPHIE		77

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
A.1 Évolution du revenu virtuel dans toutes les provinces canadiennes, 1999-2011	59
A.2 Évolution des heures totales annuelles travaillées des hommes en 1999 et 2011.	60
A.3 Évolution des heures totales annuelles travaillées des femmes en 1999 et 2011.	61
A.4 TMI statutaire sur le revenu brut des jeunes mariés sans enfant à charge en 2011.	62
A.5 Taux de récupération sur les crédits d'impôts et TEMI des personnes avec des enfants à charge au Québec, 2011.	63
A.6 Taux de récupération sur les crédits d'impôts et TEMI des personnes sans enfant à charge au Québec, 2011.	64
A.7 Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe en Atlantique, 2011.	65
A.8 Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe au Québec, 2011.	66
A.9 Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe en Ontario, 2011.	67
A.10 Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe dans les Prairies, 2011.	68
A.11 Le choix entre la consommation et le loisir suite à une augmentation du salaire réel.	69

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
B.1 TEMI des mariés dans chacune des régions du Canada, 2011	70
B.2 Heures annuelles moyennes travaillées et TEMI moyens dans chaque région et au Canada	71
B.3 Table d'imposition et heures moyennes de travail par province et la moyenne canadienne	72
B.4 Estimés micro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par régions	73
B.5 Estimés macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par régions	74
B.6 Estimés macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail dans toutes les régions	75
B.7 Estimés micro-macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail dans toutes les régions	75
B.8 Estimés macro de l'élasticité de l'offre de travail par âge, par éducation et selon le nombre d'années d'expérience	76

RÉSUMÉ

À l'aide de microdonnées annuelles en coupe transversale, sur la période 1999-2011, l'objet de ce mémoire est d'estimer et de comparer particulièrement l'élasticité non-compensée de l'offre de travail à la marge intensive pour différentes provinces canadiennes. En s'inspirant du travail récent de Jäntti, Pirttilä et Selin (*Journal of Public Economics*, 2015), l'étude vise à documenter si les élasticités micro et macro sont différentes au Canada, entre différentes provinces ou régions du Canada. Les résultats sont assez semblables à ceux trouvés dans Jäntti *et al.*, (2015) pour différents pays, puisqu'ils appuient clairement l'idée selon laquelle l'offre de travail varie différemment dans les provinces ou régions du Canada. De même, les estimés micros sont généralement plus petits que leurs correspondants macros. Ceci concorde d'ailleurs avec la littérature. Toutefois, tous les coefficients estimés n'appuient pas distinctement l'idée selon laquelle l'élasticité non-compensée de l'offre de travail à la marge intensive des femmes serait plus élevée que celle des hommes. Par ailleurs, il faut noter, en particulier, que les taux effectifs marginaux d'imposition (qui prennent en compte les taux de récupération de divers crédits d'impôt au-delà de certains seuils de revenus admissibles) sont beaucoup plus élevés (surtout pour les hommes) que les taux statutaires officiels des tables d'impôts et qu'ils ne sont pas identiques dans toutes les provinces/régions au Canada.

Mots clés : élasticité non-compensée, élasticités micro et macro, marge intensive, salaire réel, revenu virtuel, système fiscal, programmes de transferts, comparaisons interprovinciales/régionales.

INTRODUCTION

La croissance du facteur travail au Canada a été déterminée par l'augmentation de la population en âge de travailler et la hausse soutenue du taux d'emploi global découlant de la participation accrue des femmes et des jeunes adultes au marché du travail (entrée massive des jeunes de la génération du baby-boom sur le marché du travail et qui a atteint son apogée au milieu des années 70). Cependant, les trois dernières décennies (1985-2015) sont marquées par de faibles fluctuations à la hausse dans les heures totales travaillées en raison des différentes mesures fiscales et sociales introduites par le gouvernement. La plupart des dépenses de l'État sont financées au moyen de l'impôt payé par des particuliers. Or, les impôts perçus sur le revenu du travail sont proportionnels. De même, la plupart des programmes de transferts sociaux sont tournés vers des individus à plus faible revenu et les montants versés ou applicables sont calculés inversement et proportionnellement en fonction de différents seuils.

Compte tenu de la variété de ces situations, il est intéressant d'analyser à l'aide d'outils microéconométriques, la sensibilité de l'offre de travail des individus aux taux effectifs d'imposition dans différentes juridictions provinciales. En effet, la coexistence de différents programmes caractérisant les structures de la fiscalité et des transferts à l'intérieur du Canada offre un cadre intéressant de comparaison, que nous nous proposons d'étudier. En outre, la conception de politiques gouvernementales efficaces ainsi que l'analyse de leur impact requièrent une bonne compréhension de l'interaction des systèmes de taxation et de transfert qui se combinent et s'entrecoupent.

Ce mémoire s'inscrit dans ce cadre conceptuel. En effet, les études sur la dynamique de l'offre de travail sont déterminantes pour la compréhension des fluctuations du marché de travail, incluant leurs implications macroéconomiques, de même que les effets de changements dans les taux d'imposition. Suivant des éléments de preuves empiriques, l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts est influencée selon qu'elle soit définie par rapport aux variations du nombre d'heures de travail (la marge intensive), ou au degré de participation au marché du travail (marge extensive).¹ Les valeurs peuvent également être sensibles aux caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, niveau d'éducation, expérience de travail, état matrimonial, etc.), de même qu'au niveau de revenu brut de la population considérée pour l'estimation.

La question d'offre de travail a deux composantes : la marge extensive (c'est-à-dire la décision de travailler ou non, soit participer) et la marge intensive (c'est-à-dire le nombre d'heures offertes de travail étant donné la décision de participer prise). Ainsi, le produit des deux marges donne les heures totales travaillées (niveau d'emploi). Formellement, le niveau d'emploi H_{it} se définit de la façon suivante :

$$H_{it} = h_{it} \times P_{it}, \quad (1)$$

où h_{it} et P_{it} indiquent respectivement les marges intensive et extensive d'un individu i à la période t , avec $P_{it}=0$ ou 1. En vertu de cette relation, toute modification apportée à l'une des deux marges modifie le niveau d'emploi dans l'économie, ce pour une valeur donnée de l'élasticité par rapport au salaire horaire net d'impôts, valeur qui peut varier selon certaines caractéristiques des individus ou de leur environnement économique.

1. L'élasticité non-compensée est l'élasticité (la réponse de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts) qui tient compte à la fois de l'effet de substitution et de l'effet de revenu réel.

Dans leur étude empirique sur la période de 1977 à 2007 pour les É.-U., le Royaume-Uni et la France, Blundell *et al.* (2013) trouvent que l'offre de travail a évolué différemment dans les trois pays au cours de cette période et que ce changement dans les heures totales travaillées à plus long terme est imputable à l'évolution des deux marges avec une importance relative qui varie selon le sexe, l'âge, de même que d'autres facteurs notamment associés à la fiscalité.²

Blundell *et al.* (2013) montrent que, pour la période 1980 à 2007, le niveau d'emploi a augmenté fortement aux É.-U., est demeuré quasiment stable au Royaume-Uni, mais a baissé en France. En effet, l'augmentation des heures totales de travail aux É.-U. s'expliquerait par une hausse potentielle des incitatifs dans le système fiscal américain. Par exemple, en 1986, le Congrès des États-Unis a voté une réforme radicale des impôts sur le revenu des personnes et des sociétés (Tax Reform Act de 1986, signé par le Président Reagan). Celle-ci reposait sur le principe d'une neutralité de la réforme du point de vue des recettes et de la répartition des impôts, à ceci près qu'une réduction des impôts payés par des particuliers, notamment par les titulaires de bas revenus, serait compensée par un accroissement de l'impôt sur le bénéfice des sociétés (voir Reschovsky, 1990). De même en 1980, le Royaume-Uni a adopté de nombreuses politiques fiscales semblables à celles des É.-U. tout en passant d'une position dominante dans l'offre totale des heures travaillées à une située entre les É.-U. et la France (voir Blundell *et al.*, 2013). C'est-à-dire qu'au début des années 1980, le Royaume-Uni a adopté une politique fiscale relativement souple avec des moyens de taxation moins distortifs, tout en affectant le moins possible la distribution existante des revenus nets.

2. Les catégories d'âge considérées sont : les jeunes adultes (25-35), les travailleurs en mi-carrière (35-45), les individus s'approchant de la fin de carrière ou mi-carrière avancée (45-55) et enfin les séniors (55-69).

De même, lorsque Margaret Thatcher et les conservateurs sont arrivés au pouvoir en 1979, l'assurance-chômage jouait un rôle plus important qu'aujourd'hui : la moitié environ des demandeurs d'emploi touchaient des indemnités en vertu d'un système d'assurance proche de la moyenne européenne au cours de la même période (voir Jochen Clasen, 2009). Par ailleurs, une hausse permanente du taux de taxation entraîne une baisse permanente du revenu disponible des individus après impôt. Induisant un effet de richesse, ceci provoque à l'état stationnaire une diminution de la consommation et une hausse des heures de travail d'un individu toutes choses étant égales par ailleurs. En effet, dans l'hypothèse que la consommation et le loisir soient des biens normaux, une baisse du revenu permanent disponible induite par une hausse du taux d'imposition statutaire (ou effectif) implique un effet de richesse négatif. Par ailleurs, si le changement du taux effectif de taxation est relativement petit, l'effet de richesse demeure limité et est dominé par l'effet de substitution qui réduit la quantité offerte d'heures par personnes travaillées en fonction de l'ampleur de la sensibilité de l'offre de travail.

Sur la base des éléments de preuve empirique, la valeur même estimée des élasticités suscite des débats entre économistes. MaCurdy et Pencavel (1986) trouvent que la valeur estimée avec des microdonnées serait relativement peu élevée et de l'ordre de 0,5. Rogerson (1988) montre cependant qu'en introduisant par exemple l'hypothèse d'indivisibilité du travail sur le taux de participation, on peut obtenir une offre de travail agrégée (macroéconomique) infiniment élastique, simultanément à une valeur faible au niveau microéconomique.

En outre, des études récentes rapportent que les élasticités à la marge intensive peuvent varier en fonction des spécifications empiriques considérées (voir Saez *et al.*, 2012) ou selon les approches d'estimations utilisées. Par exemple, Keane (2010) et Keane et Rogerson (2012) stipulent que des tests statistiques basés sur les ap-

proches traditionnelles ignorent la façon dont les instruments fiscaux modifient des incitatifs à accumuler du capital humain, ce qui pourrait réduire considérablement la valeur estimée des élasticités à la marge intensive. Par ailleurs, des caractéristiques particulières de fonctionnement du système fiscal méritent une attention particulière pour quantifier l'élasticité de l'offre de travail. En s'inspirant du travail récent de Jäntti, Pirttilä et Selin (2015), ce mémoire vise à documenter si les élasticités non-compensées micro et macro sont semblables ou pas entre les différentes provinces ou régions au Canada. L'étude de Jäntti *et al.* (2015) constitue «la première analyse des différences d'élasticités aux niveaux microéconomique et macroéconomique qui utilisaient des données entre pays au niveau individuel». Selon les auteurs, « les différences fiscales entre les pays sont généralement plus importantes que les changements au sein des pays et peuvent donc potentiellement comprendre les facteurs qui expliquent les différences de temps de travail stables à long terme d'un pays à l'autre ».

Or, dans le cas du Canada, les différences dans la fiscalité et les programmes sociaux entre les provinces, en plus de différences possibles de préférences pour le loisir versus la consommation, font du cas canadien et de ses provinces (ou régions) un cas intéressant à considérer pour évaluer les différences d'élasticités micros et macros de l'offre de travail. Il faut noter, en particulier, que les taux marginaux effectifs d'imposition (qui prennent en compte les taux de récupération de divers crédits d'impôt au-delà de certains seuils de revenus admissibles) sont beaucoup plus élevés que les taux statutaires officiels des tables d'impôts et qu'ils ne sont pas identiques dans toutes les provinces/régions au Canada. Par ailleurs, il est pertinent de s'intéresser à l'étude économétrique et comparative de l'élasticité d'offre de travail aux marges intensive et extensive. Dans ce mémoire, notre analyse empirique de l'offre de travail se concentrera sur la marge intensive, spécifiquement pour mesurer économétriquement l'importance des facteurs observables sur

le choix individuel du nombre d'heures travaillées par année. Des travaux subséquents pourraient considérer des questions additionnelles d'estimation des élasticités à la marge extensive afin de mener une comparaison quant aux résultats des différentes configurations analysées dans le cadre de ce mémoire. Nous utilisons la méthode d'estimation transversale répétée (différence-en-différences) telle qu'employée par Jäntti *et al.* (2015). Cependant, notre étude s'en écarte, sur plusieurs aspects essentiels. Nous utilisons des données individuelles avec les heures travaillées et les revenus de travail de l'enquête sur la dynamique du travail et des revenus (EDTR) de la fin des années 90 à la fin de la première décennie du vingt et unième siècle. En effet, pour chaque année et chaque individu de l'échantillon, le taux marginal d'imposition est calculé.

Cela est complexe au Canada à cause de la progressivité de l'impôt individuel, et du fait que les transferts ciblés diminuent avec le revenu familial. Pour résoudre ce problème, nous simulons pour chaque individu de l'échantillon sélectionné, une augmentation du salaire puis recalculons les impôts payés et les transferts occasionnés par cette augmentation. Ainsi, un taux d'imposition effectif du salaire horaire est calculé à l'aide du simulateur fiscal du professeur Kevin Milligan de l'Université de la Colombie Britannique. Ceci n'était pas le cas dans Jäntti *et al.* (2015). Dans leur article, des élasticités avaient été calculées pour le Canada, mais avec beaucoup moins de précision pour le calcul des taux d'imposition. En effet, les auteurs avaient eu recours à des tables d'impôts agrégés publiés, alors que, pour ce mémoire, les taux ont été simulés à partir de données individuelles donnant plus de crédibilité à l'exercice. Enfin, il n'avait pas de cellulaire provincial ou régional dans leur article, ce qui est irréaliste considérant les différences souvent assez importantes au sein de la fédération canadienne.

Ce mémoire cherche ainsi à mieux comprendre dans quelle mesure les régimes fiscaux affectent ou modifient les décisions optimales de travail des ménages dans chaque province. Les résultats obtenus pourraient être importants pour mieux comprendre l'impact macroéconomique sur les cycles suivant des perturbations économiques, de même que l'effet de changements à la fiscalité par les décideurs publics. Ceci pourrait bien être pertinent à l'heure où les gouvernements fédéraux et provinciaux songent à repenser la façon de prélever des recettes publiques et de fixer les différents taux de taxation et de transferts.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

La valeur de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par rapport au salaire réel a été largement estimée et documentée dans les travaux empiriques. Cependant, dans la plupart de ces études, les valeurs obtenues présentent à la fois des similitudes et des différences liées aux différentes approches utilisées pour les estimations (approches traditionnelles versus modernes), aux hypothèses sur les préférences des individus (préférences homogènes versus hétérogènes), à la nature des données (données micro versus macro), etc. Partant de ce constat, nous organisons notre revue de la littérature en deux grandes sections. La première propose un survol de la littérature sur l'élasticité de l'offre de travail et la seconde aborde la littérature sur les estimés micro et macro.

1.1 Littérature sur l'élasticité de l'offre de travail

1.1.1 Modèle de cycle de vie et élasticité de l'offre de travail

De façon générale, l'élasticité non-compensée de l'offre de travail mesure la sensibilité des heures travaillées par rapport au salaire réel, en tenant compte de la variabilité de l'utilité marginale de la richesse. En d'autres termes, l'élasticité non-compensée mesure l'ampleur de l'effet de substitution induit par un changement

de salaire réel sur l'offre de travail. Algébriquement, elle est donnée par :

$$\eta^{nc} = \frac{dh_t}{dw_t} \frac{w_t}{h_t} \quad (1.1)$$

où h_t est le nombre d'heures travaillées et w_t est le taux de salaire réel au cours de la période. Suivant cette relation, une petite variation du salaire réel provoque des variations dans l'offre de travail des ménages. Toutefois, l'ampleur des changements de l'offre de travail dépend, telle que mentionnée plus tôt, des caractéristiques sociofiscales des ménages, notamment les effets de différences régionales dans le Canada dues à des différents régimes de taxation et des soutiens sociaux ou du type de données utilisées pour l'estimation, etc. Par exemple, la plupart des études empiriques traditionnelles utilisant des microdonnées obtiennent des élasticités faibles de l'offre de travail par rapport au salaire réel (Saez *et al.*, 2012). Or, à la lumière des travaux récents, ce consensus apparent est remis en question. Des biais importants ont pu sous-estimer les élasticités estimées avec des microdonnées, notamment parce que, les spécifications empiriques considérées faisaient abstraction de rendements tirés par les travailleurs de l'accumulation du capital humain découlant de l'expérience acquise en emploi. En effet, comme l'expliquent Paquet et Garon (2016) :

Dans une perspective de cycle de vie, l'accroissement du capital humain se traduit pourtant par des gains futurs plus élevés. Par conséquent, la mesure appropriée de coût de renonciation du temps qui détermine le choix intratemporel entre la consommation et le loisir est plus large que le salaire réel de la période. Le salaire effectif après impôt pertinent est plutôt la somme du salaire courant après impôt et du rendement après impôt sur le capital humain acquis avec l'expérience de travail. Ce dernier correspond à la valeur actualisée des salaires futurs nets d'impôt. Ainsi, une hausse persistante de l'impôt sur le revenu des particuliers entraîne un effet cumulatif sur le salaire effectif après impôt qui n'est pas capté en considérant uniquement le changement dans le salaire horaire courant net d'impôt. En fait, des

salaires bruts futurs inférieurs causés par l'expérience réduite de travail et des impôts plus élevés contribuent tous deux à réduire la valeur actualisée des salaires futurs après impôt.

Suivant la littérature, les effets conjoints du nombre d'années de travail (ou du sexe, âge, etc.) et du système fiscal en place influencent l'intensité de travail des individus ou la décision des individus à travailler. Du coup, il est probable qu'une quelconque abstraction de l'une ou l'autre de ces variables puisse sous-estimer considérablement la valeur estimée de l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire réel (Keane, 2010-2011 et Keane et Rogerson, 2012). Par ailleurs, en utilisant des microdonnées, Jäntti *et al.* (2015) obtiennent également pour les pays du G7, des élasticités non-compensées par rapport au salaire horaire net d'impôts relativement faibles (Canada et USA) ou négatives dans certains pays (dont le Royaume-Uni et l'Australie). Pour le Canada et les É.-U. par exemple, ils trouvent respectivement, au seuil de significativité de 1 %, une élasticité non-compensée de 0,38 et de 0,28 avec des données en coupes transversales.

Cependant, l'estimation du même modèle séparément pour les hommes et les femmes au Canada, donne respectivement des élasticités par rapport au salaire réel de 0,51 et 0,19 avec des seuils de significativité de 1 % pour les hommes et de 10 % pour les femmes. Aux États-Unis, l'élasticité est de 0,23 pour les femmes et de 0,13 pour les hommes avec des seuils de significativité de 10 % pour les hommes et 1 % pour les femmes. Ainsi, il est possible que les facteurs géographiques (pays, régions ou provinces) puissent influencer également sur la valeur des estimés de l'offre de travail, de sorte qu'un estimé agrégé puisse être petit ou biaisé dans certains cas.

1.1.2 Élasticité non-compensée aux marges intensive et extensive

Les fluctuations du marché du travail laissent entrevoir de grandes différences entre pays en matière de taux de participation au marché du travail ou d'intensités de travail. Pendant plus de trois décennies, les heures totales de travail n'ont cessé de croître aux É.-U. et au Canada alors qu'elles sont restées quasi fixes ou décroissantes dans certains pays de l'Europe, notamment au Royaume-Uni et en France. Ces différentes variations s'observent aussi à travers les réponses des marges intensive et extensive suivant un changement des régimes de fiscalité et des programmes de transferts, des revenus de travail ou des caractéristiques démographiques. Dans la littérature, l'élasticité à la marge intensive des hommes est plus petite que celle des femmes, c'est-à-dire que les heures de travail des hommes varient moins en réponse à des changements temporaires dans la compensation courante après impôt.

Par exemple, Reichling et Whalen (2012) obtiennent une élasticité à la marge intensive des jeunes relativement plus petite que celle des travailleurs âgés (près de la retraite). De même, les femmes sans enfant ont une élasticité à la marge intensive plus petite que celle des femmes avec enfants. L'élasticité à la marge intensive des célibataires est relativement plus petite que celle des couples qui gagnent des revenus différents. Généralement, les élasticités de l'offre de travail à la marge intensive estimées avec des microdonnées vont progressivement de 0 à 2. Par contre, les élasticités de l'offre de travail particulièrement à la marge extensive sont plus élevées pour les jeunes travailleurs ayant un faible niveau d'éducation, pour les parents avec enfants et pour les travailleurs âgés. En effet, la sensibilité de l'offre de travail a aussi tendance à être plus forte pour les jeunes travailleurs ayant un bas salaire et les travailleurs s'approchant de leur date probable de retraite (Blundell *et al.*, 2013).

Toutefois, cette élasticité est beaucoup plus petite pour les travailleurs âgés de moins de 55 ans en milieu de carrière. De même au niveau agrégé, l'élasticité à la marge intensive est relativement plus petite que celle de la marge extensive. Ceci n'est pas surprenant puisqu'une grande partie de l'impact des impôts est à la marge extensive (voir Rogerson et Wallenius, 2009 et Keane et Rogerson, 2012). En vertu de ces analyses, il est important de souligner que les changements à plus long terme des heures totales par personne travaillées résulteraient dans une large mesure des effets sur les deux marges, avec une importance relative qui varie à travers les différents mécanismes et interactions des régimes de fiscalité et des programmes de transferts en place (caractérisés conjointement par des taux, des seuils, des crédits, etc.), de même que la composition démographique (genre, âge, type de famille, etc.). Comme mentionné plus tôt, la valeur des élasticités de l'offre de travail au salaire varie également en fonction de la nature et des sources de données utilisées pour les estimations.

1.2 Élasticité micro versus macro de l'offre de travail

Suivant Chetty *et al.* (2011b), les termes élasticités micro et macro sont utilisés pour se référer aux sources de données et mesures empruntées pour les estimations. En effet, quand l'élasticité est identifiée en fonction des variations quasi expérimentales entre différents groupes dans une seule province et à travers le temps, on parle d'élasticité micro. Par contre, l'élasticité macro mesure l'élasticité de l'offre de travail agrégée au niveau des pays ou régions. Pour nos fins, les élasticités macros s'identifient en agrégeant les heures par personnes travaillées pour plusieurs régions et sur toute la période échantillonnale. Par ailleurs, l'ampleur des réponses de l'offre de travail agrégée aux divers changements qui s'opèrent dans l'activité économique est au coeur des problématiques économiques, notamment dans l'analyse et l'évaluation des politiques fiscales.

Dès lors, la diversité des mesures rapportées suscite des controverses entre économistes au sujet de la valeur de l'élasticité de l'offre de travail. Par exemple, plusieurs études soutiennent que l'élasticité macro est relativement plus importante que sa correspondante micro (voir Chetty *et al.*, 2011a et Ljungqvist et Sargent, 2011). En d'autres termes, les élasticités de l'offre de travail obtenues avec des microdonnées sont relativement plus petites que celles obtenues avec des données agrégées. Cela s'explique par le fait que les estimations micros reposent sur des modèles qui négligent les facteurs importants susceptibles d'accroître les élasticités (comportement des agents par exemple). Toutefois, cette façon conventionnelle et standard documentée dans la littérature ne fait pas l'unanimité entre les économistes. Par exemple, Keane et Rogerson (2012) stipulent que les différences peuvent subsister, mais l'ampleur des élasticités dépend du choix du modèle et donc techniquement de la paramétrisation. D'ailleurs, dans les modèles macroéconomiques avec microfondements (ménages représentatifs ou de firmes représentatives), on obtient généralement des élasticités d'offre de travail relativement importantes.

Il s'agit des modèles simples (communément utilisés dans les années 1980 et 1990) sujets à l'imposition d'hypothèses vraisemblablement trop restrictives sur les préférences (pour étudier certains enjeux). En particulier, on fait abstraction de l'hétérogénéité des préférences et de l'accumulation du capital humain, c'est-à-dire donc de l'accumulation des expériences acquises en emploi. Dans cette perspective, Keane et Rogerson (2012) et Dyrda, Kaplan, et Rios-Rull (2012) suggèrent un nouveau cadre d'étude dans lequel le problème de choix d'un individu est explicitement formulé et les paramètres clés caractérisant ce choix sont déterminants pour les réponses des composantes de l'offre de travail individuelle aux changements de l'environnement économique.

De même, suivant les conclusions de Dyrda, Kaplan, et Rios-Rull (2012), l'amplitude des fluctuations des heures travaillées est influencée par les modèles qui distinguent les groupes d'âge et la possibilité pour ces individus de changer leur situation de vie en fonction des conditions globales de travail. En particulier, les personnes âgées vivant dans des ménages stables ont une élasticité qui est compatible avec les évidences microéconomiques. Par contre, pour des personnes vivant dans les ménages instables, ils trouvent implicitement des élasticités macros d'environ 45 % supérieures aux élasticités micros. Par ailleurs, Smets et Wouters (2007) obtiennent également un coefficient de 1,9 lorsqu'ils utilisent des données macroéconomiques pour estimer des paramètres issus des modèles d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE).

Ceci montre que la façon de spécifier un modèle influence dans une large mesure la valeur de l'élasticité de l'offre de travail. Quoiqu'il en soit, les valeurs estimées de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail ne doivent pas être considérées comme standards ou conventionnelles telles que rapportées par certaines études empiriques. En effet, elles peuvent varier en fonction des objectifs de la recherche, des hypothèses sur les préférences, de la calibration des paramètres des modèles, du niveau de taxation et de transferts, des facteurs démographiques, etc.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

La littérature sur l'élasticité de l'offre de travail présente diverses méthodes d'analyse quant aux fluctuations du marché de travail. Parmi ces méthodes, on retrouve celles d'équilibre général. Dans notre cas, nous partons d'une fonction d'utilité avec des préférences additivement séparables, telle qu'employée dans Jäntti *et al.*, (2015). L'avantage d'une telle fonction est d'imposer un minimum de structure aux préférences individuelles. Techniquement, on suppose la non-paramétrisation explicite des préférences de consommation-loisirs dans le problème de maximisation de la fonction d'utilité par le ménage représentatif. En effet, la question clé est l'identification des paramètres comportementaux, c'est-à-dire les caractéristiques non observables (par exemple, l'effort d'un travailleur) puisqu'on estime que ces dernières peuvent influencer sur les revenus et les préférences professionnelles des individus. On régresse dès lors les heures annuelles travaillées sur le salaire horaire net d'impôts et sur le revenu virtuel.³ La méthodologie utilisée est une estimation transversale répétée (modèle de différence-en-différences) développée par Blundell *et al.* (1998) et reprise par Jäntti *et al.* (2015).

3. Le revenu virtuel est composé du revenu hors travail des époux (gains tirés des sources extérieures du marché de travail) et de leurs gains en capital imposables.

2.1 Mise en contexte : élasticité frischienne, marshallienne et hicksienne

Dans les modèles intertemporels, on distingue le plus souvent trois types d'élasticité. L'élasticité Frisch mesure l'impact d'une variation salariale au cours de la période t sur l'offre de travail à la même date, en supposant une utilité marginale de la richesse constante. Cette élasticité permet d'évaluer l'impact d'une variation salariale transitoire, qui a un impact négligeable sur la richesse. C'est-à-dire qu'elle mesure l'effet de substitution intertemporelle entre la consommation et l'offre de travail. Elle indique par ailleurs comment les agents économiques modifient la quantité de temps travaillée aujourd'hui quand le salaire d'aujourd'hui varie toutes choses étant égales par ailleurs. Par contre, l'élasticité marshallienne mesure l'impact total d'une variation de salaire sur l'offre de travail en prenant en compte la variabilité de l'utilité marginale de la richesse. Enfin, l'élasticité hicksienne mesure la variation de l'offre de travail, en supposant que le niveau d'utilité intertemporelle reste constant. Il est nécessaire de rappeler que l'effet richesse abordé n'est pas techniquement pertinent pour nos fins d'analyse.

Toutefois, l'introduction d'un effet fixe temps dans les régressions s'interprète comme un proxy de la richesse. Dans les modèles statiques, les élasticités marshalliennes et hicksiennes sont liées par l'équation de Slutsky. L'équation de Slutsky indique que l'élasticité marshallienne, η^M est la somme de deux effets : un effet de substitution, représenté par η^H , positif puisque le loisir devient relativement plus dispendieux par rapport à la consommation, et un effet revenu, négatif en supposant que le loisir est un bien normal. Comme le montrent Cahuc *et al.* (2015), il existe une relation entre les élasticités frischiennes, marshalliennes et hicksiennes. Cette relation implique que l'impact d'une variation salariale sur l'offre de travail peut être décomposé en un effet de substitution intertemporelle, mesuré par l'élasticité Frisch, qui suppose une utilité marginale constante de la richesse et un

effet de richesse, qui tient compte de l'impact de la variation salariale sur l'utilité marginale de la richesse. Cet effet de richesse peut lui-même être décomposé comme la somme de la variation de la richesse et de la variation du coût du loisir qui modifie l'utilité marginale de la richesse.

La figure A.11, en annexe, montre le changement de l'équilibre du consommateur lorsque le salaire réel augmente de w à w_1 . Ainsi, l'équilibre du consommateur passe du point E au point E' en raison de la parfaite substituabilité entre la consommation et le loisir. Cet effet de substitution implique en d'autres termes une augmentation de la consommation et une réduction du temps de loisir de l'individu pour un niveau d'utilité donné. Cependant, le déplacement de l'équilibre du consommateur du point E' au point E'' a été induit par l'effet de revenu. À ce niveau, les deux effets produisent un même résultat sur la consommation et le loisir. Il ressort de ce graphique que lorsque le salaire augmente par exemple, l'effet de substitution augmente l'offre de travail des individus tandis que l'effet de revenu la diminue, et ceci, à mesure que le loisir soit un bien normal. On peut donc tenter d'interpréter l'élasticité non-compensée de l'offre de travail comme une somme de l'effet de substitution et de l'effet de revenu.

Il est également possible d'ordonner la taille des élasticités de l'offre de travail au sens de Hicks, de Marshall et de Frisch. L'élasticité frischienne est supérieure à l'élasticité hicksienne, qui est elle-même supérieure à l'élasticité marshallienne, soit $\eta^F \geq \eta^H \geq \eta^M$. Toutefois, il est important de noter que les différences entre ces trois élasticités résultent uniquement de l'existence des effets de revenu. En l'absence d'effet de revenu, les trois élasticités sont identiques.

2.2 Mesures de l'élasticité marshallienne de l'offre de travail

Tel que mentionné un peu plus tôt, les taux effectifs marginaux d'imposition (TEMI) des particuliers sont déterminants pour analyser l'impact des variations des marges intensive et extensive sur l'évolution de l'offre de travail. L'objectif est, ici, de quantifier les TEMI nécessaires à notre estimation. Pour ce faire, considérons un individu i , possédant des caractéristiques déterminées par son sexe, son âge, son niveau d'éducation, son expérience de travail, son statut matrimonial, son revenu de travail (revenu du chef de ménage et de son époux, avec ou sans enfants), etc. Soit $\tau^w(y_i).y_i \equiv$ les impôts à payer sur y_i avant transferts ou crédits au taux applicable sur un revenu y par heures annuelles travaillées pour un individu avec les caractéristiques i . Le montant des crédits est donné par : $\max \{cr - \tau^{cr}(y_i).y_i, 0\}$. Les revenus nets après impôts et transferts sont donnés par :

$$\begin{aligned} y_i^{net} &\equiv y_i - \tau^w(y_i).y_i + cr - \tau^{cr}(y_i).y_i \\ &\equiv (1 - \tau^w(y_i) - \tau^{cr}(y_i)).y_i + cr \\ &\equiv (1 - \tau^h(y_i)).y_i + cr, \end{aligned} \tag{2.1}$$

où $\tau^h(y_i) = \tau^w(y_i) + \tau^{cr}(y_i)$ est le taux de rémunération du travail, c'est-à-dire une somme entre le taux marginal d'imposition sur le revenu, noté $\tau^w(y_i)$ et le taux marginal de récupération sur des crédits, noté $\tau^{cr}(y_i)$. Nous mentionnons qu'ici, le concept de taux de rémunération du travail est déjà défini comme le taux net du taux de récupération de certains crédits. Aussi, la notation algébrique simplifiée se veut inclusive du fait que les taux peuvent différer selon les niveaux de revenus. Pour rappel, le taux marginal d'imposition sur le revenu d'un particulier est le taux auquel est imposée la dernière tranche de son revenu. Par ailleurs, la condition d'Euler pour la période t , correspondant au choix optimal intratemporel courant

entre la consommation et le travail s'écrit :

$$\begin{aligned}
Tms_{c_t, h_t} &= \frac{1 - \tau^h}{1 + \tau^c} \cdot w_t = (1 - \tau^{TEMI}) \cdot w_t \\
\iff \frac{1 - \tau^h}{1 + \tau^c} &= (1 - \tau^{TEMI}) \\
\iff \tau^{TEMI} &= 1 - \frac{1 - \tau^h}{1 + \tau^c} \\
\iff \tau^{TEMI} &= 1 - (1 - \tau^h)(1 + \tau^c)^{-1} = f(\tau^h, \tau^c),
\end{aligned} \tag{2.2}$$

où τ^c , w_t et Tms_{c_t, h_t} désignent respectivement le taux marginal d'imposition sur la consommation à la période t , le taux de salaire réel à la période t et le taux marginal de substitution intratemporelle entre la consommation et le travail à la période t . L'approximation de Taylor d'ordre 1 autour de (τ^h, τ^c) donne :

$$\tau^{TEMI} \equiv f(\tau_0^h, \tau_0^c) - (1 - \tau_0^c)^{-1}(-1)(\tau^h - \tau_0^h) - (1 - \tau_0^h)(-1)(1 + \tau_0^c)^{-2}(\tau^c - \tau_0^c). \tag{2.3}$$

En approximant autour de $(\tau^h, \tau^c) = (0, 0)$, on obtient le taux effectif marginal d'imposition, noté τ^{TEMI} , tel que le $\tau^{TEMI} = \tau^h + \tau^c$, c'est-à-dire, le TEMI d'un individu i avec un revenu brut y_i s'obtient par la somme des taux proportionnels sur la consommation et sur la rémunération de travail, soit le produit des heures travaillées et du salaire horaire. Tout comme Jantti et *al.* (2015) et la plupart du temps dans la littérature, nous faisons abstraction du taux de taxation sur la consommation, ce qui revient à poser $\tau^c = 0$, de sorte que le taux effectif soit proportionnel au taux de rémunération du travail, soit $\tau^{TEMI} = \tau^w(y_i) + \tau^{cr}(y_i)$.

Ainsi, pour un individu i par exemple, son τ^{TEMI} résulte de la double action du gouvernement qui perçoit d'une part des impôts tout en maintenant d'autre part une politique de soutien au revenu. Pour nos fins, ces derniers s'obtiennent au moyen d'un simulateur d'impôts et de crédits. Dans l'utilisation du simulateur d'impôt, nous considérons une augmentation de 100 \$ du revenu de travail et une

baisse de transferts simulée de 1999 à 2011. Le choix d'une hausse de 100 \$ (à la marge) semble plus proche de la réalité vécue par des contribuables dans chacune des provinces. L'idée étant d'illustrer plus nettement des coupures associées au seuil d'entrée et de sortie des différents programmes sociaux. De plus, des analyses de sensibilité effectuées à l'aide d'incrément de 1 \$ ou 1 000 \$ (au moyen du simulateur d'impôts et de crédits) ont révélé respectivement que l'évolution du TMI statutaire dans le cadre d'une analyse de profil fiscal représentatif variait en fonction de ces montants d'augmentation du revenu de travail.

En effet, lorsque le revenu d'un individu augmente par exemple, cela entraîne simultanément une réduction des montants de certains programmes de transferts dont bénéficiaient ces individus et par conséquent une augmentation de leur fardeau fiscal. Ainsi, la coexistence de ces deux mécanismes distincts, tous deux définis en fonction du revenu, peut avoir pour effet de réduire d'un montant relativement important le revenu additionnel net qu'un contribuable conserve dans l'éventualité où ses revenus de travail augmentent.

Par ailleurs, suivant la décomposition des heures totales travaillées vue plus tôt, l'élasticité non-compensée ou marshallienne à la marge intensive s'écrit :

$$\eta_I^{nc} = \frac{d \ln h_{it}}{d \ln w_{it}} = \frac{dh_{it}}{dw_{it}} \frac{w_{it}}{h_{it}}, \quad (2.4)$$

où h_{it} et w_{it} désignent respectivement le nombre d'heures travaillées et le taux horaire de salaire réel de l'individu i à la période t . L'élasticité non-compensée par rapport au revenu virtuel (à la marge intensive) est donnée par :

$$\eta_{virtuel}^{nc} = \frac{d \ln h_{it}}{d \ln R_{it}} = \frac{dh_{it}}{dR_{it}} \frac{R_{it}}{h_{it}}, \quad (2.5)$$

où R_{it} est le revenu virtuel de l'individu i à la période t .

2.3 Description du modèle général

Les défis d'estimation des élasticités de l'offre de travail sont notamment dus aux difficultés liées à l'évaluation des taux d'imposition (dont la non-linéarité des fonctions de taxation), de même qu'à l'hétérogénéité possible des préférences des individus à travers le temps et entre les provinces. Considérons, pour simplifier, une économie habitée par des individus rationnels, avec des préférences identiques sur un horizon T fini. Pour un ménage représentatif, ces préférences sont caractérisées par une fonction d'utilité additivement séparable dans le temps, pour $t \in [0, T]$, qui dépend du sentier de consommation c_t et du loisir l_t , exprimée en termes d'heures annuelles travaillées. C'est-à-dire, le ménage représentatif dispose une unité de temps à chaque période qu'il alloue au travail et au loisir ($h_t + l_t = 1$). Le problème de maximisation du ménage représentatif peut donc s'écrire :

$$\left\{ \begin{array}{l} u(c_t, l_t) = \max_{c_t, h_t} \sum_{t=0}^T \beta^t [\log c_t + \alpha \log (1 - h_t)] \\ \text{sujet à :} \\ \sum_{t=0}^T \frac{c_t}{(1+r_t)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{W_t h_t}{(1+r_t)^t} + m \\ h_t + l_t = 1, \forall t = 0, \dots, T \\ c_t \geq 0, \forall t = 0, \dots, T \end{array} \right. \quad (2.6)$$

où $\beta = \frac{1}{1+\rho} \in (0, 1)$ est le facteur d'escompte subjectif, ρ est le taux de préférence intratemporelle, r_t est le taux d'intérêt réel, constant à chaque période ($r_t = r, \forall t$), m est le revenu tiré de sources extérieures au travail de l'agent économique (revenus des époux et leurs gains en capital imposable). En vertu des conditions d'Inada assurant l'existence d'un équilibre unique et stable, l'utilité marginale de la consommation, $u'(c_t)$, est positive et décroissante, alors que l'offre de travail procure une désutilité marginale du travail, $u'(h_t)$, croissante où α est

le paramètre associé à la désutilité du travail. Nous supposons que le taux horaire de salaire brut W_t , est exogène à chaque période.

De même, on considère que le gouvernement finance ses dépenses publiques au moyen des recettes fiscales obtenues en appliquant des taux proportionnels de taxation. En particulier, une variation du taux de salaire horaire brut affecte l'offre de travail de la même manière qu'une variation du taux d'imposition sur la consommation, τ_t^c ou sur le revenu du travail, τ_t^h .⁴ Ainsi, à la période t , par exemple, un ménage représentatif dispose, après impôt, de ses revenus de travail $(1 - \tau_t^h)W_t h_t$. Les dépenses totales associées à la consommation incluant la taxe correspondante sont données par $(1 + \tau_t^c)c_t$. Du coup, la contrainte budgétaire à la période t , devient :

$$\sum_{t=0}^T \frac{(1 + \tau_t^c)c_t}{(1 + r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{(1 - \tau_t^h)W_t h_t}{(1 + r)^t} + m. \quad (2.7)$$

Le revenu hors travail est donné formellement comme suit :

$$m = \hat{q} - T^S(\hat{q}), \quad (2.8)$$

où $\hat{q}$ désigne les autres revenus bruts des ménages (le chapeau sur q dénote l'exogénéité de la variable) et $T^S(\cdot)$ est une fonction de taxation sur le revenu des familles, incluant les taxes payées et les transferts reçus. S indique ici le revenu total du ménage (étant donné que la fiscalité applicable peut être elle-même fonction du revenu dans un système fiscal avec progressivité), incluant le revenu du chef de ménage indicé j et le revenu de son conjoint indicé $-j$ tel que pour tout niveau de revenus X donnés, on obtient $X_S = X_j + X_{-j}$. Les conditions de premier ordre

4. Nous supposons que la taxation du revenu de capital est appliquée de façon exogène en faisant ici abstraction explicitement du capital physique.

par rapport à c_t et h_t sont :

$$\frac{\beta^t}{c_t} - \frac{\lambda}{(1+r)^t} = 0 \quad (2.9)$$

et

$$-\frac{\alpha\beta^t}{(1-h_t)} + \frac{\lambda W_t}{(1+r)^t} = 0. \quad (2.10)$$

L'équation (2.10) implique que l'offre de travail à la période t peut être exprimée en fonction du taux de salaire horaire brut W_t de la période et de λ , c'est-à-dire l'utilité marginale du revenu hors travail (constante à chaque période, voir MacCurdy, 1981). Nous déduisons à partir des CPO, la fonction des heures travaillées donnée par :

$$h_t = 1 - \frac{\alpha\beta^t(1+r)^t}{\lambda W_t}. \quad (2.11)$$

L'équation (2.11) sera utilisée pour formaliser et estimer la sensibilité de l'offre de travail par rapport au revenu après impôt, (w_t) et au revenu virtuel, R_t (lequel sera discuté dans la section suivante) et ceci, en fonction des marges intensive et extensive. Nous pourrions alors comparer à chaque période des différences qui découleraient des variations possibles dans l'offre de travail des individus dans chacune des provinces canadiennes.

2.4 Marge intensive

Nous discutons d'abord des considérations propres aux décisions d'offre de travail d'un ménage à la marge intensive, c'est-à-dire par rapport au nombre d'heures travaillées. Considérons, pour simplifier, un modèle d'offre de travail statique et standard pour une province *prov*, où l'individu résout un problème de cycle de vie par la maximisation de la fonction d'utilité $u(c, l)$ (équation 2.6) avec respectivement la consommation, c , et l'offre de travail exprimée en termes d'heures

annuelles de travail h , sujet à la contrainte budgétaire, $c = (1 - \tau)Wh + R$, τ^{TEMI} est le taux effectif marginal d'imposition et R est le revenu virtuel donné par $R = m + z\tau^{TEMI} - T(z)$ où $z = Wh$ est le revenu de travail, et $T(z)$ une fonction de taxation sur le revenu de la famille.

Le revenu virtuel est composé du revenu hors travail des individus. Il prend en compte les unités inframarginales du revenu de travail imposable, mais à des taux d'imposition relativement faibles. Formellement, pour un système fiscal généralement non linéaire $T(z)$, le revenu virtuel en un point x par exemple est défini comme le point d'intersection entre la tangente (approximation linéaire) de l'ensemble de la contrainte budgétaire $c(z) = z - T(z)$ à x et l'axe de la consommation. La figure 1 en annexe retrace l'évolution du revenu virtuel des hommes et des femmes de 1999 à 2011 dans les dix provinces. On constate que le revenu virtuel des individus a baissé continuellement jusqu'en 2004. De la fin 2004 jusqu'au début 2010, les gains virtuels augmentent de nouveau.

La baisse du revenu virtuel des individus sur la première sous-période serait due à une baisse des gains hors travail des mêmes individus alors que l'inverse s'est produit sur la deuxième sous-période. En effet, face à un système fiscal ou programme de transfert moins souple, les individus préfèrent réduire leurs heures de travail et, par conséquent, accuser une baisse de leur revenu de travail. Considérons, par ailleurs, les variables pertinentes suivantes pour l'analyse :

$z_j \equiv$ le revenu gagné ou revenu du travail de l'individu j (chef de ménage),

$B_j \equiv$ les gains en capital imposable de l'individu j ,

$q_j = z_{-j} + B_j + B_{-j} \equiv$ les autres revenus bruts du ménage j ,

$g(x) \equiv$ les taxes totales (transferts non inclus) payées par le ménage,

$tr(x) \equiv$ les transferts totaux reçus par le ménage. Définissons, $T^S(x) = g(x) - tr(x)$ comme la fonction de taxation sur le revenu du ménage (famille ou individu), incluant les taxes payées et les transferts reçus par ce dernier. Nous rappelons que la structure de $g(x)$ diffère selon qu'il s'agisse d'un impôt joint ou séparé sur le revenu des familles ou selon qu'il s'agisse ou non d'un impôt global sur le revenu du travail et du capital. Dans cette étude, nous spécifions la fonction de taxation en considérant un système d'impôt séparé sur le revenu des conjoints et la taxe sur le revenu global du ménage.

En effet, quand la taxe est imposée séparément sur le revenu des conjoints, les transferts sont versés en fonction du revenu total du ménage (le montant des transferts augmente en fonction du nombre d'enfants dans le ménage) tandis que l'impôt statutaire est fonction du niveau individuel de revenu du travail et du capital. Du coup, on peut estimer séparément $g_j(z_j + B_j)$ et $tr(z_S + B_S)$. Pour l'estimation de la fonction d'impôt, $g_j(z_j + B_j)$, sur le revenu individuel, on se sert des autres informations sur les taux d'imposition. Par contre, des données sur le montant des transferts sont directement observables. Enfin, la fonction de consommation est déterminée par :

$$\begin{aligned}
c &= z_j - [T^S(z_j + B_j, \hat{z}_{-j} + \hat{B}_{-j}) - T^S(0 + B_j, \hat{z}_{-j} + \hat{B}_{-j})] + m \\
&= z_j - T(z_j | \hat{z}_{-j}, \hat{B}_j, \hat{B}_{-j}) + m \\
&= z_j - T^S(z_j + B_j, \hat{z}_{-j}, \hat{B}_{-j}) + \hat{q}_j \\
&= z_j - g_j(z_j + \hat{B}_j) - g_{-j}(z_{-j} + \hat{B}_{-j}) + tr(z_j + \hat{q}_j) + \hat{q}_j.
\end{aligned} \tag{2.12}$$

La pente de la contrainte budgétaire est donnée par :

$$\begin{aligned}
\frac{dc}{dz_j} &= 1 - \frac{\partial T}{\partial z_j} \\
&= 1 - \frac{\partial T^S}{\partial z_j} \\
&= 1 - \frac{\partial g_j(z_j + B_j)}{\partial z_j} + \frac{\partial tr(z_j + z_{-j} + B_j + B_{-j})}{\partial z_j} \\
&= 1 - \tau^{TEMI}.
\end{aligned} \tag{2.13}$$

On obtient ensuite des estimés de $g_j(z_j + \hat{B}_j)$ et $tr(z_S + B_S)$ à partir des équations (2.12) et (2.13). Ainsi, le revenu virtuel R s'écrit de nouveau comme :

$$\begin{aligned}
R &= m + z_j \tau^{TEMI} - T(z_j) \\
&= m + z_j \tau^{TEMI} - [T^S(z_j) - T^S(0)] \\
&= \hat{q}_j + z_j \tau^{TEMI} - T^S(z_j + \hat{q}_j) \\
&= \hat{q}_j + z_j \tau^{TEMI} - g_j(z_j + B_j) - g_{-j}(z_{-j} + B_{-j}) + tr(z_j + \hat{q}_j).
\end{aligned} \tag{2.14}$$

Nous rappelons que toutes les variables de l'équation (2.14), excepté τ^{TEMI} , sont directement observables et mesurées. De plus, $\hat{q}_j$ désigne les autres revenus exogènes bruts du chef de ménage (et $\hat{q}_{-j}$ désigne les autres revenus exogènes bruts des époux/ses). En raison de différents taux d'imposition marginaux dans les différentes tranches de revenus combinées avec l'existence d'un revenu hors travail, l'ensemble de la contrainte budgétaire est intrinsèquement non-linéaire dans la plupart des cas. Le taux horaire de salaire brut (W) est obtenu en divisant les gains annuels des individus par les heures annuelles travaillées. Conformément à Blundell *et al.* (1998) et Jäntti *et al.* (2015), la fonction d'offre de travail, $h_{it}(\cdot)$, à estimer s'écrit comme suit :

$$h_{it} = \beta \ln[(1 - \tau_{it}^{TEMI})W_{it}] + \gamma R_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{2.15}$$

où ε_{it} est le terme d'erreur du ménage i (la différence entre l'indexe i et j est qu'au sein d'un ménage i , on distingue le chef de ménage, c'est-à-dire percevant le revenu le plus élevé dans le ménage, indexé j et son époux/se, percevant le revenu le plus faible, indexé $-j$) à la période t . On suppose que les heures annuelles de travail d'un ménage i sont positives. Techniquement, l'estimation de l'équation (2.15) par MCO est biaisée, car le taux effectif marginal d'imposition τ^{TEMI} et le revenu virtuel R sont conjointement fonctions du revenu de travail $z = Wh$.

En effet, il existe d'autres variables ou facteurs non observables (notamment la préférence pour le travail) qui pourraient affecter simultanément les heures travaillées h , le taux horaire de rémunération brut W et le niveau du revenu hors travail m . Nous procédons à cet effet à des comparaisons des groupes d'individus à travers le temps, par provinces de résidence, par sexe, âge, niveau d'éducation, expérience de travail et selon le statut matrimonial (l'idée étant d'identifier des différents groupes d'individus qui ont été touchés différemment à la suite d'un changement de régime fiscal ou des programmes de transferts tout en conservant l'ambition d'estimer des paramètres structurellement significatifs, β et γ), ce qui nous permet techniquement d'aborder et de corriger le problème d'endogénéité par l'introduction de variables de contrôle dans notre modèle empirique. Soit gp , un groupe de cellules définies. Dans ce cas, le terme d'erreur devient :

$$\varepsilon_{it} = \alpha_{gp} + \mu_t + \eta_{it}, \quad (2.16)$$

où $E[\eta_{it} | h_{it} > 0, \alpha_{gp}, \mu_t] = 0$. Selon cette hypothèse, l'hétérogénéité non observable, conditionnelle sur gp et t , peut être captée par des effets fixes du groupe de cellules α_{gp} (âge, sexe, niveau d'éducation, expérience de travail), des effets fixes de régions, rg et l'effet fixe de temps μ_t .⁵ Pour nos fins, il est important de

5. En raison de l'absence de données dans certaines provinces, nous regroupons ces dernières

distinguer entre des groupes similaires, des personnes qui ont pu être affectées différemment suivant des changements sociofiscaux ou des programmes de transferts gouvernementaux. Nous partitionnons donc, l'échantillon en divers groupes de cellules, c'est-à-dire on considère la moyenne des variables à estimer par année, par province (région), par sexe, par âge, selon le niveau d'éducation, le statut matrimonial et selon l'expérience acquise en emploi. On estime donc l'équation (2.17) ci-dessous par double moindres carrées ordinaires (DMCO) en utilisant comme instrument l'interaction entre groupes et le temps pour $\ln(1 - \tau_{it}^{TEMI})W$ et R_{it} .⁶

$$h_{it} = \beta \ln[(1 - \tau_{it}^{TEMI})W_{it}] + \gamma R_{it} + \alpha_{gp} + \mu_t + \eta_{it}. \quad (2.17)$$

Rappelons par ailleurs que notre modèle empirique de base est construit sur les acquis, les méthodes et les différentes spécifications de l'article de Jäntti *et al.* (2015). Dans le processus d'estimation, les auteurs utilisent une seule régression mais spécifiée de façon différente. Ainsi, nous distinguons trois différentes estimations à partir du modèle de base : les estimations microéconomiques, macroéconomiques et, au niveau intermédiaire, micro-macro.

(selon leur localisation) en régions métropolitaines.

6. L'utilisation d'un instrument satisfait à deux conditions importantes à savoir la condition d'ordre et la condition de rang. Dans notre cas, ces deux conditions sont satisfaites. En effet, la condition d'ordre requiert qu'on ait au moins autant d'instruments que de variables endogènes (soit deux, dans notre cas). Par contre, la condition de rang implique ici que le taux de salaire net et le revenu virtuel varient à des taux différents au fil du temps pour différents groupes définis. C'est-à-dire, le taux horaire de salaire brut et le revenu virtuel ne sont plus corrélés directement avec le revenu du travail lorsqu'on considère des cellules en fonction du temps et du niveau des groupes spécifiés.

2.4.1 Approche micro de l'élasticité de l'offre de travail

Les estimés micros s'obtiennent en régressant à l'aide des moindres carrées généralisées (MCG), les heures annuelles moyennes de travail sur le taux salaire horaire net d'impôts et le revenu virtuel, ainsi que des variables servant à capter des effets fixes temps et des groupes spécifiques :

$$\bar{h}_{gpt} = \beta_{micro} \overline{\ln[(1 - \tau_{gpt}^{TEMI})W_{gpt}]} + \gamma_{micro} \bar{R}_{gpt} + \alpha_{gp} + \mu_t + \eta_{gpt}. \quad (2.18)$$

2.4.2 Approche macro de l'élasticité de l'offre de travail

La première étape consiste à obtenir des coefficients des élasticités macro pour tous les individus et selon leur sexe pour chacune des régions. On considère à cet effet des cellules par région, par année, par sexe, âge et niveau d'éducation :

$$\bar{h}_{rgtd} = \beta_{macro} \overline{\ln[(1 - \tau_{rgt}^{TEMI})W_{rgt}]} + \gamma_{macro} \bar{R}_{rgt} + \alpha_{rg} + \mu_t + \nu_d + \eta_{rgtd}, \quad (2.19)$$

où ν_d est un effet fixe composite du sexe, de l'âge et de l'éducation. La deuxième étape consiste à définir des cellules par année et par région métropolitaine tout en considérant des effets fixes de région et de temps. Ainsi, tous les coefficients sont obtenus par MCO plutôt que par MCG appliqués à l'estimation de :

$$\bar{h}_{rgt} = \beta_{macro} \overline{\ln[(1 - \tau_{rgt}^{TEMI})W_{rgt}]} + \gamma_{macro} \bar{R}_{rgt} + \alpha_{rg} + \mu_t + \eta_{rgt}, \quad (2.20)$$

où rg est un indice de région et α_{rg} et μ_t sont respectivement les effets fixes régions et années. On peut estimer l'équation (2.17) ici par DMCO en utilisant comme instrument d'exclusion, l'interaction entre les régions et les années en définissant des variables discrètes pour les régions et pour les années.

2.4.3 Approche micro-macro de l'élasticité de l'offre de travail

Les estimés micro-macros s'obtiennent de façon similaire pour les équations (2.18) et (2.20). Cependant, la spécification du modèle diffère de celle décrite précédemment. En effet, on prend toujours les moyennes des variables spécifiées par année et par groupe. Les groupes définis prennent en compte des variables démographiques (sexe, âge et éducation) et des différentes régions métropolitaines du Canada. Ainsi, nous estimons l'équation (2.21) ci-dessous par MCG. Dès lors, l'identification de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail au niveau micro-macro dépend de la variation conjointe des deux groupes (pour le temps et le groupe formé du sexe, âge, éducation et région). Ainsi, le modèle empirique correspondant s'écrit :

$$\bar{h}_{rggpt} = \beta_{inter} \overline{\ln[(1 - \tau_{rggpt}^{TEMI}) W_{rggpt}]} + \gamma_{inter} \bar{R}_{rggpt} + \alpha_{rggp} + \mu_t + \eta_{rggpt}, \quad (2.21)$$

où $rggp$ est l'indice de région et du groupe spécifié (sexe, âge et éducation). Pour rappel, après chaque estimation, les coefficients de l'élasticité à la marge intensive sont calculés comme suit : élasticité non-compensée de l'offre de travail au salaire horaire net d'impôts nous donne

$$\eta_I^{nc} = \frac{d \ln h_{it}}{d \ln w_{it}} = \frac{dh_{it}}{dw_{it}} \frac{w_{it}}{h_{it}}. \quad (2.22)$$

En effet, $\frac{d \ln h}{d \ln w} = \frac{\beta_w}{\bar{h}}$, où $\bar{h}$ et β_w représentent respectivement les heures annuelles moyennes travaillées et le coefficient obtenu après l'estimation de l'offre du travail sur le salaire horaire net d'impôts. L'élasticité non-compensée de l'offre de travail par rapport au revenu virtuel nous donne

$$\eta_{virtuel}^{nc} = \frac{d \ln h_{it}}{d \ln R_{it}} = \gamma_R \frac{\bar{R}}{\bar{h}}, \quad (2.23)$$

où γ_R et $\bar{R}$ désignent respectivement le coefficient estimé sur le revenu virtuel et le revenu virtuel annuel moyen des ménages.

2.5 Marge extensive

Malgré que ce mémoire se concentrera sur l'estimation de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail à la marge intensive, nous exposons brièvement comment il est également possible d'estimer l'élasticité à la marge extensive, ce qui pourrait faire l'objet d'extension éventuelle. On considère ici un modèle dans lequel chaque individu a le choix entre deux points dans l'espace consommation-gains en travail. Si l'individu choisit de travailler, il consomme c_k unités de biens issus de son revenu de travail. Par contre, s'il décide de ne pas travailler, il consomme c_{nk} unités de biens, mais avec un revenu de travail égal à 0.

Comme dans Immervoll *et al.* (2007), on considère une fonction d'utilité dans laquelle le travail prend une forme quasi linéaire $u = c - v(z)$, où $v(z)$, $v(0) = 0$, reflète la désutilité de l'offre de travail.⁷ k et nk sont les indices de consommation indiquant respectivement des gains d'un individu qui travaille ou non. L'individu choisit de travailler si $c_k - c_{nk} > v(z_k)$ avec $c_k = z_k - T(z_k) + q$, $T(z_k)$ désigne les taxes payées nettes des transferts reçus et q les autres revenus du ménage. La consommation d'un individu qui ne travaille pas est $c_{nk} = -T(0) + q$.

Ainsi, la condition d'incitation à travailler est :

$$z_k - [T(z_k) - T(0)] - v(z_k) = \frac{(z_k - [T(z_k) - T(0)])}{z_k} \cdot z_k - v(z_k) > 0, \quad (2.24)$$

7. $v(z)$ peut être interprétée de façon générale comme une fonction de coûts fixes du travail. Formellement, cette expression suppose que $v(z)$ est uniformément distribuée.

laquelle peut être réécrite comme suit :

$$(1 - a)z_k - v(z_k) > 0, \quad (2.25)$$

où $a = [T(z_k) - T(0)]/z_k$ est le taux d'imposition sur la participation au marché du travail, c'est-à-dire l'augmentation des impôts et la perte de crédits d'impôts ou de transferts, lorsque le revenu du travail d'un individu augmente. Ainsi, la contrepartie empirique de l'équation (2.25) est la probabilité qu'un individu i décide de travailler pendant un intervalle de temps donné t , soit $Pr(\psi)_{it}$:

$$Pr(\psi)_{it} = \delta + \beta_{ext}(1 - a_{it})z_{k,it} + \varepsilon_{it}, \quad (2.26)$$

où $\varepsilon_{it} = \alpha_{gp} + \mu_t + \eta_{it}$, avec $E[\eta_{it}] = 0$. $Pr(\psi)_{it}$ prend la valeur 1, si l'individu est un salarié et 0, sinon. Nous pouvons estimer l'équation (2.26) par DMCO en utilisant l'interaction entre le groupe défini (gp) et le temps comme un instrument pour $(1 - a_{it})z_{k,it}$ puisque la taxation et le revenu virtuel sont tous deux fonction du revenu de travail. De même, en considérant la moyenne par groupe, on obtient (2.27) qui peut être estimée par moindres carrées généralisées (GLS) :

$$\overline{Pr(\psi)}_{gpt} = \delta + \beta_{ext}\overline{(1 - a_{gpt})z_{gpt}} + \alpha_{gp} + \mu_t + \eta_{gpt}. \quad (2.27)$$

L'élasticité non-compensée à la marge extensive, c'est-à-dire le pourcentage de variation de la probabilité de travailler par rapport au pourcentage de variation de $(1 - a)$ est exprimée comme suit :

$$\eta_{i,prov,t}^{nc} = \beta_{ext}[\{(1 - a)z\}/P(\psi)]. \quad (2.28)$$

CHAPITRE III

DONNÉES

3.1 Provenance des données

Nos données proviennent de «l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu» (EDTR). L'échantillon de l'EDTR est tiré de l'Enquête sur la population active (EPA). Il s'agit d'une source principale de Statistique Canada regroupant d'importantes données canadiennes sur le revenu des familles, des ménages et des personnes ainsi que des changements touchant les familles à travers le temps.⁸ Ces microdonnées fournissent également des informations sur les taxes, les transferts et le nombre annuel d'heures travaillées. La banque de données couvre la période de 1999 à 2011 et elle a été construite à l'aide d'une combinaison de deux fichiers de données à savoir le «fichier des personnes» et le «fichier clé». L'intérêt de cette banque de données est que comparativement aux enquêtes traditionnelles traitant de l'activité sur le marché du travail et du revenu, l'EDTR fournit un éventail de variables de capital humain, d'expériences liées au travail et de caractéristiques démographiques (sexe, âge, état matrimonial, éducation), les liens

8. Pour simplifier, nous considérons une seule famille économique et une seule famille de recensement. On considère dans une famille économique, le chef de ménage (personne à revenu de travail élevé dans le ménage), son époux (personne à revenu faible dans le ménage). Dans une famille de recensement, nous avons les personnes mariées avec ou sans enfants et les ménages monoparentaux avec ou sans enfants. Les familles monoparentales sont formées de célibataires, les séparés, les divorcés et les veuves.

entre les membres de la famille ainsi que la composition du ménage.

3.2 Description des variables

La plupart des variables sont observées dans les dix provinces du Canada.⁹ Puisque notre application empirique porte ici sur l'estimation de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail à la marge intensive, la variable dépendante utilisée est définie comme le nombre annuel moyen d'heures travaillées notées h . Le revenu de travail est un revenu non-compensé (on fait abstraction des gains autonomes. De plus, la moyenne des heures travaillées est conditionnelle sur la personne ayant travaillé). Dans l'analyse de la marge intensive, nous utilisons des variables suivantes : le taux horaire annuel de salaire brut (W), le τ^{TEMI} , le revenu virtuel (R) et des variables démographiques.¹⁰ Nous distinguons également quatre catégories d'individus (des personnes mariées avec ou sans enfants et des ménages monoparentaux avec ou sans enfants). Nous disposons par ailleurs des informations sur les gains en capital, le sexe, le type de ménage et la taille du ménage. Toutefois, nous avons exclu de nos données les individus qui gagnent un revenu moyen inférieur au 20e percentile et supérieur au 99e percentile.¹¹ Pour les fins d'estimation, nous avons regroupé les dix provinces (en fonction de leur localisation) en quatre régions

9. L'analyse des dix provinces canadiennes est intéressante du point de vue des différences dans leurs caractéristiques institutionnelles et le rôle du gouvernement dans chacune des économies.

10. Trois groupes d'âge : jeunes adultes (25-35 ans), travailleurs en milieu de carrière (35-45 ans) et travailleurs d'expérience (45-55 ans). Trois niveaux d'éducation : (i) primaire ou secondaire terminé ou non ; (ii) postsecondaire ou certificat non universitaire ; avec baccalauréat ou plus. Trois groupes d'expérience acquise en emploi : ≤ 10 ans, 10 – 20 ans et 20 – 30 ans.

11. Les percentiles sont définis sur la base de la distribution du revenu de travail dans chaque province sur la période considérée. L'échantillon comportant des individus à revenus inférieurs au 20e percentile et supérieurs au 99e percentile est trop petit et donc négligeable. De plus, la distribution de cet échantillon comporte trop de valeurs aberrantes.

et en raison du nombre trop restreint de données disponibles dans les provinces formant l'Atlantique et les Prairies sur certaines périodes de l'échantillon.¹² Le revenu annuel gagné a été converti en termes réels par l'indice annuel des prix à la consommation (IPC).¹³

3.3 Illustration des variables du modèle

3.3.1 Revenu brut des individus

Le revenu brut des ménages comprend les salaires et traitements avant déductions et le revenu d'un travail autonome. Pour nos fins, nous faisons abstraction du revenu autonome puisqu'on estime que ce dernier ne nous renseigne ni sur le système fiscal en place ni sur le nombre d'heures réellement travaillées au cours de la période. Cependant, le revenu brut est une somme du revenu du chef de ménage et du conjoint, s'il y a lieu. Un individu est considéré comme chef de ménage s'il reçoit le revenu de travail le plus élevé dans le ménage. L'époux ou épouse est un individu avec le plus faible revenu de travail dans le ménage. Dans le cas des familles monoparentales, seuls les revenus individuels sont pris en compte.

3.3.2 Revenu virtuel des ménages

Le revenu virtuel R est calculé en linéarisant la contrainte budgétaire de l'individu au point correspondant à son niveau observé des heures de travail sur le marché

12. L'Atlantique inclut quatre provinces : Terre-Neuve et Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick. Les Prairies comprennent le Manitoba, le Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique. L'Ontario et le Québec sont les deux autres régions.

13. Cet indice annuel d'ensemble inclut huit composantes principales : aliments, logement, dépenses courantes, ameublement et équipement du ménage, vêtements et chaussures, transports, soins de santé et soins personnels, loisirs, formation et lecture, boissons alcoolisées et produits du tabac. Source : Statcan, IPC annuel global provincial de 1999 à 2011, base 100 en 2002.

du travail et sur le marché hors travail (travail au noir). En généralisant l'équation (6.7) de Blundell et MaCurdy (1999), il s'agit de résoudre la contrainte budgétaire $c = (1 - \tau)Wh + R$ pour R . On obtient alors : $R = m + z\tau^{TEMI} - T(\cdot)$, où T définit le montant de l'impôt net des transferts (c'est-à-dire les impôts payés et les transferts perçus séparément par les individus dans le ménage) et τ^{TEMI} le taux effectif marginal d'imposition sur le revenu du travail. Ces deux derniers éléments sont fonction du salaire brut global $z = Wh$ et du revenu hors travail m . Pour rappel, le revenu hors travail comprend les gains tirés des sources extérieures (par exemple, le revenu des époux et leurs gains en capital imposable).

3.3.3 Impôts payés et transferts perçus par les ménages

Ils comprennent principalement des impôts provinciaux et fédéraux payés par les ménages, c'est-à-dire la somme des montants des impôts provinciaux et fédéraux versés par le ménage. Pour simplifier, nous considérons un système d'impôt séparé, c'est-à-dire, l'impôt total du ménage est une somme du montant d'impôt payé par le chef de ménage et le conjoint s'il y a lieu. De même, les transferts gouvernementaux ou crédits d'impôt sont formés des transferts provinciaux et fédéraux versés aux ménages, c'est-à-dire la somme des montants des transferts provinciaux et fédéraux versés à toutes les personnes du ménage. Pour rappel, les montants d'impôts ou de transferts (y compris les différents taux marginaux statutaires et les taux effectifs marginaux d'imposition) comprennent à la fois des montants provinciaux et fédéraux. Ceci fait que les taux marginaux statutaires simulés sont relativement élevés que les taux marginaux officiels provinciaux pour une tranche de revenu de travail considérée (voir le tableau B.3 en annexe). Pour simplifier, nous considérons un système de transferts séparés. Nous rappelons que le montant des transferts varie en fonction du nombre d'enfants dans le ménage.

Nous distinguons à cet effet deux catégories d'enfants à savoir ceux qui ont moins de 17 ans et ceux âgés entre 17-21 ans, mais étant aux études en plein temps. Pour notre application, nous incluons les ménages ayant au plus trois enfants à charge au cours de la période. Nous considérons également le poids transversal interne de la personne pendant l'année de référence. En effet, dans l'EDTR tout comme dans la plupart des enquêtes, l'estimation des caractéristiques de la population à partir d'une enquête repose sur l'hypothèse selon laquelle chaque unité échantillonnée représente, en plus d'elle-même, un certain nombre d'unités non échantillonnées dans la population. Ainsi, il est pertinent qu'un poids d'enquête de base joint à chaque enregistrement indique le nombre d'unités dans la population qui sont représentées par cette unité dans l'échantillon. Les données étant en coupes transversales, la pondération transversale est donc nécessaire et pertinente pour notre analyse.

3.3.4 Caractéristiques propres au marché du travail

L'offre de travail exprimée en termes d'heures totales annuelles de travail se décompose entre la marge intensive et la marge extensive. Les figures A.2 et A.3, en annexe, illustrent l'évolution des heures totales annuelles de travail des hommes et des femmes selon leur âge entre la période 1999 et la période 2011. Nous observons de grands changements dans l'évolution du nombre total annuel d'heures de travail sur les deux périodes. Le nombre total annuel d'heures travaillées en 2011 est en moyenne plus élevé que celui de la période 1999 dans toutes les régions avec un changement beaucoup plus remarquable chez les femmes pour la plupart des groupes d'âges. En effet, les années récentes se caractérisent par une hausse soutenue du taux d'emploi global découlant de la participation accrue des femmes (jeunes et adultes) au marché du travail dans toutes les régions. Ainsi, l'augmentation du nombre annuel d'heures travaillées est beaucoup plus impor-

tante respectivement en Atlantique, en Ontario, au Québec et dans les Prairies. Toutefois, les hommes travaillent en moyenne plus que les femmes dans toutes les régions et sur les deux périodes. Il est important de préciser que le nombre total annuel d'heures travaillées commence à baisser quasiment dans toutes les régions pour les personnes âgées de plus de 45 ans et 48 ans en moyenne respectivement pour les hommes et pour les femmes. La baisse est beaucoup plus prononcée respectivement dans l'Atlantique, dans le Québec, dans l'Ontario et enfin dans les Prairies. Ces graphiques sont similaires à ceux obtenus par Blundell *et al.* (2010) pour les États-Unis, la France et le Royaume-Uni. Pour les individus similaires, le nombre annuel d'heures travaillées varient différemment selon leur sexe et leur âge. Une remarque générale et apparente à ces deux études est que le nombre annuel moyen d'heures travaillées des jeunes adultes croissent substantiellement, restent quasiment stables pour les travailleurs qualifiés, mais baissent pour les travailleurs en fin de carrière.

Pour rappel, 91,07 % des individus de notre échantillon ont travaillé au cours de la période de référence et 8,93 % environ ont été inactifs. Par ailleurs, nous observons une situation similaire pour la majorité des individus qui ont travaillé au cours de la période. Environ 49,57 % des femmes ont été complètement actives. Le taux de participation des hommes est de 50,43 % environs au cours de la même période. 77,39 % des femmes de l'échantillon étaient inactives (sur le marché du travail) au cours de la période de référence. Le taux d'inactivité chez les hommes est relativement faible, environ 22,61 % ont été inactifs sur le marché du travail. Alors que les hommes ont travaillé en moyenne 2141 heures, soit un total de 45 semaines par an au cours de la période de référence, la moyenne d'heures totales annuelles de travail des femmes est de 1689, soit un total de 35 semaines par an.

CHAPITRE IV

ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous présentons et discutons les résultats se rapportant à la marge intensive. Nous analysons premièrement l'évolution des TMI (sur le revenu du travail et sur les transferts) et des TEMI sur le revenu du travail. Nous présentons par la suite des statistiques descriptives de l'offre de travail des individus dans chaque région (province) et au niveau agrégé (Canada, tableau B.1, B.2 et B.3, en annexe). Nous exposons à la deuxième partie des estimés de l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts et au revenu virtuel pour tous les individus et selon leur sexe. Nous rappelons par ailleurs que ces coefficients sont issus de différentes spécifications du modèle empirique. C'est-à-dire, nous distinguons des estimés issus des spécifications microéconomiques (tableau B.4 en annexe) de celles macroéconomiques (tableau B.5 en annexe), au niveau agrégé (dans toutes les régions, tableau B.6 en annexe), au niveau intermédiaire ("micro-macro", tableau B.7 en annexe) et selon la démographie (âge, éducation et expériences acquises en emploi, tableau B.8 en annexe).

4.1 Imposition marginale et effective

Les taux marginaux d'imposition (TMI) sur le revenu du travail sont obtenus par microsimulations.¹⁴ Pour rappel, le TMI sur le revenu d'un particulier est le taux auquel est imposée la dernière tranche de son revenu. Dans notre simulation, nous avons considéré une augmentation de cent dollars sur le revenu de travail des individus pour chaque année entre 1999 à 2011.¹⁵ Cependant, la détermination des TEMI est fonction de la conjonction du régime d'imposition des individus et des programmes de transferts mis en place en faveur de ces mêmes individus.

En effet, lorsque le revenu d'un individu augmente par exemple, cela entraîne simultanément une réduction des montants de certains programmes de transferts dont bénéficiaient ces individus et, par conséquent, une augmentation de leur fardeau fiscal. Ainsi, la coexistence de ces deux mécanismes distincts, tous deux définis en fonction du revenu, peut avoir pour effet de réduire d'un montant relativement important le revenu additionnel qu'un contribuable conserve effectivement suite à une hausse de ses revenus du travail. Au Canada par exemple, des taux effectifs marginaux d'imposition (TEMI) résultent de la double action du gouvernement provincial et fédéral qui perçoit des impôts, tout en poursuivant une

14. Nous avons obtenu les TMI au moyen du simulateur de crédits d'impôt conçu par Milligan (2016). Source : Canadian Tax and Credit Simulator, databases, software and documentation, Version 2016-2. En effet, le simulateur de Milligan fournit des informations sur le revenu de travail, sur les différents programmes de transferts provinciaux et fédéraux, les pensions de retraite, les crédits d'impôt, allocations familiales, etc. des ménages ou des familles dans les provinces et territoires canadiens sur la période échantillonnale considérée.

15. Nous optons pour une hausse de 100 \$ à la marge afin d'illustrer plus nettement des coupures associées au seuil d'entrée et de sortie des différents programmes sociaux. De plus, des analyses de sensibilité effectuées à l'aide d'incrément de 1 \$ ou 1 000 \$ ont révélé respectivement que l'évolution du taux marginal d'imposition statutaire dans le cadre d'une analyse de profil fiscal représentatif variait peu ou beaucoup en fonction de ces montants d'augmentation du revenu de travail. Du coup, le choix de 100 \$ semble plus proche de la réalité vécue par des contribuables dans chacune des provinces.

politique de soutien au revenu, dont la paramétrisation implique des taux de récupération des crédits lorsque certains seuils de revenu sont franchis. Les TEMI mesurent donc la proportion d'un dollar additionnel gagné en revenus de travail ou de transferts qui est récupérée par l'État. Ils représentent ainsi un meilleur marqueur des incitatifs au travail que les simples taux marginaux d'imposition, puisqu'ils prennent en compte l'impact de l'ensemble des transferts sociofiscaux et de la fiscalité sur des variations de revenu disponible. La figure A.4, en annexe, permet d'observer la progressivité des taux marginaux d'imposition sur le revenu brut exprimé en termes réels des jeunes mariés sans enfant à charge dans chacune des régions en 2011. En effet, Plus le revenu brut imposable est important, plus le taux appliqué croît. Les résidents de l'Atlantique et du Québec sont assujettis à des taux marginaux d'imposition relativement élevés en moyenne. Pour rappel, il s'agit ici des taux fédéral et provincial combinés.

Les figures A.5 et A.6, en annexe, montrent l'évolution des taux marginaux d'imposition sur les crédits et transferts et les taux effectifs marginaux d'imposition en fonction du revenu de travail des ménages mariés et des célibataires respectivement avec enfants et sans enfant au Québec pour l'année 2011.¹⁶ On observe une évolution différente de ces deux taux. Alors que les TMI applicables sur les transferts diminuent, les TEMI des mêmes individus augmentent. Cela découle du fait qu'un dollar additionnel de revenu du travail des individus entraîne simultanément une augmentation du fardeau fiscal des individus et une réduction du montant des transferts versés à ces mêmes individus. Par ailleurs, l'ampleur de cette variation diffère en fonction de différentes caractéristiques du ménage, dont le statut marital et le nombre de personnes à charge. Par exemple à la figure A.5, les personnes mariées et les célibataires avec enfants ont des TMI qui

16. Dans cette étude, nous avons considéré des individus qui ont jusqu'à trois enfants à leur charge.

diminuent, mais la diminution est beaucoup moins importante pour les personnes mariées. En effet, suivant une augmentation du revenu de travail, la réduction des montants des transferts est en moyenne moins importante pour les couples mariés que pour les personnes célibataires (pour une tranche de revenu annuel inférieur à 20 000 \$). De même, pour des niveaux de revenus annuels supérieurs à 20 000 \$, les personnes célibataires font également face à des TMI sur les crédits et transferts relativement plus élevés que ceux des personnes mariées.

Les personnes mariées avec enfants à charge font face à des TMI de plus 45 % en moyenne pour une tranche de revenu inférieur à 38 000 \$ et de 40 % pour des revenus moyens supérieurs à 38 000\$ par année. Par contre, des célibataires avec des enfants à charge ont des TMI moyens qui atteignent jusqu'à un maximum de 77 % pour des revenus moyens inférieurs à 38 000 \$ et qui fluctuent à la baisse et à la hausse pour des revenus moyens supérieurs à 38 000 \$ et inférieurs à 60 000 \$. Il ressort de ce graphique que c'est dans la zone de revenu moyen faible où les ménages sont bénéficiaires nets de l'État que les TMI moyens sont généralement les plus élevés. En d'autres termes, les individus à faibles revenus sont les plus durement effectivement imposés à la marge (Bernier et Lévesque, 1995 ; Laferrière, 2001).

À la figure A.6, pour une tranche de revenu moyenne inférieur à 38 000 \$ par année, les ménages mariés ont des TMI moyens qui avoisinent un maximum de 45 % avant de se stabiliser à 41 % alors que ceux des célibataires sans enfants fluctuent autour d'un maximum de 39 % en moyenne pour des revenus moyens supérieurs à 38 000 \$. Ces résultats ne sont d'ailleurs pas surprenants lorsqu'on se fie à la structure des politiques de transferts gouvernementaux. En effet, dans l'objectif de diriger l'aide vers des individus les plus démunis et de limiter les coûts des programmes gouvernementaux, les différentes mesures de transferts s'accom-

paient de taux de récupération qui sont souvent très élevés (c'est-à-dire que le montant des transferts ou de crédits d'impôt diminue rapidement à mesure que le revenu des individus croît), augmentant ainsi les TEMI moyens de ces mêmes individus. Les figures A.7 à A.10, en annexe, décrivent l'évolution des taux effectifs marginaux d'imposition des individus (selon le sexe) ayant à leur charge, trois enfants et selon la région de résidence. On remarque que les TEMI des hommes sont en moyenne plus élevés que ceux des femmes dans toutes les régions. En effet, pris individuellement, le Québec affiche les TEMI moyens les plus élevés.¹⁷

On constate par ailleurs que les TEMI moyens plus élevés sont généralement au bas de la distribution de revenus moyens (revenus moyens faibles). Ceci est d'ailleurs conforme à ce qui est documenté dans la littérature. Par exemple, en 1998, l'étude américaine produite par le *Joint Committee on Taxation* du Congrès américain a effectué une comparaison entre des taux statutaires (qui reflètent le mécanisme d'imposition seulement) et des TEMI pour l'ensemble des ménages du pays. Elle a permis de mettre en relief que 25 % des payeurs de taxes américains ont un TEMI qui diffère du taux d'imposition officiel.

Au Canada, ce pourcentage s'élevait à 56 % pour la même année fiscale (Macnaughton *et al.*, 1998). Ces derniers ont également permis de confirmer que les TEMI élevés s'appliquent surtout pour les contribuables dont la tranche d'imposition est de 17 %, c'est-à-dire ceux qui ont les revenus les plus faibles. Alors que seulement 2 % des individus dont le revenu moyen se situe dans la plus haute tranche d'imposition ont un TEMI moyen différent de celui prévu explicitement par la loi, 89 % de ceux dont le revenu moyen est imposé à 17 % sont dans

17. Il faut remarquer que malgré que le taux marginal effectif soit plus faible pour les femmes que les hommes, dans cet intervalle de revenus, par exemple, ceci n'implique pas que l'élasticité de l'offre de travail, aux marges intensive ou extensive, soit nécessairement plus faible. Le tout demeure une question empirique.

cette situation. En France, Laroque et Salanié (1999) documentent des résultats qualitativement similaires à ceux observés au Canada et aux États-Unis.

4.2 Statistiques descriptives

Dans la littérature, l'analyse descriptive des TEMI repose sur deux approches traditionnellement différentes. La plupart des auteurs ont recours à des profils fiscaux représentatifs pour comparer les taux effectifs marginaux d'imposition de différentes catégories de ménages. La deuxième approche consiste à déterminer la répartition des TEMI à travers une population considérée. Elle permet une analyse beaucoup plus complète, mais nécessite l'utilisation d'une base représentative de données sur des individus.

Nos résultats sont donc issus de cette dernière approche. Le tableau B.1, en annexe, présente les TEMI moyens des personnes mariées en fonction de leur tranche de revenu de travail (0 \$ - 30 000 \$ et 30 000 \$ - 60 000 \$) et selon le nombre d'enfants à charge dans chaque région en 2011. Dans ce tableau, les personnes mariées sont sujettes à des TEMI élevés et directement proportionnels aux tranches de revenu du travail et au nombre d'enfants à charge. On remarque d'abord qu'un nombre d'enfants plus élevé est associé à des TEMI applicables plus élevés. De plus, c'est au Québec que les TEMI sont plus élevés.

Pour une tranche annuelle de revenu moyen inférieure à 30 000 \$, on voit les TEMI de 23,5 %, 37,3 % et 41,5 % respectivement pour des couples mariés sans enfant, avec un enfant et avec deux enfants en 2011. De même, pour un revenu annuel moyen de 30 000 \$ à 60 000 \$, on observe des TEMI de 37,6 %, 40 % et 43,1 % respectivement pour ces mêmes familles. La hausse des TEMI serait due à des variations des montants de transferts gouvernementaux versés aux familles tels que des prestations universelles pour la garde d'enfants, des prestations de soutien aux

enfants ou l'allocation canadienne pour enfants (ACE), ainsi que d'autres facteurs liés à la fiscalité. En effet, à mesure que le revenu annuel moyen des individus croît, le montant des allocations familiales ou de crédits d'impôt diminue rapidement, ce qui implique conséquemment une augmentation des TEMI. Il est important de souligner que les taux marginaux d'imposition simulés correspondent ici à des taux fédéral et provincial combinés. Ceci montre que tout changement possible des taux d'imposition dans les provinces et au fédéral pourrait affecter les TEMI.

Le tableau B.2, en annexe, présente la moyenne et l'écart-type des heures annuelles travaillées et des TEMI des individus avec trois enfants et qui gagnent des revenus annuels de travail entre 35 000 \$ - 60 000 \$ sur toute la période 1999-2011. Suivant ces résultats, les TEMI varient différemment en fonction des caractéristiques démographiques. Par exemple, les TEMI des hommes sont plus élevés que ceux des femmes. Ceci n'est pas surprenant puisque les revenus annuels des hommes sont plus élevés, notamment à cause du nombre plus élevé d'heures travaillées par an. Du coup, ils sont assujettis à des taux de taxation plus élevés.

Les TEMI des couples mariés avec trois enfants sont globalement plus élevés et plus variables que ceux des célibataires avec le même nombre d'enfants en raison de leur admissibilité à un plus grand nombre de programmes de transferts. Au Québec par exemple, pour une tranche de revenu entre 35 000 \$ et 60 000 \$, les TEMI moyens sont respectivement de 47 % pour des couples avec trois enfants et 34,6 % pour des familles monoparentales avec le même nombre d'enfants.

Le tableau B.3, en annexe, présente les tables d'imposition des contribuables et le nombre annuel moyen d'heures de travail au niveau provincial et au Canada. Il se divise en quatre paliers qui varient en fonction du revenu imposable. Entre 1999 et 2011, le taux marginal d'imposition provincial et au niveau agrégé (Canada) augmente à mesure que le revenu imposable croît. L'analyse globale du tableau

suscite des interrogations quant à l'évolution des TMI au Québec et dans le reste des provinces. Alors que les TMI des individus au Québec sont plus élevés que dans le reste des provinces et dans tout le Canada, les heures annuelles moyennes de travail des mêmes individus sont généralement inférieures à celles observées dans le reste des provinces et du Canada. Pour une tranche de revenu imposable supérieure à 103 000 \$ par année, le taux marginal est de 48,3 % au Québec et 45,5 % pour tout le Canada, avec respectivement 2101 et 2186 heures annuelles moyennes travaillées. En effet, l'imposition d'un taux marginal élevé influence la décision de travail puisque, plus le taux est élevé, plus l'incitation au travail diminue. Ceci suggère qu'en augmentant le taux marginal d'imposition au-delà d'un certain seuil (50 % pour le Québec, selon le rapport de la *Commission Godbout*), les recettes fiscales pourraient en fait diminuer plutôt qu'augmenter.

Par ailleurs, nos résultats sont similaires à ceux obtenus par Laferrière et Montreuil (2016). Dans leur étude, les auteurs ont estimé des TEMI variant entre 53 % - 93 % pour des couples dont le revenu est compris entre 35 000 \$ et 60 000 \$ et ayant trois enfants à charge. On constate que les TEMI moyens les plus élevés se concentrent au Québec et en Atlantique, souvent au-delà de 40 %. Cependant, la différence observée dans les résultats des deux études serait due à un traitement différent des revenus et de certaines caractéristiques des familles.

En effet, Laferrière et Montreuil (2016) prennent non seulement en compte le revenu autonome qui exclut toutes formes de transferts de l'État mais ils distinguent aussi les différences découlant de la présence des enfants âgés entre 6 à 17 ans. De plus, ils font abstraction des gains en capital imposable. Par contre, dans notre simulation, nous faisons abstraction du revenu autonome et nous considérons l'impact des enfants âgés entre 1 à 21 ans (ceux âgés entre 17 à 21 ans sont considérés comme enfants s'ils sont aux études à temps plein).

4.3 Résultats des estimations de l'élasticité à la marge intensive

Les études empiriques qui se sont intéressées à l'impact des changements des politiques gouvernementales sur l'offre de travail ont généralement mené à la conclusion que les élasticités de l'offre de travail par rapport au salaire net sont relativement faibles. Par contre, les estimés peuvent être plus importants pour des groupes particuliers d'individus ou selon les types de données utilisées (microdonnées versus agrégées) ou en fonction des spécifications empiriques. Nous rapportons aux tableaux B.4 et B.5, les estimés de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts et au revenu virtuel de tous les individus et selon leur sexe.

Les tableaux B.6 et B.7 permettent d'illustrer respectivement les estimés macro et au niveau intermédiaire (mico-macro) de tous les individus dans toutes les régions et selon leur sexe. Le tableau B.8 en revanche présente les estimés macro de l'offre de travail selon l'âge, le niveau d'éducation et le nombre d'années d'expérience de travail de tous les individus et dans toutes les régions. Les écarts-types sont obtenus à partir de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. De façon générale, l'offre de travail varie dans chacune des régions.

4.3.1 Résultats des estimations micros

Le concept micro de l'élasticité de l'offre de travail se réfère principalement aux sources de variations utilisées pour estimer l'élasticité non-compensée. En d'autres termes, les estimés micros sont issus des variations entre les différents groupes définis à l'intérieur d'une région. Au tableau B.4, les estimés micros dans chaque région sont en général plus petits que ceux obtenus au niveau macro (tableau B.5)

et au niveau agrégé (tableau B.6 et B.7).¹⁸ Nos résultats sont donc en accord avec la plupart des résultats documentés dans la littérature (Immervoll, Kleven, Kreiner et Saez, 2007; Keane et Rogerson, 2012; Jäntti *et al.*, 2015, etc.). Par exemple, dans leur étude sur la sensibilité de l'offre de travail, Jäntti *et al.* (2015) trouvent, pour les pays du G7, des coefficients micros relativement plus faibles que ceux obtenus à partir des spécifications macroéconomiques. Par ailleurs, au niveau régional, on obtient un coefficient de 0,19 pour le Québec et 0,21 pour l'Atlantique, respectivement pour des cellules de 202 et 199 observations.

Par contre, dans les Prairies et l'Ontario, les élasticités correspondantes sont respectivement 0,45 et 0,40 pour des individus similaires regroupés respectivement dans des cellules de 232 et de 223 observations. Dans cette situation, lorsque le revenu du travail des individus augmente de 1 \$, le nombre annuel d'heures travaillées croît moins que proportionnellement au Québec et dans l'Atlantique qu'en Ontario et dans les Prairies. Mais, contrairement à ce qui serait attendu, l'estimation du même modèle séparément donne des coefficients plus élevés pour les hommes (0,25 en Atlantique, 0,27 au Québec, 0,26 en Ontario et 0,26 dans les Prairies) que pour les femmes (0,24 en Atlantique, 0,26 au Québec, 0,25 en Ontario et 0,25 dans les Prairies). En effet, la littérature trouve généralement que l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts des femmes est plus élevée que celle des hommes.

À juste titre, les travaux de Jäntti *et al.* (2015) donnent pour des USA, des élasticités micro de 0,23 et 0,13 respectivement pour les femmes et pour les hommes. Cependant, les auteurs obtiennent avec le même modèle pour le Canada, des coefficients de 0,19 et 0,51 respectivement pour les femmes et pour les hommes.

18. Les coefficients du tableau B.4 (micro) sont statistiquement significatifs à 1 % et 5 % en présence des effets fixes d'années et des groupes spécifiques définis (sexe, âge et niveau d'éducation).

Ceci est d'ailleurs conforme avec nos résultats. En conséquence, pour un même modèle spécifié et pour des individus similaires, des coefficients peuvent varier notamment en fonction de leur lieu de résidence. Le cas du Québec en est une bonne illustration. On remarque généralement que l'élasticité micro des hommes est plus élevée au Québec, 0,27, que celle des hommes dans les autres régions. De même, l'élasticité des femmes est relativement plus élevée au Québec, 0,26, que celle des femmes dans les autres régions. Ceci n'est en réalité pas surprenant en raison des différences démographique et institutionnelle observables.

4.3.2 Résultats des estimations macros

Pour rappel, le concept macro de l'élasticité se réfère à la spécification empirique utilisée pour l'estimation, c'est-à-dire, l'estimation de l'offre de travail est fonction des variations intrarégionale et intratemporelle. Au tableau B.5, en annexe, on trouve des estimés de 0,56 en Atlantique, 0,66 respectivement au Québec et en Ontario et enfin 0,80 dans les Prairies pour des cellules respectives de 145, 157, 210 et 209 observations. Les coefficients sont également statistiquement significatifs à 1 % et 5 %. Ainsi, la valeur élevée des estimés serait imputable non seulement à l'agrégation des variables du modèle, mais aussi à l'interaction entre des groupes spécifiés, notamment selon l'âge et le niveau d'études des individus dans chacune des régions. Dans la plupart des études empiriques, les élasticités macros de l'offre de travail par rapport au salaire horaire net d'impôts sont largement supérieures aux élasticités micros. On remarque encore une fois (pour tous les individus) que des coefficients élevés se concentrent dans les Prairies, suivi de l'Ontario, du Québec et de l'Atlantique. Cependant, les coefficients de l'élasticité macro sont tous négatifs quand on estime le même modèle séparément pour des hommes et pour des femmes dans chacune des régions et durant la même période.

En effet, quand on estime pour tous les individus, l'interaction entre le genre et le temps contribue dans une large mesure à l'identification de la variation de l'offre de travail dans chaque région, ce qui n'est pas le cas lorsqu'on estime séparément le même modèle selon le genre. Par ailleurs, les élasticités de l'offre de travail par rapport au revenu virtuel sont négatives, mais significatives (10 % pour les estimés micro et 5 % pour les estimés macro) dans chacune des régions et au niveau agrégé (tableaux B.4 à B.7). En effet, le signe négatif des coefficients signifie que toutes choses étant égales par ailleurs, les individus travaillent moins à mesure que leur revenu hors travail augmente.

Par contre, les coefficients positifs estimés (tableau B.5) impliquent que l'intensité de l'offre de travail des individus augmente à mesure que leur revenu hors travail diminue. Le revenu virtuel étant composé du revenu hors travail (revenu des époux et revenu en capital), il est possible d'obtenir un signe positif quand on introduit dans la régression des effets fixes tels que l'interaction entre le temps et les régions. En effet, les époux sont des individus à faibles revenus de travail (dans notre modèle) dans un ménage. Ainsi, une hausse conjointe de leur revenu de travail combiné à une baisse substantielle des crédits d'impôt entraîne techniquement une baisse inframarginale du revenu virtuel de ces derniers puisque le modèle empirique nous prédit des taux marginaux d'imposition relativement élevés en bas de la distribution du revenu de travail.

Ainsi, une baisse inframarginale du revenu virtuel combinée aux effets fixes temps et régions provoque toutes choses étant égales par ailleurs, une variation positive de l'offre de travail. Puisque moins riches, les individus augmentent leurs heures de travail. Les résultats des tableaux B.6 et B.7 sont obtenus à partir de l'agrégation des données pour toute la période 1999-2011 et pour toutes les régions. Nous avons défini à cet effet 104 cellules par région, par années et selon le sexe

(tableau B.6) pour tous les individus. Nous introduisons également dans la régression des effets fixes pour les années (colonne 2) et l'interaction années et régions (colonne 3). On remarque encore une fois que les estimés macro (niveau agrégé) sont largement supérieurs aux estimés micros. On observe par exemple, pour tous les individus, des coefficients de 0,56, 0,78 et 1,00 respectivement sans effets fixes (colonne 1), avec un effet fixe temps (colonne 2) et l'interaction temps et régions (colonne 3). Cependant, le même modèle estimé séparément donne un coefficient statistiquement significatif pour les hommes, 0,25. Par contre, le coefficient est positif, mais non significatif pour les femmes, 0,08.

Un autre constat important de notre étude est que les coefficients obtenus séparément pour les hommes et les femmes sont généralement inférieurs aux coefficients obtenus lorsqu'on regroupe tous les individus ensemble. Encore une fois, cela signifie que l'interaction entre le genre, le temps et le poids des régions contribuent considérablement à l'identification de la variation des paramètres associés à l'offre de travail. Ceci n'est pas évident lorsqu'on estime séparément le même modèle selon le sexe. En effet, Jäntti *et al.* (2015) ont obtenu dans leurs travaux, des résultats similaires pour les États-Unis. Par exemple, au niveau micro (avec 126 cellules définies), ils obtiennent un coefficient de 0,28 pour tous les individus. Par contre, l'estimation séparée du même modèle donne 0,13 et 0,23 respectivement pour les hommes et pour les femmes.

4.3.3 Résultats des estimations micros-macros

Le terme micro-macro se réfère à l'impact conjoint des spécifications microéconomique et macroéconomique sur la variation de l'offre de travail. Nous introduisons à la fois des effets fixes de temps et de groupe (sexe, âge, éducation et région) comme variables de contrôle. Ceci donne pour 721 cellules définies par années et

par groupe spécifique un coefficient de 0,32 (tableau B.7, colonne 2). Cependant, on obtient le même coefficient (0,32, colonne 1) sans introduire des effets fixes dans la régression. Il semble donc que la combinaison des spécifications micro-macro réduit la réponse mesurée des individus sur chaque marché.

De même, l'élasticité au revenu virtuel reste inchangée, mais les coefficients demeurent statistiquement significatifs. Le même modèle estimé séparément (en incluant des effets fixes de temps et de groupe) donne un coefficient de 0,29 pour les hommes et 0,30 pour les femmes pour des cellules respectives de 367 et 354. En d'autres termes, l'élasticité non-compensée par rapport au salaire net des femmes est relativement supérieure à celle des hommes. Ceci est d'ailleurs conforme à la plupart des résultats empiriques documentés.

Les estimations du tableau B.8 sont fonctions des groupes d'âge, du niveau d'éducation et du nombre d'années d'expérience de travail des individus entre 1999 et 2011. Pour 104 cellules définies par année et par région métropolitaine (effets fixes d'années et de régions), on obtient d'abord des élasticités de 0,88, 0,94 et 0,82 respectivement pour les jeunes adultes (25-35 ans), les travailleurs en mi-carrière (35-45 ans) et ceux en mi-carrière avancée (45-55 ans). Autrement dit, suivant une hausse de 1 \$ du revenu de travail, le nombre annuel moyen d'heures augmente beaucoup plus vite pour les travailleurs en mi-carrière suivis des jeunes adultes et enfin les individus en mi-carrière avancée.

Par ailleurs, on obtient en fonction du niveau d'éducation des élasticités par rapport au salaire horaire net d'impôts plus élevées pour les travailleurs ayant un niveau postsecondaire ou un certificat non universitaire (0,91), suivis de ceux qui ont un baccalauréat ou plus (0,78) et enfin de ceux qui ont un niveau primaire ou secondaire non terminé (0,59).

Enfin, selon le nombre d'années de travail (expérience acquise en emploi), nous avons pu obtenir des coefficients significativement élevés respectivement pour des individus ayant 10 à 20 ans d'expérience de travail (1,09), suivis de ceux ayant entre 1 à 10 ans d'expérience de travail (0,79) et enfin de ceux qui ont une expérience de travail entre 20 à 30 ans (0,72). L'élasticité de l'offre de travail au salaire horaire net d'impôts diminuerait à mesure qu'on s'approche de la retraite. Cela pourrait être imputable aux caractéristiques sociofiscales de ces individus ainsi qu'aux programmes de transferts gouvernementaux dont ils bénéficient en fin de carrière. Toutefois, suivant l'analyse du tableau B.8, l'âge des individus et le nombre d'années de travail affectent davantage l'offre de travail que le niveau d'éducation.

CONCLUSION

Dans ce mémoire, nous avons estimé l'élasticité non-compensée à la marge intensive pour les différentes provinces canadiennes à l'aide d'un modèle d'offre de travail des individus en tenant compte de la fiscalité, des programmes sociaux et des caractéristiques démographiques. Nous avons développé un modèle empirique d'offre de travail tel qu'employé par Jäntti *et al.* (2015). Dans ce modèle, nous supposons que le ménage représentatif maximise son utilité sujet à une contrainte budgétaire. Nous supposons également que ses préférences sont additivement séparables entre la consommation et le loisir.

Le choix de cette forme fonctionnelle a été motivé par le fait qu'elle permet d'imposer un minimum de restriction aux préférences individuelles (substituabilité parfaite entre les heures de travail et la consommation). Notre modèle inclut non seulement les heures annuelles de travail dans chaque province, mais également le salaire horaire, le revenu virtuel obtenu sur ce marché ainsi que les taux effectifs marginaux d'imposition qui en découlent. De ce fait, il tient compte de la non-linéarité de la contrainte budgétaire due à la fois au système fiscal et aux programmes sociaux en place. Les estimations des paramètres de la fonction d'utilité sont obtenus par la méthode de différence-en-différences. Cette approche économétrique est cohérente avec nos données et permet d'obtenir des coefficients relativement proches aux résultats déjà documentés dans la littérature. De plus, ces estimations sont permises grâce à l'exploitation d'une base de données individuelles, provenant de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR-StatCan) et couvrant la période 1999 à 2011.

Nous concluons qu'au-delà des considérations relatives aux différences dans la fiscalité et les programmes de transferts gouvernementaux, la sensibilité de l'offre de travail des individus est également influencée par d'autres facteurs sociaux autres que les taux effectifs marginaux d'imposition. Par ailleurs, l'élasticité de l'offre de travail par rapport au revenu virtuel est en général négative et significative. Le signe négatif indique que, toutes choses étant égales par ailleurs, les individus travaillent moins en réponse à une augmentation de leur revenu virtuel. Cependant, le Québec enregistre l'élasticité macro au revenu virtuel (positive et significative pour les femmes seulement) la plus élevée (0,44 pour les femmes et 0,06 pour les hommes). De même au niveau macro pour tous les individus, l'élasticité au revenu virtuel est positive mais non significative pour le Québec seulement.

Nous avons ainsi constaté que des différences fiscales entre les provinces sont plus importantes et modifient à long terme les comportements des individus à travailler. Alors que la partie empirique du mémoire s'est concentrée sur l'estimation des élasticités de l'offre de travail à la marge intensive, comme nous en avons discuté dans la partie théorique, il serait pertinent que des travaux ultérieurs se penchent aussi sur l'estimation des élasticités de l'offre de travail à la marge extensive. Les caractéristiques démographiques et les différences dans la fiscalité et programme de transferts pourraient aussi influencer la sensibilité des décisions de participer ou non au marché du travail. Par ailleurs, les estimés de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail à la marge intensive sont obtenus en régressant l'offre de travail exprimée en termes des heures annuelles moyennes travaillées sur le salaire horaire net d'impôts moyen et sur le revenu virtuel moyen. Nous avons distingué des estimés micros versus macros pour tous les individus et selon le sexe dans chaque région, de même qu'au niveau intermédiaire (micro-macro), au niveau agrégé, en fonction de l'âge, du niveau d'éducation et de l'expérience acquise en emploi.

Au niveau micro, nous avons obtenu des élasticités de 0,19 au Québec, 0,21 dans l'Atlantique, 0,4 dans l'Ontario et 0,45 dans les Prairies. Par contre, au niveau macro, nous avons estimé des coefficients de 0,56, 0,66 et 0,80 respectivement pour l'Atlantique, le Québec, l'Ontario et les Prairies. Au niveau intermédiaire, nous avons obtenu sans effets fixes une élasticité de 0,32 pour tous les individus. Toutefois, le coefficient demeure inchangé lorsqu'on introduit dans la même régression des effets fixes pour les années et les groupes spécifiques considérés. Il semble donc que la combinaison des spécifications microéconomiques et macroéconomiques réduit les différences de l'offre de travail des individus dans chaque région. L'agrégation des microdonnées donne des élasticités qui avoisinent à l'unité lorsqu'on considère des effets fixes pour les années et pour les régions.

De façon générale, les hommes enregistrent des élasticités non-compensée à la marge intensive largement supérieures à celles des femmes, excepté au niveau intermédiaire. Ce qui soulève sans doute un paradoxe puisqu'il fait à peu près consensus dans la littérature que l'élasticité non-compensée de l'offre de travail des femmes est largement supérieure à celle des hommes. Nous avons remarqué également que la sensibilité de l'offre de travail varie différemment en fonction de l'âge des individus, du niveau d'éducation et de l'expérience acquise en emploi. En effet, les travailleurs en mi-carrière (35-45 ans) ont une élasticité plus forte que celle des jeunes adultes (25-35 ans) et des travailleurs s'approchant de la fin de carrière (45-55 ans). Nous observons également de fortes variations de l'offre de travail pour les individus ayant une diplomation postsecondaire ou certificat non universitaire, suivi de ceux ayant obtenu un baccalauréat ou plus et, enfin, ceux qui ont un niveau primaire ou secondaire terminé ou non. Aussi, l'élasticité est beaucoup plus élevée pour les individus ayant acquis respectivement une expérience de travail entre (10-20 ans), entre (1-10 ans) et entre (20-30 ans).

Par contre, les coefficients demeurent négatifs et significatifs en Ontario et dans les Prairies et non significatifs dans l'Atlantique. Nos résultats témoignent, par ailleurs, d'une concordance avec la plupart des résultats empiriques sur l'offre de travail. En effet, les coefficients micros par rapport au salaire horaire net d'impôts sont plus petits que les coefficients macros. Nous constatons, en revanche, des divergences non négligeables entre une partie de nos résultats et la littérature. En effet, les hommes ont une plus forte sensibilité de l'offre de travail que les femmes. Ainsi, la discrimination salariale dont semblent souffrir les femmes sur le marché du travail pourrait affecter leur intensité de travail. En effet, celles-ci étant moins rémunérées que les hommes, elles travaillent moins de sorte à réduire leur fardeau fiscal. De plus, elles bénéficient de crédit d'impôt souvent plus important que celui des hommes. La combinaison de l'ensemble des mécanismes fiscaux réduit le taux effectif marginal d'imposition de ces dernières et conséquemment une réduction de leur intensité de travail. Ce qui est inversé chez les hommes.

En définitive, la méthode économétrique mise en oeuvre pour estimer notre modèle nous a permis de traiter correctement les questions d'endogénéité du salaire net. À cet effet, une technique de cellulage a été utilisée pour l'estimation, c'est-à-dire que les variables apparaissant dans la régression sont des moyennes calculées pour des groupes choisis selon des caractéristiques observables comme l'âge, le sexe, la province de résidence, le niveau d'éducation etc. L'une des différences fondamentales de ce mémoire est que contrairement à la stratégie proposée par Jäntti *et al.* (2015) pour calculer les taux pour le Canada, nous avons simulé les taux marginaux d'imposition à partir de données individuelles donnant plus de crédibilité à l'exercice.¹⁹

19. Dans leur article, des élasticités avaient été calculées pour le Canada, mais avec beaucoup moins de précision pour le calcul des taux marginaux d'imposition. En effet, des tables d'impôts agrégés publiés avaient été utilisées pour ce calcul. Ceci limite le réalisme d'une étude qui cherche à mesurer les réponses comportementales des individus.

Nous rappelons toutefois que, nous avons faits abstraction de certaines dimensions dans ce mémoire. Parmi celles-ci, on peut penser à la façon dont les salaires varient en fonction des régimes de fiscalité en place. Des travaux subséquents pourraient considérer des questions additionnelles. Il serait, en effet, intéressant d'examiner en quoi les variations salariales induites par les différences de fiscalité et des programmes sociaux peuvent modifier les incitations quant à la décision des individus de travailler ou non. Il serait également intéressant d'étudier la robustesse des estimés obtenus quant aux définitions des différentes configurations analysées, notamment, les considérations relatives à l'effet de richesse intertemporelle sur le cycle de vie. Enfin, une extension possible serait de tenir compte du taux de taxation sur la consommation pour mesurer les TEMI et de vérifier la sensibilité des résultats. De même, une généralisation possible du modèle consisterait à prendre en considération la participation des individus au marché noir.

ANNEXE A

FIGURES

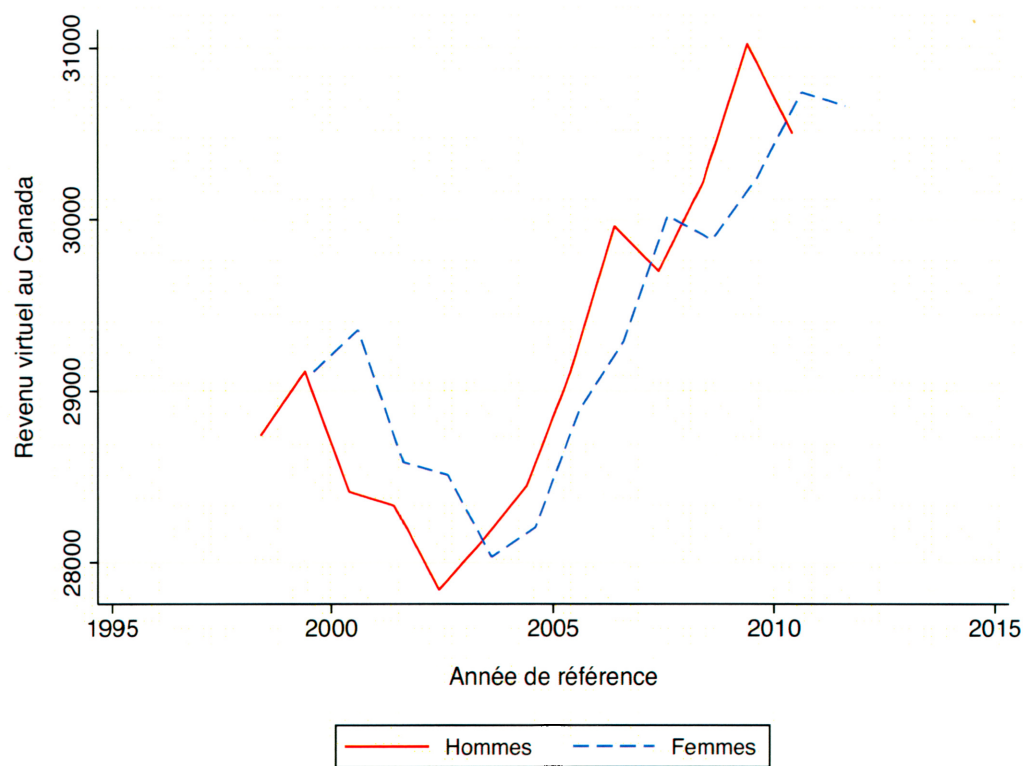


Figure A.1: Évolution du revenu virtuel dans toutes les provinces canadiennes, 1999-2011

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan).

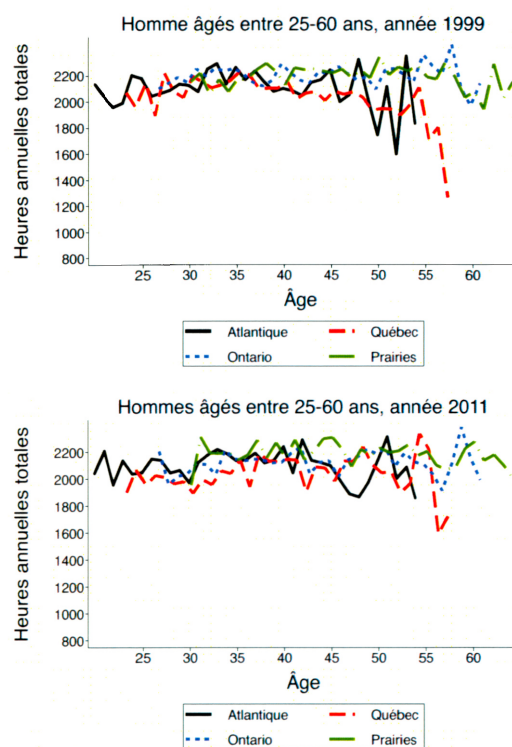


Figure A.2: Évolution des heures totales annuelles travaillées des hommes en 1999 et 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

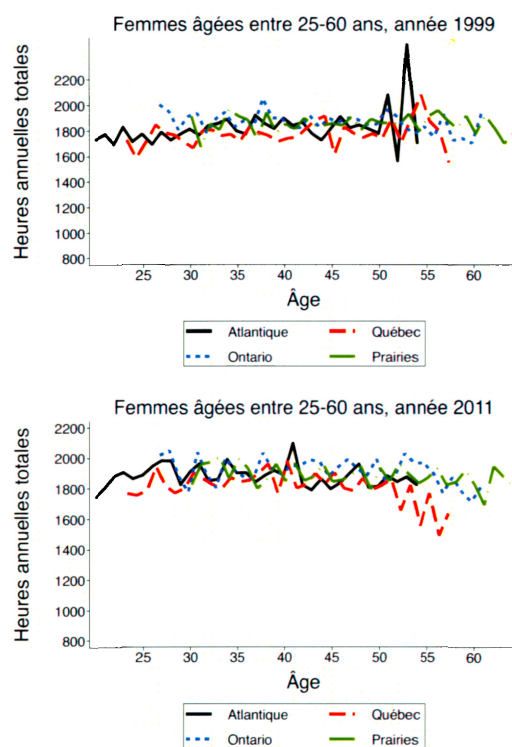


Figure A.3: Évolution des heures totales annuelles travaillées des femmes en 1999 et 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

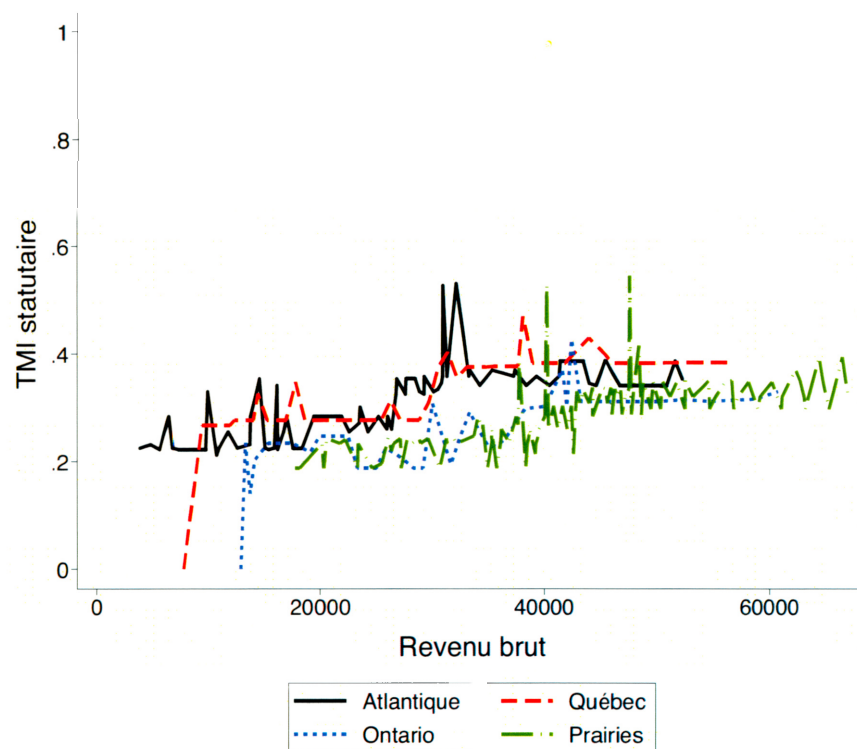


Figure A.4: TMI statutaire sur le revenu brut des jeunes mariés sans enfant à charge en 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

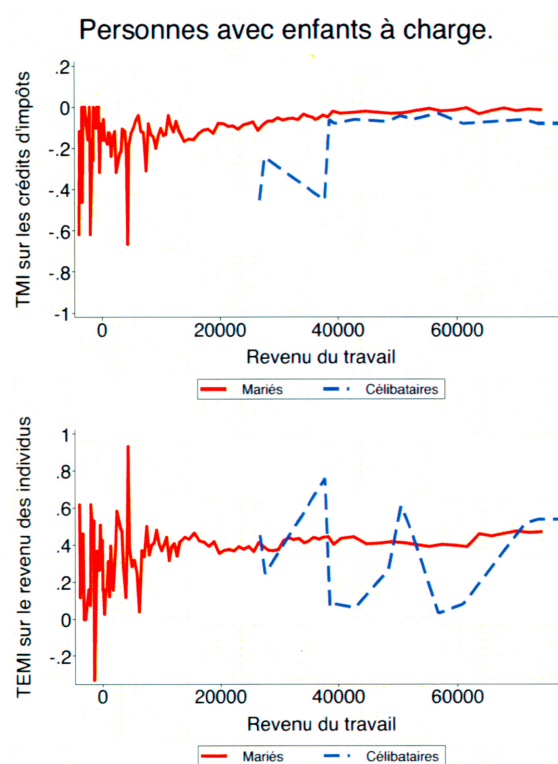


Figure A.5: Taux de récupération sur les crédits d'impôts et TEMI des personnes avec des enfants à charge au Québec, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

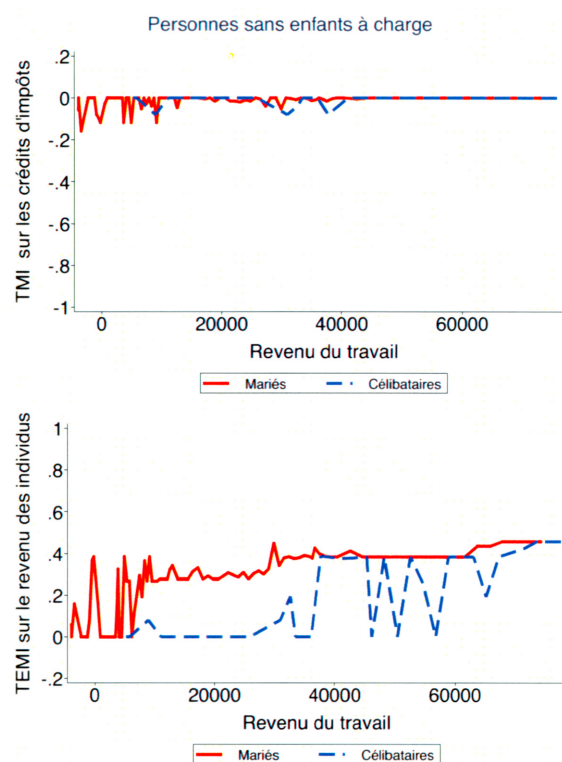


Figure A.6: Taux de récupération sur les crédits d'impôts et TMI des personnes sans enfant à charge au Québec, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

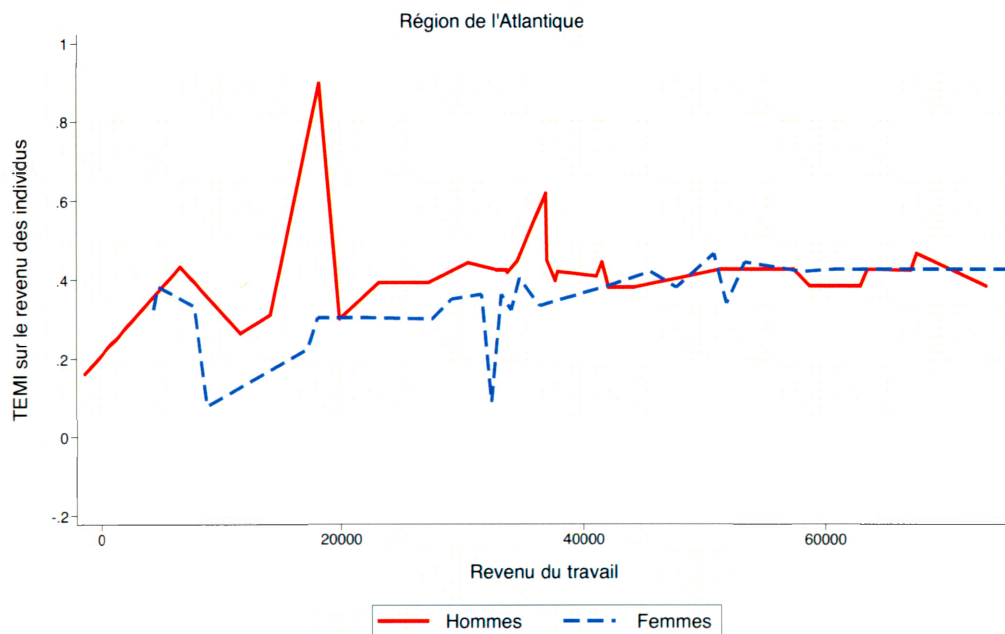


Figure A.7: Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe en Atlantique, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

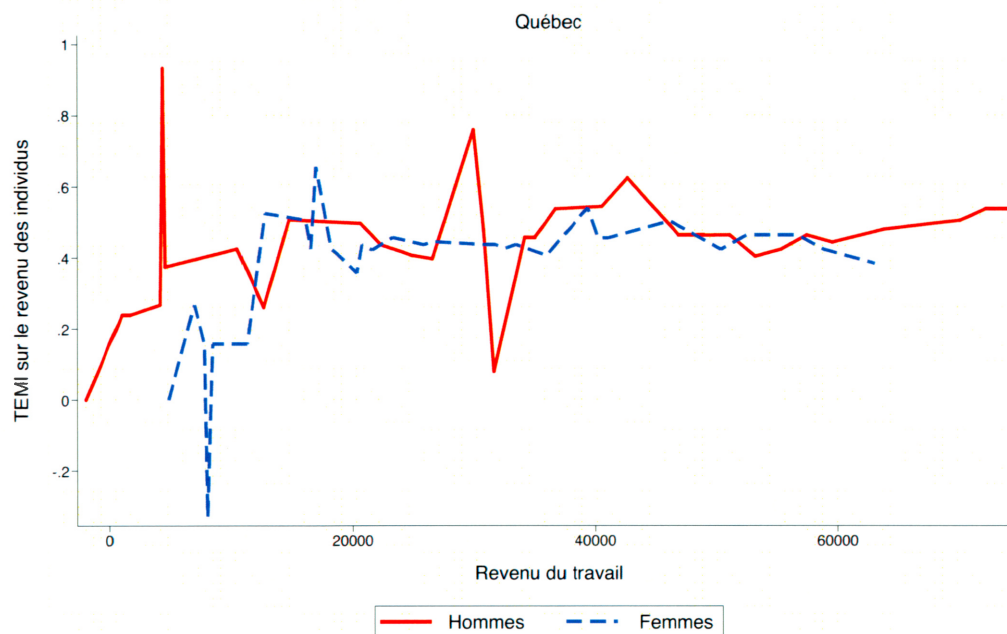


Figure A.8: Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe au Québec, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

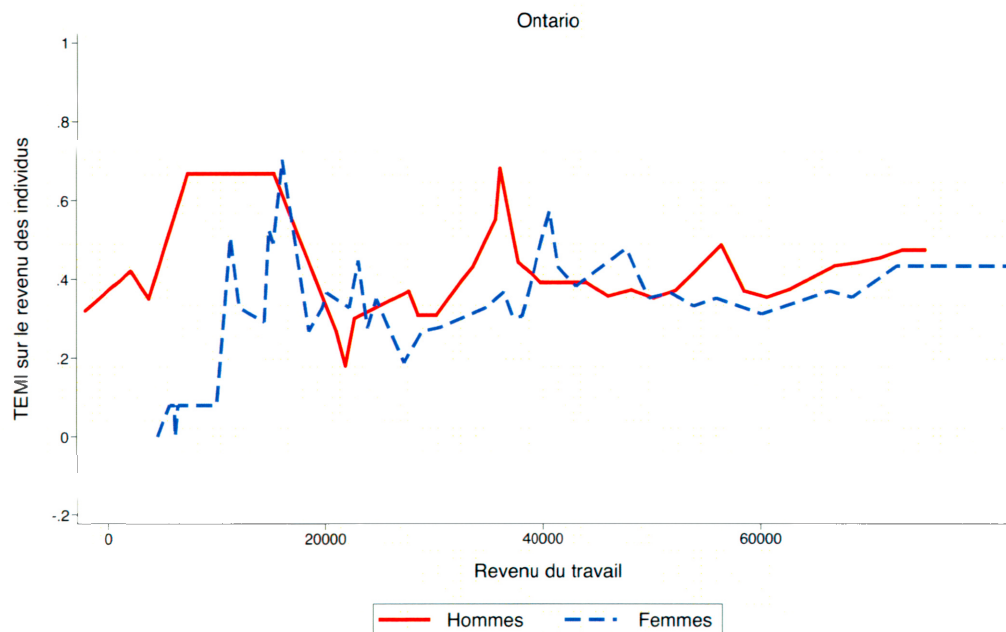


Figure A.9: Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe en Ontario, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

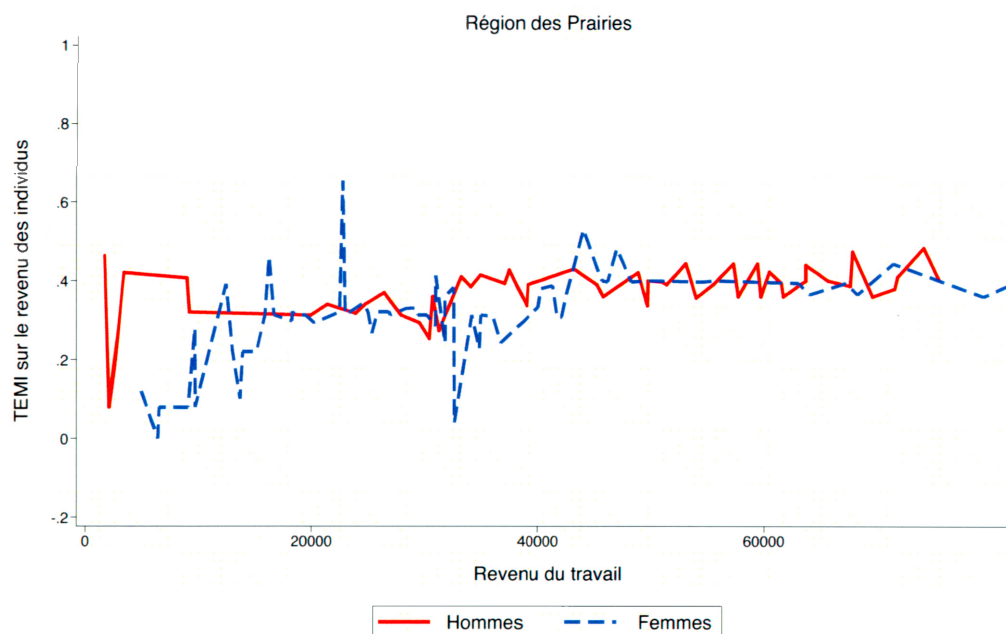


Figure A.10: Taux effectif marginal d'imposition des individus avec trois enfants à charge et selon leur sexe dans les Prairies, 2011.

Source : Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR-StatCan, 1999-2011).

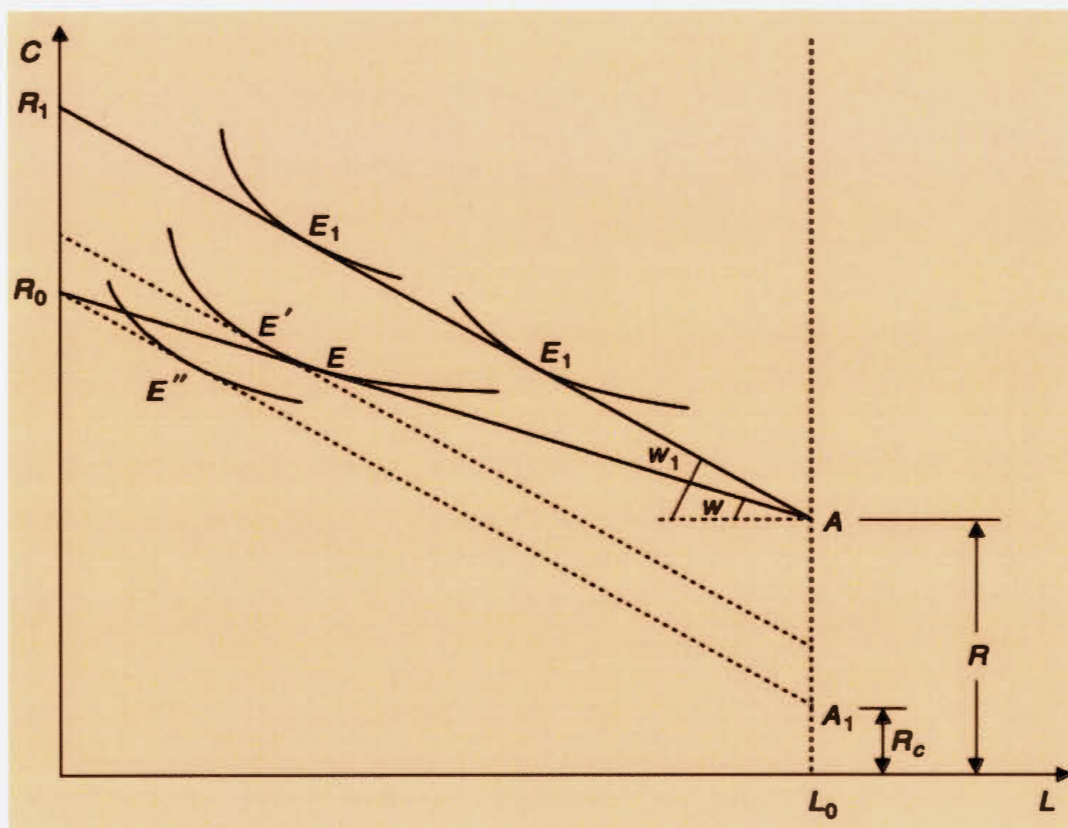


Figure A.11: Le choix entre la consommation et le loisir suite à une augmentation du salaire réel.

Source : Figure 1.12 de l'article de Cahuc et al. (2015), les propriétés de l'offre de travail.

ANNEXE B

TABLEAUX

Tableau B.1: TEMI des mariés dans chacune des régions du Canada, 2011

Régions	Variable	Mariés sans enfants		Mariés avec un enfant		Mariés avec deux enfants	
		0 - 30 000 \$	30 000 \$ - 60 000 \$	0 - 30 000 \$	30 000 \$ - 60 000 \$	0 - 30 000 \$	30 000 \$ - 60 000 \$
Atlantique	TEMI	0,242	0,345	0,274	0,366	0,305	0,373
	Nbre Obs	507	530	507	530	507	530
Québec	TEMI	0,235	0,376	0,373	0,400	0,415	0,431
	Nbre Obs	480	576	480	576	480	576
Ontario	TEMI	0,201	0,308	0,250	0,338	0,307	0,349
	Nbre Obs	511	701	511	701	511	701
Prairies	TEMI	0,171	0,303	0,229	0,319	0,229	0,340
	Nbre Obs	543	872	543	872	543	872

Note : TEMI des mariés selon le nombre d'enfants à charge dans chacune des régions. Nous avons considéré deux tranches de revenus : 0 \$ - 30 000 \$ et 30 000 \$ - 60 000 \$. Période échantillonnage : 2011.

Tableau B.2: Heures annuelles moyennes travaillées et TEMI moyens dans chaque région et au Canada

Régions	Atlantique		Québec		Ontario		Prairies		Canada	
Variables	Heures	TEMI	Heures	TEMI	Heures	TEMI	Heures	TEMI	Heures	TEMI
Hommes	2211,8 (477,9)	0,427 (0,0461)	2049,9 (542,7)	0,478 (0,0673)	2112,2 (360,7)	0,394 (0,0641)	2160,5 (504,1)	0,393 (0,0475)	2118,4 (456,7)	0,415 (0,0690)
Femmes	1865,4 (347,1)	0,418 (0,0488)	1816,0 (334,1)	0,454 (0,0643)	1867,5 (351,3)	0,373 (0,0685)	1718,2 (514,7)	0,373 (0,0586)	1814,5 (400,9)	0,397 (0,0727)
Nombre d'observations	288		366		603		527		1784	
Mariés	2046,9 (455,1)	0,423 (0,0459)	1937,1 (461,2)	0,470 (0,0527)	2000,0 (378,3)	0,386 (0,0616)	1954,9 (551,2)	0,385 (0,0504)	1976,2 (456,5)	0,408 (0,0659)
Célibataires	2006,5 (147,1)	0,322 (0,229)	1726,9 (478,0)	0,346 (0,207)	2142,8 (184,2)	0,279 (0,204)	2338,7 (1017,4)	0,189 (0,208)	1952,6 (503,9)	0,305 (0,206)
Nombre d'observations	288		366		603		527		1784	
25-35 ans	2091,4 (439,3)	0,425 (0,0413)	1919,4 (477,5)	0,476 (0,105)	2018,6 (260,7)	0,413 (0,102)	1941,2 (579,3)	0,391 (0,0575)	1960,8 (479,9)	0,425 (0,0927)
35-45 ans	2034,6 (457,1)	0,427 (0,0464)	1916,7 (451,1)	0,467 (0,0582)	1984,5 (397,2)	0,384 (0,0594)	1967,5 (566,5)	0,385 (0,0542)	1967,4 (465,6)	0,407 (0,0669)
45-55 ans	2074,5 (455,8)	0,404 (0,0514)	2007,6 (503,5)	0,448 (0,0526)	2052,9 (331,5)	0,379 (0,0748)	1916,2 (444,9)	0,366 (0,0428)	2019,6 (404,0)	0,392 (0,0702)
Nombre d'observations	288		366		603		527		1784	
Primaire_Secondaire	2370,4 (359,4)	0,423 (0,0466)	1908,5 (604,6)	0,494 (0,0523)	2045,0 (372,8)	0,394 (0,0633)	2051,7 (533,3)	0,380 (0,0451)	2035,8 (481,6)	0,409 (0,0688)
Certificat_Postsec	2066,9 (450,7)	0,420 (0,0429)	2044,7 (464,1)	0,460 (0,0685)	2046,2 (331,3)	0,378 (0,0619)	2011,5 (565,9)	0,385 (0,0528)	2038,0 (442,5)	0,401 (0,0685)
Bac et plus	1907,8 (430,3)	0,427 (0,0541)	1780,1 (331,8)	0,462 (0,0675)	1856,0 (441,9)	0,391 (0,0792)	1740,5 (493,3)	0,386 (0,0637)	1809,7 (425,5)	0,415 (0,0774)
Nombre d'observations	288		366		603		527		1784	

Note : Heures annuelles travaillées et TEMI des individus qui gagnent un revenu moyen de travail entre 35000 \$ et 60000 \$ selon le sexe, le statut matrimonial, l'âge et le niveau d'instruction (Niveau primaire et secondaire avec ou sans diplôme; Certificat et postsecondaire non universitaire; et Baccalauréat ou plus). Période échantillonnale : 1999-2011.

Tableau B.3: Table d'imposition et heures moyennes de travail par province et la moyenne canadienne

Provinces	Revenu moyen imposable	TMI statutaire	Heures travaillées	Nombre d'observations
Terre-Neuve	0 à 31 677 \$	22,6 %	1571	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	39,7 %	2013	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	45,4 %	2143	14696
	103 001 \$ et plus	40,1 %	2194	2655
Île-du-Prince-Édouard	0 à 31 677 \$	22,8 %	1717	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	36,3 %	2103	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	43,5 %	2107	14696
	103 001 \$ et plus	47,2 %	2517	2655
Nouvelle-Écosse	0 à 31 677 \$	21,5 %	1587	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	37,3 %	2081	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	43,0 %	2160	14696
	103 001 \$ et plus	47,1 %	2354	2655
Nouvelle-Brunswick	0 à 31 677 \$	21,7 %	1613	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	36,4 %	2072	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	41,8 %	2105	14696
	103 001 \$ et plus	46,1 %	2256	2655
Québec	0 à 31 677 \$	25,4 %	1522	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	39,1 %	1953	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	45,4 %	2046	14696
	103 001 \$ et plus	48,3 %	2101	2655
Ontario	0 à 31 677 \$	18,5 %	1474	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	32,4 %	2025	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	43,7 %	2081	14696
	103 001 \$ et plus	46,5 %	2175	2655
Manitoba	0 à 31 677 \$	22,4 %	1555	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	36,3 %	2044	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	43,3 %	2130	14696
	103 001 \$ et plus	46,4 %	2255	2655
Saskatchewan	0 à 31 677 \$	19,9 %	1492	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	35,1 %	2066	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	40,2 %	2186	14696
	103 001 \$ et plus	44,7 %	2242	2655
Alberta	0 à 31 677 \$	18,0 %	1468	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	32,1 %	2054	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	36,6 %	2185	14696
	103 001 \$ et plus	39,8 %	2228	2655
Colombie Britannique	0 à 31 677 \$	17,7 %	1388	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	31,3 %	2012	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	39,4 %	2165	14696
	103 001 \$ et plus	43,9 %	2295	2655
Canada	0 à 31 677 \$	20,9 %	1495	47554
	31 678 \$ à 63 354 \$	34,4 %	2014	45503
	63 355 \$ à 103 000 \$	42,5 %	2103	14696
	103 001 \$ et plus	45,5 %	2186	2655

Note : Revenus réels en dollars constants de 2002. Période échantillonnale : 1999-2011.

Tableau B.4: Estimés micro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par régions

Régions	Variables	Tous les individus	Hommes	Femmes
Atlantique	Élasticité au salaire net	0,208**	0,252**	0,240*
		(0,023)	(0,012)	(0,014)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,327*	- 0,375	- 0,292
		(0,065)	(0,042)	(0,040)
	Nombre de cellules		199	99
Québec	Élasticité au salaire net	0,186*	0,268***	0,260**
		(0,026)	(0,012)	(0,014)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,419	- 0,420	- 0,340
		(0,067)	(0,042)	(0,040)
	Nombre de cellules		202	99
Ontario	Élasticité au salaire net	0,398***	0,260***	0,249**
		(0,012)	(0,012)	(0,014)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,500***	- 0,454	- 0,366
		(0,055)	(0,043)	(0,041)
	Nombre de cellules		223	111
Prairies	Élasticité au salaire net	0,451***	0,264**	0,253**
		(0,010)	(0,011)	(0,014)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,680***	- 0,423	- 0,331
		(0,066)	(0,043)	(0,040)
	Nombre de cellules		232	115

Note : Nous avons exclu les cellules dont le nombre d'observations est inférieur à 30. De même, les salaires moyens inférieurs au 20ème percentiles et supérieurs au 99ème percentiles sont exclus. Les écart-types sont obtenus à l'aide de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Période échantillonnale : 1999-2011. * indique un niveau de significativité de 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Tableau B.5: Estimés macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail par régions

Régions	Variables	Tous les individus	Hommes	Femmes
Atlantique	Élasticité au salaire net	0,562 *** (0,009)	- 0,304 (0,018)	- 0,397 (0,014)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,055 (0,089)	0,115 (0,010)	0,389 (0,069)
	Effet fixe d'années	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'âge	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'éducation	Oui	Oui	Oui
	Nombre de cellules	145	75	70
Québec	Élasticité au salaire net	0,655*** (0,008)	- 0,251 (0,019)	- 0,352 (0,019)
	Élasticité au revenu virtuel	0,032 (0,083)	0,058 (0,059)	0,442 (0,072)
	Effet fixe d'années	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'âge	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'éducation	Oui	Oui	Oui
	Nombre de cellules	157	81	76
Ontario	Élasticité au salaire net	0,664*** (0,007)	- 0,324 (0,016)	- 0,415 (0,012)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,239** (0,086)	0,104 (0,058)	0,241 (0,059)
	Effet fixe d'années	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'âge	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'éducation	Oui	Oui	Oui
	Nombre de cellules	210	106	104
Prairies	Élasticité au salaire net	0,803*** (0,006)	- 0,161 (0,033)	- 0,413 (0,013)
	Élasticité au revenu virtuel	- 0,395*** (0,085)	0,235 (0,068)	0,313 (0,061)
	Effet fixe d'années	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'âge	Oui	Oui	Oui
	Effet fixe d'éducation	Oui	Oui	Oui
	Nombre de cellules	209	105	104

Note : Nous avons exclu les cellules dont les observations sont inférieures à 50. De même, les salaires moyens inférieurs au 20ème percentiles et supérieurs au 99ème percentiles sont exclus. Les écart-types sont obtenus à l'aide de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Période échantillonnale : 1999-2011. * indique un niveau de significativité de 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Tableau B.6: Estimés macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail dans toutes les régions

Variables	Régions métropolitaines			Sexe	
	Toutes régions (1)	Toutes régions (2)	Toutes régions (3)	Hommes	Femmes
Élasticité au salaire net	0,560** (0,008)	0,784*** (0,005)	0,996*** (0,004)	0,248** (0,017)	0,081 (0,084)
Élasticité au revenu virtuel	- 0,574*** (0,070)	- 0,840*** (0,064)	- 0,532** (0,099)	- 0,310* (0,056)	- 0,139** (0,069)
Effet fixe d'années	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe de régions	Non	Non	Oui	Non	Non
Nombre de cellules	104	104	104	52	52

Note : Nous avons exclu les salaires moyens inférieurs au 20ème percentiles et supérieurs au 99ème percentiles. Les cellules sont définies par année, par régions et par sexe. Les écart-types sont obtenus à l'aide de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Période échantillonnale : 1999-2011. * indique un niveau de significativité de 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Tableau B.7: Estimés micro-macro de l'élasticité non-compensée de l'offre de travail dans toutes les régions

Variables	Toutes les régions (1)	Toutes les régions (2)	Hommes	Femmes
Élasticité au salaire net	0,318** (0,011)	0,320*** (0,011)	0,289 (0,011)	0,299 (0,013)
Élasticité au revenu virtuel	- 0,447** (0,044)	- 0,450** (0,045)	- 0,435*** (0,044)	- 0,369** (0,042)
Effet fixe d'années	Non	Oui	Oui	Oui
Effet fixe de groupes	Non	Oui	Oui	Oui
Nombre de cellules	721	721	367	354

Note : Nous avons exclu les salaires moyens inférieurs au 20ème percentiles et supérieurs au 99ème percentiles. Les cellules sont définies par années et par groupe spécifique (sexe, âge, éducation et régions). Les cellules inférieures à 50 observations sont exclues dans nos données. Les écart-types sont obtenus à l'aide de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Période échantillonnale : 1999-2011. * indique un niveau de significativité de 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

Tableau B.8: Estimés macro de l'élasticité de l'offre de travail par âge, par éducation et selon le nombre d'années d'expérience

Variables	Âge des personnes				Niveau d'éducation			Nombre d'années d'expérience		
	25-35	35-45	45-55	Prim_sec	Cert_PostSec	Bac et plus	1-10 ans	10-20 ans	20-30 ans	
Élasticité au salaire net	0,876***	0,944***	0,824***	0,593***	0,907***	0,775***	0,790***	1,093***	0,724***	
	(0,006)	(0,006)	(0,005)	(0,008)	(0,005)	(0,006)	(0,006)	(0,005)	(0,006)	
Élasticité au revenu virtuel	- 0,216	- 0,578***	- 0,473**	0,062	- 0,165	- 0,560	- 0,028	- 0,749***	- 0,600***	
	(0,120)	(0,112)	(0,094)	(0,092)	(0,096)	(0,093)	(0,118)	(0,115)	(0,081)	
Effet fixe d'années	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effet fixe de régions	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Nombre de cellules	104	104	104	104	104	104	104	104	104	

Note : Nous avons exclu les salaires moyens inférieurs au 20ème percentiles et supérieurs au 90ème percentiles. Les écart-types sont obtenus à l'aide de la méthode delta et sont robustes à l'hétéroscédasticité. Période échantillonnage : 1999-2011. * indique un niveau de significativité de 10 %, ** 5 % et *** 1 %.

BIBLIOGRAPHIE

- Bargain, O., Orsini, K. et Peichl, A. Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States New Results. *Journal of Human Resources*, 49 (3), 723–838, 2004.
- Bernier, J. et Lévesque, S. (1995). La maximisation des mécanismes d'incitation au travail. *Direction générale des politiques et des programmes. Ministère de la Sécurité du revenu.*
- Blancquaert, A. (2015). Fiscalité, Programmes Sociaux et Incitation au Travail, une Comparaison Québec-Ontario, Université Laval.
- Blundell, R., Bozio, A. et Laroque, G. Extensive and Intensive Margins of Labour Supply : Work and Working Hours in the US, the UK and France. *Fiscal Studies*, 34 (1), 1–29, 2013.
- Blundell, R., Duncan, A. et Meghir, C. Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms. *Econometrica*, 66 (4), 827–861, 1998.
- Blundell, R. et MaCurdy, T. Labor Supply : A Review of Alternative Approaches. In *Handbook of Labor Economics*, volume 3, *Elsevier* : 1559–1695, 1999.
- Bouchet-Valat et Milan. Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014, Insee, 2017, 1–20.
- Cahuc, P., Carcillo, S. et Zylberberg, A. Labor Economics. *MIT press*, *Extrait du chapitre 1 et 12* : 1–84, 2015.

- Chang, Yongsung et Kim, S.-B. From individual to aggregate labor supply : A quantitative analysis based on a heterogeneous agent macroeconomy. *International Economic Review*, 47 (1), 1-27, 2006.
- Chetty, R., Guren, A., Manoli, D. et Weber, A. Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins. *American Economic Review*, 101 (3), 471-475, 2011.
- Cho, J.-O. et Cooley, T. F. Employment and Hours Over the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18 (2), 411-432, 1994.
- Clasen, J. (2009). Les nouvelles politiques de l'emploi au Royaume-Uni et en Allemagne. *Critique internationale*, 43(2) : 37-50.
- Comité d'Examen de la Fiscalité du Québec. Se tourner vers l'avenir du Québec : une réforme de la fiscalité québécoise, Volume 1 : 64-67, mars 2015.
- Congress of the United States (1998). Joint Committee on Taxation. Present Law and Analysis Relating to Individual Effective Marginal Tax Rates. Technical report, JCS-3-98, Washington, DC.
- Duclos, J.-Y., Fortin, B. et Fournier, A.-A. (2008). Une Analyse des Taux Marginaux Effectifs d'Imposition au Québec. *L'Actualité Économique, Université du Québec à Montréal*, 84(1) : 5-46.
- Dyrda, S., Kaplan, G. et Rios-Rull, J.-V. (2012). Business Cycles and Household Formation : The Micro vs the Macro Labor Elasticity. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Fortin, B., J. N. and Lacroix, G. Offre de travail au noir en présence de la fiscalité et des contrôles fiscaux. *Economie et prévision. La Documentation française*, 2004, no (3), 145-163.
- Fortin, B. et Belzile, B. Un modèle d'offre de travail des familles à faible revenu au Québec. *Relations Industrielles/Industrial Relations*, 32 (1), 65-93, 1977.

- Garon, J.-D. et Paquet, A. (2016). Les enjeux d'efficience et la fiscalité. 93(3) : 1-41.
- Heckman, J. J. (1976). Estimates of a Human Capital Production Function Embedded in a Life-Cycle Model of Labor Supply. In *Household Production and Consumption, NBER* : 225-264.
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. et Saez, E. Welfare Reform in European Countries : a Microsimulation Analysis. *The Economic Journal*, 117 (516), 1-44, 2007.
- Jäntti, M., Pirttilä, J. et Selin, H. Estimating Labour Supply Elasticities Based on Cross-Country Micro Data : A Bridge between Micro and Macro Estimates? *Journal of Public Economics*, vol (127), 87-99, 2015.
- Keane, M. et Rogerson, R. Micro and Macro Labor Supply Elasticities : A Reassessment of Conventional Wisdom. *Journal of Economic Literature*, 50 (2), 464-476, 2012.
- Keane, M. P. The Tax-Transfer System and Labour Supply. In *Melbourne Institute-Australia's Future Tax and Transfer Policy Conference* : 108-160, 2010.
- Laferrière, C. (2001). Les taux implicites d'imposition. Les courbes-Québec 2001. *Université du Québec à Montréal*.
- Laferrière, C. et Montreuil, F. Les taux effectifs marginaux d'imposition (TEMI) - Québec 2016. *Centre Québécois de Formation en Fiscalité* : 1-22, 2016.
- Laroque, G. et Salanié, B. (1999). Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail, INSEE.
- Ljungqvist, L. et Sargent, T. J. A Labor Supply Elasticity Accord? *American Economic Review*, 101 (3), 487-491, 2011.
- Ljungqvist, L., Sargent, T. J., Blanchard, O. et Prescott, E. C. Do Taxes Explain

- European Employment ? Indivisible Labor, Human Capital, Lotteries, and Savings [with comments and discussion]. *NBER Macroeconomics Annual*, vol (21), 181–246, 2006.
- Macnaughton, A., Matthews, T. et Jeffrey Pittman, J. (1998). “Stealth Tax Rates” : Effective Versus Statutory Personal Marginal Tax Rates. *Canada Tax Journal*, 46(5) : 1029–1066.
- MaCurdy, T. E. A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty. *International Economic Review*, 24 (2), 265–289, 1983.
- MaCurdy, T. E. An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting. *Journal of Political Economy*, 89 (6), 1059–1085, 1981.
- MaCurdy, T. E. et Pencavel, J. H. Testing between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets. *Journal of Political Economy*, 94 (3, part 2), S3–S39, 1986.
- Milligan, K. Canadian Tax and Credit Simulator. Database, Software and Documentation. *Technical Report, University of British Columbia*, 2016.
- Prescott, E. C. (2002). Prosperity and Depression. *American Economic Review*, 92(2) : 1–15.
- Prescott, E. C. (2004). Why Do Americans Work So Much More Than Europeans ? National Bureau of Economic Research. 28(1) : 2–14.
- Prescott, E. C. et Wallenius, J. (2012). Aggregate Labor Supply. *Quarterly Review*, 35(2).
- Reichling, F. et Whalen, C. (2012). Review of Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply.
- Reschovsky, A. (1990). La réforme fiscale aux Etats-Unis. *Politiques et Management Public*, 8(2) : 65–86.

- Rogerson, R. Indivisible labor, lotteries and equilibrium. *Journal of monetary Economics*, 21 (1), 3-16, 1988.
- Saez, E., Slemrod, J. et Giertz, S. H. (2012). The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates : A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 50(1) : 3-50.
- Shaw, K. L. (1989). Life-Cycle Labor Supply with Human Capital Accumulation. *International Economic Review* : 431-456.
- Smets, F. et Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3) : 586-606.