



Effet sur l'offre de travail d'une politique de fractionnement du revenu aux fins d'impôts

Mémoire

Étienne Piedboeuf

Maîtrise en économique
Maître ès arts (M.A.)

Québec, Canada

© Étienne Piedboeuf, 2015

Résumé

Lors de l'élection fédérale de 2011, le parti Conservateur du Canada a proposé d'instaurer le fractionnement du revenu de travail pour les couples avec un enfant de moins de 18 ans, lors du retour à l'équilibre budgétaire. Cette mesure a été officiellement annoncée dans le cadre du budget 2015-2016. Dans ce travail, nous utilisons un modèle d'offre de travail à choix discrets pour examiner l'effet de cette réforme fiscale prospective sur l'offre de travail des couples. Nous trouvons qu'avec des comportements constants, cette réforme fiscale pourrait coûter 2,9 milliards de dollars contrairement aux 2,2 milliards annoncés. Avec une offre de travail variable, nous trouvons que suite au départ potentiel de près de 95 000 femmes du marché du travail, le coût de la réforme pourrait atteindre 3,7 milliards de dollars.

Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	v
Avant-propos	vii
Introduction	1
1. Analyse de la politique de fractionnement du revenu à comportement constant	3
1.1. Méthodologie	3
1.2. Le système fiscal canadien	4
1.3. Résultat pour la population canadienne.	6
1.4. Coût pour le gouvernement	7
1.5. Analyse du taux marginal d'imposition effectif.	9
2. Analyse de la politique de fractionnement du revenu avec offre de travail variable	11
2.1. Effet théorique de la réforme	11
2.2. Description du modèle	12
2.3. Imputation des salaires	16
2.4. Estimation du modèle.	17
2.5. Résultats	18
2.6. Élasticités.	20
2.7. Coût pour le gouvernement.	22

Avant-propos

Ce travail n'aurait pas été le même sans l'aide de mon directeur, Monsieur Bernard Fortin. Ses idées, ses suggestions et ses encouragements ont grandement élevé la qualité de mon travail. Merci aussi à Monsieur Jean-Yves Duclos, mon co-directeur pour ses idées originales et son support. Un merci spécial à tous mes collègues étudiant et les professeurs du département qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce mémoire. Je remercie particulièrement Steeve Marchand et Nicholas-James Clavet et Luc Bissonette pour l'aide et les bons conseils.

La réalisation de ce mémoire n'aurait pas été possible sans le soutien constant de ma famille et de ma conjointe Michelle. Se sont eux qui m'ont incité à persévérer pendant les moments plus difficiles.

Je tiens également à remercier le Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPEE), le Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture et de la Faculté des sciences sociales de l'Université Laval. La rédaction de mémoire a été rendue possible grâce à leur important soutien financier.

1 Introduction

Lors de l'élection fédérale de 2011, le parti Conservateur du Canada a proposé d'instaurer le fractionnement du revenu de travail pour les couples avec un enfant de moins de 18 ans, lors du retour à l'équilibre budgétaire prévu pour 2014-2015. Le fractionnement du revenu est une politique fiscale qui permet à un conjoint ayant un revenu supérieur de transférer une partie de son revenu imposé à un taux élevé vers l'autre membre du ménage qui est imposé à un taux inférieur. Cette mesure a été officiellement annoncée par le Gouvernement Conservateur dans le cadre du budget 2015-2016.

Au plan politique, ce n'est pas la première fois que la question du fractionnement du revenu pour les couples fait la manchette. En 1966, le rapport de la Commission royale d'enquête sur la fiscalité, aussi appelé le rapport de la Commission Carter, proposait l'abandon de l'individu comme unité d'imposition au profit de la famille. Dans les années 80, un rapport produit par la Commission royale d'enquête sur la situation de la femme présentait des conclusions similaires. Dans les deux cas, les rapports ont fait l'objet de vives critiques de la part de certains groupes féministes et la question du fractionnement du revenu est depuis perçue comme une proposition controversée.

L'argument principal que ces rapports soulèvent à l'égard du fractionnement du revenu est celui de l'équité horizontale. Par cela, on entend que des familles disposant de revenus égaux devraient payer le même montant d'impôt indépendamment de la répartition de ce revenu dans le couple. Cet objectif est facilité par un processus de fractionnement du revenu familial.

En contrepartie, on peut argumenter que l'équité entre les familles devrait être définie de manière plus large en tenant compte de la valeur économique de certains services fournis typiquement par le conjoint qui passe le plus de temps à la maison tels que la cuisine, le ménage et le fait de s'occuper des enfants. En tenant compte de ces services, l'équité entre les familles n'est plus seulement une question de revenu total monétaire.

Dans la proposition du gouvernement conservateur, le fractionnement du revenu est permis pour les couples avec un enfant à charge de 18 ans ou moins. Le transfert maximal autorisé entre deux conjoints est de 50 000\$ et selon un rapport de mars 2015 du Directeur Parlementaire du Budget, le coût estimé pour le trésor public est de 2,2 milliards.

Pour évaluer les effets de la réforme fiscale, nous utilisons la base de données de l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Cette enquête vise toutes les personnes au Canada, à l'exclusion des résidents du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut, des pensionnaires d'un établissement institutionnel et des personnes vivant dans des réserves indiennes.

Nous trouvons que le fractionnement du revenu de travail a des effets non négligeables sur l'offre de travail ce qui pourrait engendrer des coûts additionnels d'environ 800 millions de dollars pour le gouvernement fédéral.

Dans la première partie, une évaluation de la réforme fiscale à comportement constant est présentée. En d'autres mots, nous supposons que l'ensemble des individus conservent les mêmes habitudes de travail, avant et après la réforme. Nous examinons les économies potentielles pour divers segments de la population ainsi que le coût prévu de la réforme pour le gouvernement fédéral.

Dans la deuxième partie, nous présentons le modèle d'offre de travail à choix discrets utilisé pour prévoir les changements dans l'offre de travail. Ce type de modèle de travail a été développé entre autres par Van Soest (1995) pour éviter certains problèmes rencontrés par les modèles traditionnels qui traitent les heures de travail de manière continue. Une analyse des élasticités et des effets de la réforme sur l'offre de travail suit et nous terminons le travail en discutant du coût réel de la réforme pour le gouvernement canadien.

2 Analyse de la politique de fractionnement du revenu à comportement constant

2.1 Méthodologie

Dans cette section, nous mesurons les impacts de la politique de fractionnement du revenu à comportement constant. Pour ce faire, nous utilisons le logiciel Canadian Tax and credit simulator (CTaCS), un simulateur de taxes et crédits pour le Canada conçu par Kevin Miligan, professeur à l'University of British Columbia. Ce simulateur inclut différents programmes fédéraux ainsi que les différents programmes de taxes et transferts spécifiques à chaque province. Nous effectuons le calcul de l'impôt fédéral payé par les ménages avant et après la réforme pour l'ensemble des ménages avec enfants.

À l'instar de ce qui était présenté dans le programme électoral du parti Conservateur, nous supposons un transfert maximal de 50 000\$ pour les écarts de revenu de plus de 100 000\$. Nous considérons le fractionnement du revenu seulement pour l'impôt fédéral. La participation des provinces n'est pas essentielle à la réforme et nous faisons l'hypothèse que ces dernières conservent leur système d'imposition en vigueur. De plus, nous supposons que le fractionnement est permis à la fois pour le revenu de travail et pour le revenu de travail autonome ainsi que pour les revenus de propriété et d'investissement.

Les échantillons de l'EDTR sont sélectionnés à partir de l'Enquête sur la population active (EPA), une enquête mensuelle, ce qui fait qu'ils partagent le même plan de sondage que cette dernière. L'échantillon de l'EPA est prélevé à partir d'une base aréolaire c'est-à-dire séparé en régions géographiques, et se fonde sur un plan stratifié à plusieurs degrés s'appuyant sur un échantillonnage probabiliste. L'échantillon de l'EDTR est composé de deux panels. Chacun d'eux comprend deux groupes de renouvellement de l'EPA et couvre près de 17 000 ménages. Chaque année de référence, l'EDTR produit deux ensembles de poids : un ensemble de poids qui est représentatif de la population initiale (l'aspect longitudinal) et un autre qui est représentatif de la population actuelle (l'aspect transversal). Dans le cadre de ce travail, nous utilisons l'ensemble de poids représentatif de l'aspect transversal, ce qui nous permet d'évaluer les effets d'une réforme fiscale sur l'ensemble de la population.

De plus, nous effectuons un tri dans la base de données pour ne garder que les ménages

qui pourraient éventuellement bénéficier du fractionnement du revenu. Nous éliminons donc les individus qui ne vivent pas en couple ainsi que les ménages sans enfant. Pour des raisons pratiques, les couples de même sexe sont également exclus de l'échantillon. Le tableau 1 présente un aperçu de certaines caractéristiques de la population visée par la réforme.

Tableau 1 – Caractéristiques des ménages visés par la réforme

	Hommes	Femmes
Âge moyen	40,7	38,3
Heures moyennes travaillées (par semaine)	41,1	26,78
Variable binaire pour études secondaires terminées	82,0%	89,0%
Variable binaire pour un niveau d'éducation post-secondaire	46,3%	39,42%
Variable binaire pour un niveau d'éducation universitaire	23,3%	27,9%
Revenu de travail moyen	60 163\$	29 269\$
Nombre d'enfants entre 0 et 18 ans	2,11	2,11
Variable binaire pour la présence d'enfants âgés de moins de 6 ans	47%	47%

Les couples retenus dans notre échantillon ont en moyenne 2.1, enfants entre 0 et 18 ans. Près de la moitié d'entre eux ont un enfant âgé de moins de 6 ans. 28% des femmes ont un niveau d'éducation universitaire contrairement à 23% des hommes. Toutefois, ces derniers travaillent près de 41 heures par semaine contrairement à 27 heures pour les femmes.

Le revenu de travail moyen des hommes est de de 60 163\$ contrairement à 29 269\$ pour les femmes. En moyenne ce sont donc les hommes qui auraient avantage à transférer une partie de leur revenu imposable à leur conjointe.

2.2 Le système fiscal canadien

Dans le système fiscal canadien, le taux d'imposition marginal varie selon le palier à l'intérieur duquel les individus se situent. Au niveau fédéral, il existe 4 paliers d'imposition en plus d'un crédit d'impôt de base de 11 138\$ qui diminue le revenu imposable. Le tableau 2 présente les seuils et les taux d'imposition pour l'année 2014 ainsi que le montant personnel

de base qui représente la partie du revenu personnel non-imposable.

Tableau 2 – Seuils et les taux d'imposition fédéraux pour l'année 2014

Seuils d'imposition	Taux d'imposition
0\$ à 43 953\$	15%
43 953\$ à 87 907\$	22%
87 907\$ à 136 270\$	26%
136 270\$ et plus	29%
Montant de base	
11 138\$	n.a.

N.B. Si le système d'impôt était proportionnel, le fractionnement du revenu n'aurait aucun effet.

Ces seuils d'imposition sont cruciaux afin d'évaluer l'impact qu'aurait le fractionnement du revenu sur la fiscalité canadienne. En effet, avec la proposition du gouvernement Conservateur, des économies pour les familles surviennent lorsque les revenus des conjoints se situent dans des tranches d'imposition différentes. Dans ce cas, le ménage a intérêt à transférer une partie de son revenu d'un conjoint à l'autre jusqu'au moment où leurs taux effectifs d'imposition marginaux s'égalisent¹. Dans le cas où les deux conjoints sont dans la même tranche d'imposition, le montant d'impôt payé au gouvernement fédéral restera le même à moins que l'offre du travail du couple change.

Certains pourraient considérer le montant de base comme une certaine forme de fractionnement du revenu puisque ce dernier est transférable entre conjoints. Cependant, la principale différence est que l'exemption permet de soustraire un montant imposé au taux marginal du seuil de base, soit 15%, et non au taux marginal du conjoint avec le salaire le plus élevé, comme pour le fractionnement du revenu.

1. Soit un ménage désirant maximiser son revenu net d'impôt et de transferts :
 $\max_{Y_N} Y_N = \bar{Y}_B - T(Y_H, Y_F) = \bar{Y}_B - T(Y_H, \bar{Y}_B - Y_H)$ avec $T(\cdot)$ convexe et doublement différentielle,
 où Y_N représente le revenu net d'impôt du couple, Y_H le revenu brut de l'homme, Y_F le revenu net de la femme, \bar{Y}_B le revenu brut du couple et $T(\cdot)$ le montant d'impôt net de transferts.

La condition de premier ordre est alors suffisante : $\frac{\partial Y_N}{\partial Y_H} = - \left(\frac{\partial T}{\partial Y_H} - \frac{\partial T}{\partial Y_F} \right) = 0$, (avec $\bar{Y}_B = Y_F + Y_H$)

On obtient alors : $\frac{\partial T}{\partial Y_H} = \frac{\partial T}{\partial Y_F}$, ce qui signifie que pour maximiser son revenu net d'impôt, le couple doit égaliser ses taux marginaux d'imposition

2.3 Résultats pour la population canadienne

Dans cette section, nous présentons les principaux résultats d'une analyse comptable de l'effet du fractionnement du revenu pour l'ensemble de la population canadienne. Le tableau 3 présente l'économie moyenne et le pourcentage de ménages qui économisent plus de 500\$ suite à la réforme pour différents segments de la population.

Tableau 3 – Pourcentage des ménages qui économisent plus de 500\$

Revenu familial	Économie moyenne	Part des ménages qui économisent plus de 500\$
0\$ à 50 000\$	82\$	7,2%
50 000\$ à 100 000\$	1 259\$	58,9%
100 000\$ à 150 000\$	1 186\$	45,6%
150 000\$ et plus	2 283\$	75,5%
Ensemble des ménages	998\$	40,4%

La mesure fiscale est prévue pour les couples avec un enfant à charge de 18 ans ou moins. Au Canada, cela représente environ 3 121 000 ménages. Parmi ces ménages, environ 1 900 000 devraient être positivement affectés par cette mesure et 1 260 000 économiseraient plus de 500\$. Au total, c'est donc seulement 40,4% des couples avec enfant qui gagneraient plus de 500\$ grâce à la réforme.

Tel que nous nous y attendions, l'économie moyenne pour les ménages dont le revenu familial est inférieur à 50 000\$ est presque nulle. Seuls 7,2% de ces ménages bénéficieront d'une économie d'impôt de plus de 500\$. En revanche, les ménages dont le revenu familial excède les 150 00\$ auront en moyenne 2 283\$ supplémentaires dans leurs poches et 75,5% d'entre eux auront droit à une réduction d'impôt dépassant les 500\$.

Les deux autres catégories exhibent des résultats qui, à première vue, peuvent sembler surprenants. En effet, les ménages dont le revenu familial se situe entre 50 000\$ et 100 000\$ économisent en moyenne 1 259\$ alors que ceux dont le revenu familial se situe entre 100 000\$ et 150 000\$ économisent en moyenne 1 186\$. De plus, 45,6% des ménages appartenant à cette dernière catégorie économisent plus de 500\$ contrairement à 58,9% des ménages dont le revenu se situe entre 50 000\$ et 100 000\$.

Tableau 4 – Économie d'impôt en fonction de la part du revenu familial du conjoint ayant le revenu le plus faible

Part du revenu familial du conjoint ayant le revenu le plus faible	Économie moyenne	Part du total des ménages avec enfants
0% à 15%	1 965\$	38,6%
15% à 35%	801\$	30,5%
35% à 50%	103\$	30,9%
Ensemble des ménages	998\$	100%

Ces résultats s'expliquent principalement par le fait qu'une grande part des ménages avec un seul conjoint qui travaille sont situés dans la tranche des revenus de 50 000\$ à 100 000\$. Ce sont ces ménages qui bénéficient le plus du fractionnement du revenu. Le tableau 4 présente les économies d'impôt moyennes en fonction du pourcentage du revenu familial gagné par le conjoint avec le revenu le plus faible.

On constate que ce sont effectivement les ménages au sein desquels le conjoint ayant le revenu le plus faible gagne entre 0% et 15% du revenu total où les économies sont les plus grandes. Ce résultat, conforme à nos attentes, nous amène à nous interroger sur la possibilité que certains ménages changent leur offre de travail afin de maximiser leur économie.

Comme les habitudes de travail des femmes sont plus flexibles que celles des hommes (Algan et al. 2002), il est important de leur accorder une attention particulière. Le sujet sera traité dans la deuxième partie du travail dans laquelle nous tiendrons compte des effets de comportement.

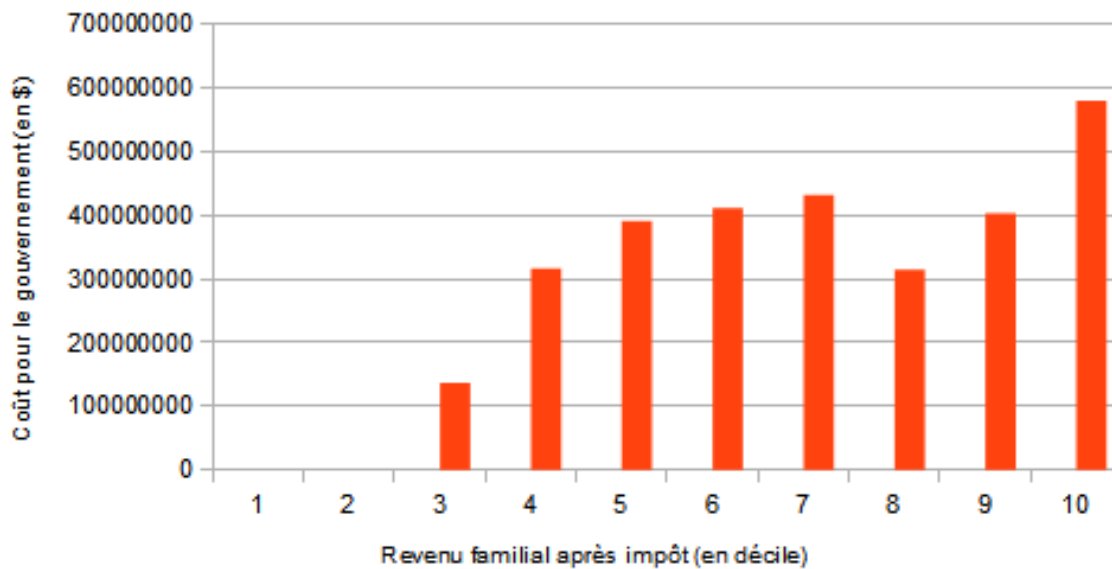
2.4 Coût pour le gouvernement

Lors de l'élection de 2011, le gouvernement Conservateur du Canada évaluait à 2,3 milliards le coût total de cette mesure pour le trésor public. Nos calculs évaluent plutôt le coût initial de cette mesure à 2,9 milliards, en ignorant les changements possibles de l'offre de travail. Comme les détails de l'évaluation du gouvernement Conservateur ne sont pas disponibles nous ne pouvons pas nous avancer sur les raisons de cet écart. La figure 1 détaille le coût de cette mesure en fonction des déciles de revenu des ménages canadiens.

En 2011, l'Institut C.D Howe a également réalisé une évaluation du coût du fractionnement du revenu en supposant des comportements constants. Le coût était alors évalué à 2,7 milliards et l'institut notait également que 23% de cette somme irait au 8% des familles les plus fortunées.

En 2014, le Canadian Centre for Policy Alternatives évaluait pour sa part le coût de la mesure à 3,0 milliards. Le centre estimait également que le fractionnement du revenu bénéficierait davantage au 5% des familles les plus fortunées qu'au 60% les moins fortunées.

FIGURE 1 – Coût pour le gouvernement en fonction du revenu familial (par décile)



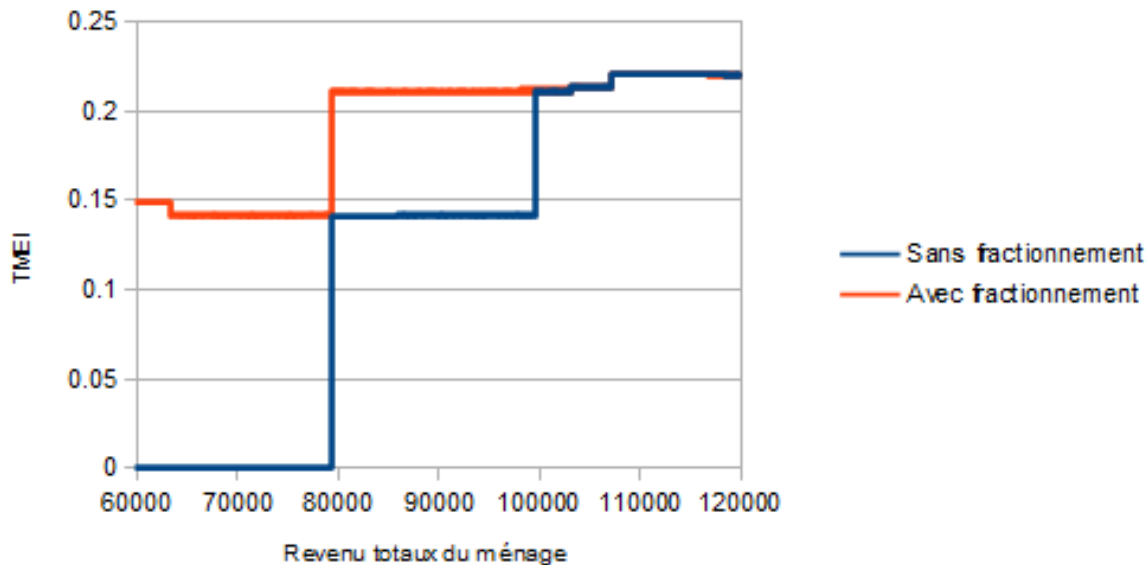
Nos résultats nous permettent premièrement de constater que très peu d'argent dans ces 2,9 milliards ira au 30% des ménages les moins fortunés. En effet, ces derniers recevront moins de 5% des réductions d'impôt. Toutefois, plusieurs de ces ménages ne payent pas du tout d'impôt. On constate également que les 10% des ménages les plus fortunés recevront près de 20% des réductions d'impôt engendrées par le fractionnement du revenu. On observe une diminution des réductions d'impôt pour le huitième et le neuvième décile par rapport au septième. Cette différence s'explique une fois de plus par la prévalence accrue des couples à deux revenus dans ces déciles de la population.

2.5 Analyse du taux marginal d'imposition effectif

Pour illustrer l'effet du fractionnement du revenu sur l'imposition des ménages, nous présentons dans cette section une analyse des changements dans le taux marginal d'imposition effectif (TMEI). Ce dernier représente le taux d'imposition payé sur le dernier dollar gagné par le ménage. Un TMEI élevé peut avoir un effet dissuasif sur l'offre de travail alors qu'un TMEI bas peut avoir l'effet contraire. Par ailleurs, le fractionnement du revenu permet également une hausse du revenu net d'impôt du couple qui en bénéficie. Si le loisir est un bien normal, cette hausse du revenu net aura donc un effet négatif sur l'offre de travail.

Dans l'exemple suivant, le revenu d'un des deux conjoints est fixé à 60 000\$ et le revenu de l'autre varie entre 0 et 60 000\$. En théorie, on s'attend à ce que le TMEI augmente pour le conjoint au revenu le plus faible avec le fractionnement du revenu. En effet, dans un tel cas l'individu à plus faible revenu est non seulement imposé sur son propre revenu mais aussi sur une partie de celui de son conjoint. La figure 2 présente le TMEI pour le conjoint au revenu le plus faible en fonction des revenus totaux du ménage fictif.

FIGURE 2 – Taux d'imposition fédéral effectif pour le conjoint au revenu le plus faible



En pratique, on observe que lorsqu'il y a fractionnement du revenu, le conjoint au revenu le plus faible est imposé dès le premier dollar qu'il gagne. On constate également que jusqu'à

un revenu d'environ 40 000\$, le conjoint au revenu le plus faible est soumis à un TMEI strictement plus élevé. Par la suite, les deux taux s'égalisent. Cela signifie que dans cet exemple fictif, le fractionnement du revenu engendre un effet dissuasif au travail pour le conjoint au revenu le plus faible lorsque son salaire est inférieur à 40 000\$.

On constate qu'en effet, le fractionnement du revenu engendre un TMEI plus élevé dans certaines sections du graphique. Ces sections sont celles pour lesquelles la structure de revenu du couple leur permettrait de sauver de l'impôt avec le fractionnement du revenu. Dans ces situations le changement dans le TMEI du conjoint au revenu le plus faible aura-t'il un effet négatif sur son offre de travail ? La baisse du TMEI pour le conjoint au revenu le plus élevé pourrait-t'elle inciter ce dernier à augmenter son offre de travail ?

Tel que mentionné précédemment, une hausse du revenu net a un effet négatif sur l'offre de travail si le loisir est un bien normal. La grandeur de cet effet dépend de plusieurs facteurs dont la substituabilité ou la complémentarité des heures de loisir des conjoints. Au total quels sont donc les effets sur l'offre de travail du fractionnement du revenu pour la population canadienne ?

C'est la question à laquelle nous répondrons dans la deuxième partie de ce travail.

3 Analyse de la politique de fractionnement du revenu avec offre de travail variable

3.1 Effet théorique de la réforme

Cette section vise à déterminer l'impact qu'aura le fractionnement du revenu sur l'offre de travail des couples visés par cette mesure. Avant de présenter le modèle économétrique employé, il est possible d'analyser de façon théorique les effets qu'aura la réforme sur l'offre de travail.

Le premier effet du fractionnement du revenu pour les ménages touchés sera d'augmenter leur revenu disponible. Dans la première partie de notre analyse, nous avons calculé un gain moyen de 998\$. Si on fait l'hypothèse que le loisir est un bien normal, cette augmentation devrait avoir un effet positif sur la demande de loisir et négatif sur l'offre de travail pour les deux conjoints.

Tel que démontré dans la section 2.5, le fractionnement du revenu familial fait généralement en sorte que le conjoint avec le revenu le plus faible est soumis à un taux marginal d'imposition effectif (TMEI) plus élevé. Cette personne subit donc un effet de substitution négatif sur son offre de travail car ses gains supplémentaires sont imposés plus lourdement. Pour sa part, le conjoint au revenu le plus faible voit son TMEI diminuer et subit donc un effet de substitution positif sur son offre de travail. Pour ce dernier, l'effet de revenu et de substitution ont tous deux un effet positif sur l'offre de travail. Pour le conjoint au revenu le plus élevé, les deux effets s'opposent et le résultat net dépend donc de l'importance des élasticités de revenu et de substitution. Les effets de substitutions croisées (complémentarité ou substituabilité entre les loisirs des deux conjoints) peuvent aussi jouer un rôle.

Un changement dans l'offre de travail peut se faire de deux façons différentes. Un changement à la marge intensive signifie que l'individu fait varier son nombre d'heures de travail (sachant qu'il travaille) alors qu'un changement à la marge extensive signifie qu'il y a entrée ou sortie du marché du travail. Les changements à la marge extensive sont principalement reliés aux coûts fixes du travail tels les coûts de transport et la valeur du temps domestique. La littérature empirique sur le sujet démontre que l'élasticité à la marge extensive est plus élevée que celle observée à la marge intensive. Par exemple, les travaux de Eissa et Leibman

(1996) et de Meyer et Rosenbaum (2001) montrent que l'instauration d'un crédit d'impôt sur les revenus du travail aux États-Unis a eu un impact important sur le taux de participation au marché du travail.

3.2 Description du modèle

Nous présentons ici le modèle économétrique utilisé pour l'analyse empirique. Comme dans la section précédente, nous ne considérons pas les célibataires et nous concentrons notre analyse sur les couples avec enfants.

Dans le modèle unitaire, le couple maximise une fonction d'utilité standard familiale. Pour justifier cette hypothèse d'une fonction d'utilité unique pour un ménage, les chercheurs se sont traditionnellement basés sur le concept de l'efficacité maximale. Samuelson (1956) suggère que si la répartition du revenu au sein de la famille est le résultat d'une décision d'optimisation au lieu d'être arbitrairement déterminé, alors le ménage se comportera comme un seul individu et les agents maximiseront une fonction de bien-être social. Cette idée repose toutefois sur des hypothèses hautement restrictives.

Becker (1981) obtient un résultat similaire à celui de Samuelson mais assimile pour sa part ce concept d'utilité familiale à celui d'un chef de ménage bienveillant. Becker justifie cette convention par le théorème de "*l'enfant gâté*" qui suggère que même s'ils sont égoïstes, les membres d'une même famille vont agir pour s'entraider si leurs incitatifs financiers sont dépendant des transferts du chef de ménage.

Traditionnellement, les modèles structurels d'offre de travail sont estimés supposant un ensemble de choix définis sur l'ensemble des heures de travail. Dans un contexte statique, cela signifie que l'agent choisit n'importe quelle combinaison de consommation et de loisir afin de maximiser sa fonction d'utilité étant donné une contrainte de budget et de temps. Cette approche est appelée l'approche continue. Un problème qui survient avec l'approche continue est que le système fiscal peut faire en sorte qu'on se retrouve avec des contraintes de budget hautement non-linéaires et non-convexes. Dans un tel cas, le processus de modélisation se complexifie considérablement. Afin d'éviter ce problème, nous utilisons donc l'approche de l'offre de travail à choix discrets. Cette approche a été introduite par Van Soest (1995).

On suppose que la famille peut choisir parmi les alternatives dans l'ensemble de choix

des combinaisons de revenu et de loisir $\{(y_j, l_{m_j}, l_{f_j}); j = 1, 2, \dots, n\}$. Ici, $l_{m_j} = TE - h_{m_j}$ et $l_{f_j} = TE - h_{f_j}$, où TE est la dotation totale en temps, fixée à 80 heures par semaine, y_j est le revenu net du ménage, l_{m_j} le loisir de l'homme et l_{f_j} le loisir de la femme.

Les femmes en couple sont restreintes à l'ensemble de choix $h_f = \{0, 10, 20, 30, 40\}$. Ces points correspondent aux intervalles suivants : 0-5, 6-15, 16-25, 26-36, > 36. Pour les hommes en couple, nous utilisons l'ensemble $h_m = \{0, 40, 50\}$ qui correspond aux intervalles : 0-10, 11-42, > 42. Au total, le modèle permet donc 15 combinaisons possibles d'heures de travail pour le ménage.

Les intervalles sont choisis en fonction de la distribution observée des heures de travail. Un grand nombre d'alternatives permet de minimiser les erreurs d'arrondissement causées par la catégorisation des heures de travail, mais les pics que l'on observe dans la distribution des heures travaillées laissent croire que les travailleurs font face à des choix limités dans le nombre d'heures qu'ils peuvent travailler (Gong et Van Soest, 2002). Les modèles à choix discrets comportent d'autres avantages importants par rapport au modèle continu. En effet, ces derniers permettent d'incorporer les transferts sociaux, les impôts et les coûts fixes du travail. De plus, ils n'imposent pas de contrainte pour la cohérence (monotonicité et quasi-concavité) et traitent relativement facilement des taux de salaire non observés et de l'hétérogénéité observée et non observée des préférences.

La variable y_j représente le revenu familial après impôt. Le revenu familial après impôt est donné par :

$$y_j = w_{m_j} h_{m_j} + w_{f_j} h_{f_j} + y_{ht} - T(w_{m_j} h_{m_j}, w_{f_j} h_{f_j}, y_{ht}),$$

avec y_{ht} qui représente le revenu hors travail du couple w_{m_j} le salaire horaire de la femme, w_{f_j} le salaire horaire de l'homme et $T(w_{m_j} h_{m_j}, w_{f_j} h_{f_j}, y_{ht})$ les paiements d'impôt nets des transferts. Le salaire-horaire est traité comme une variable exogène pour tous les individus, y compris ceux qui ne travaillent pas

Nous supposons que les préférences sont représentées par :

$$(1) \quad U(\mathbf{v}) = \mathbf{v}'\mathbf{A}\mathbf{v} + \mathbf{b}'\mathbf{v},$$

où $\mathbf{v} = (\log y, \log l_m, \log l_f)'$ est le vecteur des logarithmes des quantités choisies. \mathbf{A} est une matrice symétrique 3X3 avec les coefficients $\alpha_{ij}(i, j = 1, 2, 3)$ et $\mathbf{b} = (\beta_1 \beta_2 \beta_3)'$. Les variations

dans les préférences observées à travers les familles sont introduites par les paramètres :

$$(2) \quad \beta_i = \sum_k \beta_{ik} x_k, i = 1, 2, 3, \quad \alpha_{ijk} = \sum_k \alpha_{ijk} x_k, i, j = 1, 2, 3,$$

où x_k reflète les caractéristiques familiales, telles la composition de la famille ou l'âge de l'homme et de la femme et inclut un terme constant. L'indice indiquant la famille est supprimé. Dans l'analyse empirique, on suppose que certains paramètres sont constants entre les familles pour réduire le temps de calcul du modèle.

U est défini sur tout le premier quadrant, incluant les valeurs des heures travaillées qui ne sont pas des nombres entiers. Pour un A et b donnés, il est simple de dériver la région dans l'espace (y, l_m, l_f) où U est quasi-concave. Si U augmente avec y , il est quasi-concave à (y, l_m, l_f) seulement et seulement si la surface d'indifférence y est convexe : HC doit être défini positivement là où HC est la matrice des dérivées de second ordre de y, l_m et l_f le long de la surface d'indifférence à (y, l_m, l_f) .

$$(3) \quad \mathbf{HC} = -U_y^{-1} \begin{pmatrix} y_{lm} & 1 & 0 \\ y_{lf} & 0 & 1 \end{pmatrix} \mathbf{HU} \begin{pmatrix} y_{lm} & 1 & 0 \\ y_{lf} & 0 & 1 \end{pmatrix}'.$$

Ici, U_y est la dérivé partielle de U par rapport à y , \mathbf{HU} dénote la matrice de second ordre des dérivés de U et $y_{lm} = -U_{lm}/U_y$ ainsi que $y_{lf} = -U_{lf}/U_y$ sont les taux marginaux de substitution du loisir de l'homme et de la femme en fonction du revenu familial. Les dérivées sont évaluées à (y, l_m, l_f) et sont obtenues facilement de (1).

Lorsque l'on définit l'ensemble de choix, les points intérieurs de l'ensemble budgétaire sont exclus à priori. La signification économique du modèle serait donc perdue si la condition de monotonicité selon laquelle, dans une région donnée de l'espace (y, l_m, l_f) , U augmente avec y est violée. U augmente avec y si et seulement si :

$$(4) \quad 2(\alpha_{11} \log y + \alpha_{21} \log l_m + \alpha_{31} \log l_f) + \beta_1 > 0.$$

Dans le modèle continu avec des impôts non-linéaires, des conditions comme (3) et (4) doivent souvent être imposées à priori. Cela implique de solutionner un certain nombre de restrictions d'inégalités sur les paramètres du modèle en plus de limiter la flexibilité des spécifications et de rendre le maximum de vraisemblance plus difficile à calculer numériquement. Avec l'approche à choix discrets, les contraintes (3) et (4) ne sont pas imposées et peuvent être

testées ex-post.

Un terme d'erreur aléatoire est ajouté à l'utilité de tout l'ensemble de choix de la même façon que dans le modèle logit multinomial (Maddala 1983).

vspace5mm

$$\epsilon_j \sim EV(I)(j = 1, \dots, n), \epsilon_1, \dots, \epsilon_n,$$

où $EV(I)$ représente une loi de Gumbel avec une densité de probabilité cumulative $PR[\epsilon_j < \epsilon] = \exp(-\exp(-\epsilon))$ avec $\epsilon \in \mathbb{R}$. On suppose que le ménage choisit j pour lequel U_j est le plus élevé dans l'ensemble des $U_{\mathbb{R}}$ admissibles. La probabilité que j soit choisi est alors donnée par :

$$(6) \quad Pr[U_j > U_k \forall k \neq j] = \frac{\exp(U(y_j, l_{m_j}, l_{f_j}))}{\sum_{k=1}^m \exp(U(y_k, l_{m_k}, l_{f_k}))}.$$

L'équation (5) implique que $E\{\epsilon_j\} = 0$ et $V\{\epsilon_j\} = \pi^2/6$. La supposition que $\epsilon_1, \dots, \epsilon_m$ est i.i.d limite la flexibilité du terme d'erreur mais est nécessaire pour obtenir une forme simple pour les probabilités dans (6).

Pour calculer les probabilités dans (6), il faut savoir comment y est déterminé par h_m et h_f . En d'autres mots, il faut connaître la contrainte de budget familiale mais la forme de cette contrainte n'est pas importante. C'est l'avantage principal de l'approche à choix discrets par rapport à l'approche continue.

Un problème fréquent dans les modèles à choix discrets est que ces derniers tendent à sous-estimer le nombre de personnes qui ne travaillent pas. Pour pallier ce problème, nous introduisons la notion de coûts fixes dans notre modèle. Cette spécification a été introduite pour la première fois par Cogan (1981). Elle se fonde sur l'idée qu'un emploi entraîne des coûts monétaires supplémentaires comme le transport et le coût des frais de garde pour des jeunes enfants. Les coûts fixes incluent également des coûts en temps comme la durée du trajet entre la résidence et le lieu de travail et des coûts psychologiques reliés par exemple au stress de l'emploi.

Dans notre modèle, les coûts fixes sont modélisés de la façon suivante :

$$\log(CF_i) = \lambda_0 + \lambda_1 \log(\text{age}_i) + \lambda_2(Nbc_{0-18}) + \lambda_3(\text{educ}_0) + \lambda_4(\text{educ}_1) + \lambda_5(\text{educ}_2)$$

$\forall i = f, m,$

avec les variables $\text{educ}_0, \text{educ}_1$ et educ_2 qui représentent respectivement une éducation de niveau secondaire, post-secondaire inférieure à un baccalauréat et baccalauréat et plus pour la femme. Nbc_{0-18} représente le nombre d'enfants âgés entre 0 et 18 ans dans le couple.

Pour calculer les valeurs de la fonction d'utilité, nous remplaçons maintenant $\log y_i$ soit le logarithme du revenu net par $\log y_i - \log CF_i$ si le nombre d'heures travaillées est strictement positif. Comme l'utilité augmente avec le revenu, des coûts fixes positifs diminuent l'utilité du travail mais n'affectent pas l'utilité de ne pas travailler.

3.3 Imputation des salaires

Pour obtenir des informations sur les niveaux de consommation pour les diverses alternatives, nous avons besoin d'information sur les salaires horaires. Pour les travailleurs, cette information s'obtient simplement en divisant le salaire brut par le nombre d'heures travaillées. Pour les non-travailleurs, cette information est typiquement manquante. Si on impute simplement un salaire aux non-travailleurs à partir des travailleurs, on obtiendrait des prédictions biaisées car il existe un biais de sélection dans la décision de participer au marché du travail. Pour contourner ce problème, nous utilisons la correction d'Heckman pour prédire le salaire des non-travailleurs. La décision de participation au marché du travail est représenté par la variable latente h^* .

$$(7) \quad h^* = \alpha_0 + \alpha_1 w + \alpha_2 y + \mu_1$$

avec $h = h^* I(h^* > 0)$,

où h représente les heures observées, w le salaire d'un individu, y le revenu hors-travail et où $I(\cdot)$ est une fonction indicatrice. Le salaire est donné par l'équation suivante :

$$(8) \quad w = \lambda_0 + \lambda_1' x + \mu_2$$

avec $(\mu_1, \mu_2) \sim N(0, \Sigma)$.

On n'observe w que pour les personnes qui travaillent (i.e pour qui $h^* > 0$). On désire obtenir

des estimateurs convergents de λ_0 et λ_1 . On a :

$$(9) \quad E(w|h^* > 0) = \lambda_0 + \lambda_1'x + E(\mu_2|h^* > 0)$$

En général, $E(\mu_2|h^* > 0)$ peut être corrélé avec les x ce qui cause un biais d'estimation si on utilise les moindres carrés ordinaires sur (8). Si on a un estimateur convergent de $E(\mu_2|h^* > 0)$ ou proportionnel à $E(\mu_2|h^* > 0) = \beta E(\mu_2|h^* > 0)$ où β est une constante, alors on peut obtenir un estimateur convergent de λ_0 et λ_1 .

Pour que le modèle soit identifié, il faut identifier des paramètres qu'on inclut dans les variables explicatives de la participation mais pas dans celles du salaire. Tout comme Scholz (1996), nous utilisons le nombre d'enfants et une variable binaire pour la présence d'enfants plus jeunes que 6 ans comme variables d'exclusion.

Une fois les paramètres de l'équation de salaire estimés sur le travailleurs, nous pouvons prédire des salaires corrigés pour l'ensemble de la population, en incluant les agents qui ne travaillent pas. On obtient alors une estimation du salaire potentiel de ces personnes s'ils décidaient d'entrer sur le marché du travail.

3.4 Estimation du modèle

À cause de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non-pertinentes, $\epsilon_j - s$ dans (5) ne peut pas être interprété comme le reflet des préférences aléatoires, dues aux caractéristiques familiales non-observées.

Les préférences aléatoires peuvent être incorporées en ajoutant un terme d'erreur à certains des paramètres. Dans notre modèle, on ajoute un terme d'erreur aux paramètres β_2 et β_3 qui correspondent au logarithme du loisir de l'homme et de la femme dans la fonction d'utilité directe. On remplace alors β_2 et β_3 dans (2) par :

$$(10) \quad \beta_i = \sum_k \beta_{i_k} x_k + \zeta_i, i = 2, 3$$

On suppose que ζ_2 et ζ_3 sont mutuellement indépendants, indépendants des autres erreurs dans le modèle et normalement distribués avec une moyenne de 0. Conditionnellement à ζ_2 et ζ_3 , on garde le même modèle d'offre de travail que précédemment. Les probabilités que

l'homme et la femme choisissent j conditionnellement à ζ_2 et ζ_3 sont données par :

$$(11) \quad Pr[(h_m, h_f) = (h_{m_j}, h_{f_j})] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} Pr[(h_m, h_f)dh_m dh_f \\ = (h_{m_j}, h_{f_j}) | (\zeta_2, \zeta_3)] p_\zeta(\zeta_2, \zeta_3) d\zeta_2 d\zeta_3$$

où p_ζ est la densité de (ζ_2, ζ_3) .

Les intégrales sont résolues numériquement par moyenne simulée. On effectue un nombre R de tirages dans la fonction de densité du terme d'erreur et la moyenne des probabilités estimées à chaque tirage est calculée pour donner les probabilités simulées. La vraisemblance L_R est donnée par :

$$(12) \quad L_R = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R (h_{m_j}, h_{f_j}) | (\zeta_2, \zeta_3)] p_\zeta(\zeta_2, \zeta_3)$$

Cette méthode est asymptotiquement convergente vers un maximum de vraisemblance analytique pour des valeurs infinies de R .

3.5 Résultats

L'équation (4) est satisfaite pour toutes les observations. Cela signifie que l'utilité augmente avec la consommation. L'équation (3) est pour sa part satisfaite pour la grande majorité des ménages. On estime en effet que la fonction d'utilité n'est pas quasi-concave dans 4,8% des ménages. Les observations pour lesquelles la quasi-concavité n'est pas respectée sont des familles dans lesquelles les deux conjoints travaillent.

Les estimés de paramètres sont présentés dans le tableau 6. Ces paramètres sont ceux présents dans la fonction d'utilité et les indices m et f représentent l'homme et la femme respectivement. Un coefficient positif lorsqu'une variable exogène est croisée avec le loisir l peut être interprété comme un effet positif sur l'utilité marginale du loisir et donc comme un effet négatif sur l'offre de travail. Par exemple, un coefficient positif sur $\log(80 - h_f)_{c_{0-6}}$ signifie que l'utilité marginale du loisir de la femme augmente avec le nombre d'enfants en bas âge. Cela signifie que les enfants de 0 à 6 ans réduisent le nombre d'heures de travail désiré par la femme. D'un autre côté, le coefficient sur $\log(80 - h_h)_{c_{0-6}}$ est positif, ce qui implique que le nombre d'heures de travail désiré de l'homme augmente avec le nombre d'enfants de

0 à 6 ans.

Les coûts fixes du travail dépendent de l'âge, du nombre d'enfants et de l'éducation. Ces derniers sont positifs pour toutes les personnes présentes dans la base de données. Les coûts fixes augmentent significativement avec l'âge alors que pour les femmes on observe une diminution, bien que non significative. Le nombre d'enfants a un effet positif important sur les coût fixes des femmes mais non significatif pour les hommes. De manière générale, l'éducation semble avoir un effet positif important sur les coûts fixes.

Le modèle prédit les données observées relativement bien (Tableau 5) dans le sens où les heures moyennes travaillées par les hommes et les femmes sont relativement proches des moyennes réelles. Un aspect que le modèle capte toutefois moins bien est la tendance des heures de travail à se grouper autour de 40 heures. Ce problème est relativement fréquent avec ce type de modèle (Euwals et Van Soest, 1999).

Lorsqu'on introduit le fractionnement du revenu dans le modèle, on observe des changements à la fois à la marge intensive et extensive. Les changements à la marge intensive sont plus importants pour les hommes que pour les femmes. Cela suit notre intuition puisque la femme constitue statistiquement plus souvent le deuxième revenu du ménage. Elle subit donc plus souvent un taux marginal d'imposition effectif plus élevé avec le fractionnement du revenu. Pour les hommes qui constituent le deuxième soutien familial, on observe des mouvements à la marge extensive plus faibles.

Les mouvements à la marge extensive sont importants pour les femmes. Au total, le pourcentage des ménages où la femme ne travaille pas passe de 18,53% sans le fractionnement du revenu à 21,67% avec le fractionnement. Cet écart de 3,14% représente potentiellement près de 95 000 femmes qui serait susceptibles de quitter le marché du travail. Pour les hommes, les changements à la marge extensive ne sont pas significatifs.

Une modélisation plus fine des coûts fixes, afin d'inclure des coûts tels le transport et les frais de garde pourrait néanmoins faire en sorte d'influencer ces résultats.

Tableau 5 – Heures observées et heures prédites par le modèle

Heures de travail	% observées	% prédites	% prédites avec fractionnement
Homme : 0 Femme : 0	1,44%	1,15%	1,15%
Homme : 0 Femme : 10	0,35%	0,56%	0,56%
Homme : 0 Femme : 20	0,79%	1,21%	1,21%
Homme : 0 Femme : 30	1,76%	1,54%	1,69%
Homme : 0 Femme : 40	3,08%	3,14%	3,26%
Homme : 40 Femme : 0	11,85%	10,57%	12,67%
Homme : 40 Femme : 10	5,02%	2,94%	2,01%
Homme : 40 Femme : 20	8,88%	6,01%	5,67%
Homme : 40 Femme : 30	19,71%	18,60%	18,64%
Homme : 40 Femme : 40	29,16%	26,50%	27,35%
Homme : 50 Femme : 0	3,18%	6,81%	7,89%
Homme : 50 Femme : 10	1,31%	1,50%	1,11%
Homme : 50 Femme : 20	2,08%	3,64%	2,94%
Homme : 50 Femme : 30	4,11%	5,05%	4,97%
Homme : 50 Femme : 40	7,29%	9,78%	8,92%
Ensemble des ménages	100%	100%	100%

3.6 Élasticités

Les estimations présentées ne nous permettent pas directement de trouver la sensibilité de l'offre de travail par rapport au revenu. Il est donc nécessaire de calculer l'élasticité du revenu. L'élasticité est définie comme le changement en pourcentage des heures de travail désirées quand le revenu avant impôt augmente de 1%. Pour les hommes, nous trouvons une élasticité revenu de -0,045 avec un écart type de 0,011 et pour les femmes, cet estimé se situe à -0,017 avec un écart type de 0,004. Ces estimés sont moins élevés que celui trouvé dans d'autres études du genre (Blundell et Macurdy 1999 et Van Soest et Das, 2000). Notre population est constituée uniquement de ménages avec des enfants de moins de 18 ans, .Cela n'est pas surprenant de constater des élasticités revenu plus faibles.

On constate aussi que l'élasticité des heures de travail des deux conjoints par rapport à leur propre salaire est positive. Pour les hommes, cette élasticité est de 0,113 alors qu'elle est plus du double pour les femmes, soit 0,244.

Nous calculons aussi des élasticités salaire croisées, qui sont définies comme le changement

Tableau 6 – Résultats du modèle

Fonction d'utilité	Estimation	Test t-robuste
$\log(80 - h_m)$	2.653	9.1
$\log(80 - h_f)$	0.470	1,5
$\log(y)$	4.539	6.82
$\log(y)\log(80 - h_f)$	-0.473	1.5
$\log(y)\log(80 - h_m)$	0.324	1.5
$\log(80 - h_h)c_{0-6}$	-0.765	-10.4
$\log(80 - h_f)c_{0-6}$	0.699	10.3
$\log(80 - h_h)c_{6-18}$	-0.190	-3.1
$\log(80 - h_f)c_{6-18}$	0.159	1,3
$\log(80 - h_f)\log(age_f)^2$	5.241	8.8
$\log(80 - h_h)\log(age_h)^2$	2.144	4.2
Coûts fixes hommes		
<i>Constante</i>	1,764	3.0
$\log(age_m)$	0.534	3,8
$Nenfant_{0-18}$	0.032	2.1
$educ_0$	-0.170	-3.1
$educ_1$	0.543	1.5
$educ_2$	0.845	2.4
Coûts fixes femmes		
<i>Constante</i>	3,243	6.8
$Nenfant_{0-18}$	0.340	4.2
$educ_0$	0.070	1.1
$educ_1$	0.165	2.4
$educ_2$	0.530	3.3

Tableau 7 – Élasticités pour la famille moyenne

	salaire homme		salaire femme		Autre revenu familial	
	Médiane	Écart-type	Médiane	Écart-type	Médiane	Écart-type
hm	0,113	0,014	-0,043	0,004	-0,045	0,011
hf	-0,146	0,019	0,244	0,023	-0,017	0,004

en pourcentage des heures de travail d'un individu lorsque le revenu avant impôt de son conjoint augmente de 1%. Si le loisir des conjoints est complémentaire et que le loisir est un bien normal, l'élasticité croisée devrait être négative. Si les heures de loisir des conjoints sont des substituts, une hausse du salaire du conjoint aura un effet incertain sur l'offre de travail puisque l'effet de substitution vient s'opposer à l'effet revenu.

Nous trouvons que l'élasticité salaire croisée est de -0,043 pour les hommes et -0.146 pour les femmes. Cela suggère que le loisir de l'homme et de la femme sont des substituts plutôt que des compléments.

3.7 Coût pour le gouvernement

Nous avons calculé le coût du fractionnement du revenu pour le gouvernement fédéral avec une offre de travail variable. Ce coût inclut donc les pertes de revenu engendrées par une potentielle baisse de l'offre de travail.

Nous arrivons à un coût total d'environ 3,7 milliards, soit près de 800 millions de plus que dans notre évaluation initiale. Cette hausse importante démontre l'importance de tenir compte des effets de comportement dans l'évaluation des coûts d'une mesure.

3.8 Conclusion

Dans ce travail, nous avons premièrement effectué une analyse de l'effet du fractionnement du revenu sur les couples dans un contexte d'offre de travail à comportement constant. Nous avons évalué le coût de cette mesure à 2,9 milliards de dollars, soit 600M\$ de plus que l'estimation faite par le gouvernement Conservateur. Nous avons montré que cette réforme fiscale n'affecterait que 40,4% des ménages et qu'elle n'aurait presque aucun impact sur les ménages avec un revenu familial inférieur à 50 000\$. Nous avons également démontré que le fractionnement du revenu est principalement bénéfique aux couples dont le pourcentage du revenu familial gagné par le conjoint le moins fortuné est inférieur à 15%. En effet, ces ménages économisent en moyenne 1 965\$, contrairement à 998\$ pour l'ensemble de la population.

Nous avons ensuite construit un modèle d'offre de travail à choix discrets qui permet de simuler l'effet sur l'offre de travail d'une réforme fiscale prospective. Plusieurs extensions à ce travail peuvent être imaginées. L'utilisation d'un modèle à choix discrets permet d'éviter les problèmes de modélisation de contrainte budgétaire associés au modèle continu. Toutefois, il s'agit d'un modèle statique et il ne tient pas compte de l'épargne et de l'offre de travail intertemporelle. Un modèle de type cycle de vie nécessiterait par contre des données détaillées sur la consommation que nous ne possédons pas.

Les heures prédites par ce modèle suivent relativement bien la réalité. Lorsque l'on introduit le fractionnement du revenu de travail dans le modèle, on observe à la fois des changements à la marge extensive et à la marge intensive. Selon la littérature sur le sujet, une réforme fiscale peut avoir un effet important sur le marché du travail. Les changements observés dans notre cas sont modestes. On remarque toutefois qu'il y a plus de variations dans les heures travaillées des femmes. Lorsque l'on compare les élasticité salaire, on obtient d'ailleurs un estimé de 0,244 pour les femmes comparativement à 0,113 pour les hommes. Avec les résultats obtenus, nous avons finalement évalué que le fractionnement du revenu pourrait coûter 3,7 milliards annuellement au gouvernement fédéral suite au départ potentiel de près de 95 000 femmes du marché du travail. Cela représente près de 800 millions de plus que notre estimation initiale. Il nous apparaît donc primordial que le gouvernement tienne compte des effets de comportements dans son estimation des coûts.

Une modélisation plus précise des frais fixes pour mieux tenir compte des coûts tels le transport et la garderie pourrait faire en sorte que des changements plus importants à la marge extensive soit observés. Dans notre modèle, nous avons supposé que le couple maximise une fonction d'utilité conjointe et que le revenu des deux conjoints est mis en commun. Dans les dernières années, des modèles collectifs, dans lesquels un processus de négociation détermine la répartition du revenu dans le couple ont été développés (Chiappori 2007). Un tel modèle permettrait une analyse plus fine des changements engendrés par le fractionnement du revenu.

Références

- [1] Ashenfelter, Orley et Heckman, James (1974) *The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply*, *Econometrica*, Vol.42, pages 73-85
- [2] Algan, Yann et Cahuc, Pierre et Zylberberg, André (2002) *Public Employment and Labor Market Performances* *Economic Policy*, Vol.17(34), pages 7-66
- [3] Becker, Gary S. (1981) *Altruism in the family and selfishness in the Market Place* *Journal of Political Economy*, University of Chicago press, Vol.87(6), pages 1153-1189
- [4] Bloemen, Hans et Chiappori, P-A, et Magnac, Thierry et Meghir, Costas (2007) *Collective labor supply : heterogeneity and nonparticipation* *Review of Economic Studies*, Vol.23(5) (Juin), pages 395-422
- [5] Bloemen, Hans *An Empirical Model of Collective Household Labour Supply with Non-Participation* *Economic Journal*, Royal Economic society Vol.120(543) (Juin), pages 183-214
- [6] Blundell, Richard et al. (2000) *The Labour Market Impact of the Working Families Tax Credit* *Fiscal Studies*, vol. 21, pages 65-74
- [7] Blundell, Richard et Chiaporri, Pierre-Andre et Magnac, Thierry et Meghir, Costas (2007) *Collective Labour Supply : Heterogeneity and Non-Participation* *Review of Economic Studies*, Oxford University Press vol. 74(2), pages 417-445
- [8] Blundell, Richard et Macurdy, Thomas (1999) *Labor Supply* *Handbook of Labor Economics*, Volume 3a,
- [9] Blundell, Richard et Macurdy, Thomas (1999) *Labor Supply* *Handbook of Labor Economics*, Volume 3a,
- [10] Parlementaire du Budget (2015) *La baisse d'impôt pour les familles*, http://www.pbo-dpb.gc.ca/files/files/Family_Tax_Cut_FR.pdf
- [11] Eissa, Nada et Liebman, Jeffrey B. (1996) *Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit* *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.111(2), pages 605-637
- [12] Euwals, Rob et van Soest, Arthur (1999) *Desired and actual Labour Supply of Unmarried Men and Woman in the Netherlands*, *Labour Economics*, Elsevier, vol(6)1, pages 95-118, March
- [13] Gong, Xiaodong et Van Soest, Arthur et Villagomez, Elizabeth (2004) *Mobility in the Urban Labor Market : A Panel Data Analysis for Mexico* *University of Chicago Press*, vol.53(1), pages 1-36, October

- [14] Gould, William et Pitblado, Jeffrey et Poi, Brian (2010) *Maximum Likelihood Estimation with Stata : 4th edition* Stata Press
- [15] Laurin, Alexandre et Rhys Kesselman, Jonathan (2011) *Income Splitting for Two-Parent Families : Who gains, Who Doesn't, and at What Cost ?* C.D Howe Institute Commentary 335
- [16] Macdonald, David (2014) *Income splitting in Canada : Inequality by design* Canadian Centre for Policy Alternatives
- [17] Maddala, G.S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics* Cambridge, Cambridge University Press.
- [18] McFadden, Daniel et Train, Kenneth (2000) *Mixed mnl models for discrete response* Journal of Applied Econometrics, vol.15(5), pages 447-470
- [19] Meyer, Bruce et Rosenbaum, Dan T. (2001) *Welfare, The Earned Income Tax Credit, And The Labor Supply Of Single Mothers* The Quarterly Journal of Economics, Vol.116(3), pages 1063-1114
- [20] Samuelson, Paul (1947) *Social indifference Curves* Quarterly Journal of Economics, Vol.70, pages 1-22
- [21] Scholz, John Karl (1996) *In-Work Benefits in the United States : The Earned Income Tax Credit* Journal of Economic Perspectives, American Economic Association, vol.106(434), pages 156-159
- [22] Train, Kenneth (2009) *Discrete Choice Methods with Simulation : 2th edition* Cambridge University Press
- [23] Van Soest, Arthur (1995) *Structural models of Family Labor Supply : A discrete choice approach* The journal of Human ressource, Vol.30, pp.63-88
- [24] Van Soest, Arthur et Das, Marcel et Gong, Xiaodong (2002) *A structural labour supply model with flexible preferences* , The Journal of Econometrics, Elsevier vol.107(1-2), pages 345-374, March