

Nicholas-James Clavet

Effet sur l'offre de travail et le bien-être de la réforme
fiscale de 2008 au Québec

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en Économie
pour l'obtention du grade de Maître ès Arts (M.A.)

DÉPARTEMENT D'ÉCONOMIE
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

2009

Résumé

Ce mémoire présente les résultats d'estimation de l'effet d'une réforme fiscale sur l'offre de travail et le bien-être des femmes célibataires. La réforme consiste en l'augmentation des seuils de la table d'imposition au Québec (Canada). Le comportement des femmes est modélisé à l'aide d'un modèle structurel d'offre de travail à choix discret (fonction d'utilité translog) qui inclut des coûts fixes. Le modèle est estimé à l'aide d'un *logit mixte*. Les résultats indiquent une faible augmentation globale du nombre d'heures travaillées à la suite de la réforme simulée. Celle-ci a un effet hétérogène selon la présence ou non d'enfants dans le ménage. Suite à l'estimation de la réaction d'offre de travail, le calcul des fonctions de dépenses permet l'évaluation de la variation équivalente dans un contexte de choix discret. Ainsi, il est possible d'affirmer que la réforme améliore l'efficacité du marché du travail de manière générale. Une analyse distributive est effectuée à partir des mêmes fonctions de dépenses dans le but d'évaluer les variations dans la répartition du bien-être. Le coefficient de Gini et l'indice d'Atkinson révèlent un accroissement des inégalités.

Avant-propos

Tout d'abord je tiens à remercier chaleureusement mon directeur Jean-Yves Duclos qui a su me proposer un projet de mémoire très intéressant et bien me reconforter lorsque je trouvais de nouvelles erreurs dans mon codage. Il a également été en mesure de bien me diriger malgré la distance qui nous séparait lors de son année sabbatique. Par la suite, je voudrais remercier aussi chaleureusement Bernard Fortin pour son soutien en tant que co-directeur. Il m'a bien supervisé dans la construction du modèle d'offre de travail et dans l'élaboration de la méthode d'estimation des fonctions de dépenses de mon mémoire. Je remercie Sami Bibi qui m'a beaucoup aidé dans l'écriture de mon codage et qui m'a promulgué des conseils très utiles.

Autant le corps professoral que le personnel de soutien du département d'économie sont des gens serviables et disponibles, qui favorisent le développement de notre plein potentiel. Le soutien financier et les activités du Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE) furent très appréciés, je souhaite le remercier.

Merci à mes amies et amis d'économie avec qui j'ai passé de très bons moments et avec qui j'ai eu des discussions économiques très enflammées. Merci à mes amies et amis qui ont cru en mes capacités et qui se sont intéressés à mon mémoire.

Un merci spécial à ma famille qui a toujours été présente pour moi dans les bons et mauvais moments de mon cheminement scolaire.

Table des matières

Résumé.....	I
Avant-propos.....	II
Liste des tableaux.....	IV
Liste des figures.....	V
1. Introduction.....	1
2. Les données.....	4
3. La méthodologie.....	6
4. La réforme fiscale.....	8
Description.....	8
Effet théorique.....	8
5. Le modèle d'offre de travail.....	11
Description.....	11
Estimation.....	13
6. Les fonctions de dépenses.....	15
Description.....	15
Estimation.....	16
7. Les indicateurs de bien-être social.....	18
8. Les Résultats.....	19
Analyse comptable.....	19
Analyse de l'offre de travail.....	23
Le modèle.....	23
Les élasticités.....	25
La réforme.....	27
Analyse de la répartition du bien-être.....	28
Gain équivalent.....	28
Analyse redistributive.....	29
9. Conclusion.....	33
10. Bibliographie.....	34
Annexe A.....	37
Estimation du salaire.....	37
Estimation de l'âge des enfants.....	38
Annexe B.....	39

Liste des tableaux

Tableau 1 – Tableau descriptifs des variables clés	5
Tableau 2 – Description des seuils et des taux d'imposition	8
Tableau 3 – Description de l'effet comptable de la réforme par décile de revenu total ...	21
Tableau 4 – Coefficient de Gini et indices d'Atkinson dans un contexte comptable	22
Tableau 5 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d'heures travaillées par semaine.	23
Tableau 6 – Résultats d'estimation du modèle d'offre de travail	24
Tableau 7 – Élasticités-salaire	26
Tableau 8 – Description de la variation dans les proportions prédites avant et après la réforme du nombre moyen d'heures travaillées par semaine.	27
Tableau 9 – Description de l'effet de la réforme sur les fonctions de dépenses.....	28
Tableau 10 – Coefficient de Gini et indices d'Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes célibataires	30
Tableau 11 – Coefficient de Gini et indices d'Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes monoparentales	30
Tableau 12 – Coefficient de Gini et indices d'Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes seules.....	30
Tableau 13 – Résultats d'estimation de l'équation du salaire.....	37
Tableau 14 – Résultats d'estimation de l'âge du premier enfant.....	38
Tableau 15 – Résultats d'estimation de l'âge du deuxième enfant.....	38
Tableau 16 – Résultats d'estimation de l'âge du troisième enfant	39
Tableau 17 – Description de l'effet comptable de la réforme par décile de salaire.....	39

Liste des figures

Graphique 1 – Contraintes budgétaires analytiques avant et après la réforme	9
Graphique 2 – Différence de revenu net analytique suite à la réforme.....	10
Graphique 3 – Contraintes budgétaires simulées avant et après la réforme	19
Graphique 4 – Différence de revenu net simulée suite à la réforme.....	20
Graphique 5 – Différences entre la courbe de Lorenz avant et après la réforme comptable	22
Graphique 6 – Différences entre la courbe de Lorenz avant et après la réforme.....	31
Graphique 7 – Courbes de Lorenz des sous-groupes.....	32
Graphique 8 – Différences entre la courbe de Lorenz des femmes seules et des mères célibataires	32

1. Introduction

Les analystes de politiques, les gouvernements et les agences statistiques sont de plus en plus nombreux à développer des modèles comptables permettant de modéliser les contraintes budgétaires des ménages. Ces modèles rendent possibles des estimations comptables précises des effets de réformes fiscales sur les revenus nets des individus. La science économique suggère aussi qu'il est important de tenir compte des changements possibles dans les comportements des individus lors de l'évaluation des effets d'une réforme fiscale. Les modèles de micro-simulation ont pour principal but d'endogénéiser ces effets de comportements en plus d'utiliser toute la richesse de la modélisation comptable des contraintes budgétaires.

Une des méthodes les plus populaires pour endogénéiser les comportements utilise des modèles à choix discrets d'offre de travail. Ce type de modèle a été développé entre autres par Van Soest (1995) pour éviter certaines difficultés rencontrées par les modèles traditionnels. Ces derniers traitent les heures travaillées de manière continue (Hall 1973, Burtless et Hausman 1978, Flood et Macurdy 1992 et Blundell, Duncan et Meghir 1992). La principale faiblesse de ces modèles est qu'ils ont de la difficulté à modéliser les effets des contraintes budgétaires non-linéaires et non-convexes. Or, les régimes d'impôt et de transfert des pays industrialisés génèrent en général ces deux caractéristiques. Flood (2005) montre par une étude Monte Carlo qu'un modèle d'offre de travail à choix discret produit des estimations robustes même si le « vrai » modèle est continu. De plus, les modèles à choix discret permettent d'incorporer plus facilement des restrictions budgétaires non-conventionnelles comme les coûts fixes et le rationnement des heures. Ils offrent également un plus grand éventail de possibilités en termes de spécifications stochastiques, telles des préférences aléatoires et des corrélations entre termes d'erreurs (Gong et Van Soest 2002). Pour ces différentes raisons, un modèle à choix discret est employé dans ce mémoire.

Les femmes ont en général des habitudes de travail plus flexibles que les hommes (Cahuc et Zylberberg 2001, p. 33). Elles sont donc plus susceptibles de réagir de manière importante à une réforme fiscale. Ceci renforce la pertinence de la modélisation des comportements de travail des femmes dans l'évaluation des effets d'une réforme. Ainsi, ce sont les femmes célibataires de la province de Québec qui sont l'unité d'analyse de ce mémoire. Les femmes en couple sont omises puisqu'il est plus difficile d'évaluer les comportements d'offre de travail lorsqu'il y a plus d'une personne possédant un pouvoir décisionnel dans le ménage.

Le gouvernement du Québec modifie périodiquement la table d'imposition. Elle est depuis 2002 indexée annuellement au taux d'inflation. Cette mesure a été prise pour éviter l'augmentation du fardeau fiscal des Québécois avec l'ajustement de leur salaire au taux d'inflation. En 2007, le gouvernement du Québec est allé plus loin en proposant de

réduire l'impôt des Québécois par l'entremise de l'augmentation des seuils de la table d'imposition. Ce mémoire cherche à modéliser l'impact de cette dernière réforme.

Les réformes les plus fréquemment simulées, à l'aide d'approches semblables à celle utilisée dans ce mémoire, sont l'implantation d'un taux d'imposition uniforme (Fuest, Peichl et Shaefer 2008a, Labeaga, Olivier et Spadaro 2008 et Colombino et al., 2008), l'établissement d'un revenu minimum garanti (Colombino et al. 2008 et Naga et al. 2007) et l'évaluation de différents programmes d'incitation au travail (Colombino et al. 2008 et Naga et al. 2007). Il n'a pas été possible de trouver une étude simulant les changements dans les seuils de la table d'imposition d'un régime fiscal. Le type de réforme simulée se rapprochant le plus de celle de ce mémoire a été modélisé par Van Soest et Das (2001). Cette réforme remplace le montant de base d'exemption d'impôt par une diminution dans les taux d'imposition pour maintenir constantes les recettes gouvernementales en absence de réactions comportementales. Ainsi, cette réforme procède inversement à celle modélisée dans ce mémoire, car l'élimination de l'exemption d'impôt de base provoque l'extension, vers des personnes à revenus plus faibles, d'un taux marginal d'imposition plus élevé, alors que la réforme simulée entraîne l'extension d'un taux marginal plus faible chez des personnes avec des revenus plus élevés. Van Soest et Das (2001) arrivent à la conclusion que ce type de réforme a un effet agrégé positif sur l'offre de travail, mais que les réactions des individus ne sont pas uniformes. Certains groupes pourraient réagir de manière négative à la réforme. Il est à noter que ces auteurs ont effectué leurs simulations sur des couples mariés. De plus, seuls les changements comportementaux d'offre de travail ont été analysés.

Ainsi, certaines études économiques, utilisant des modèles à choix discrets, analysent les effets des réformes fiscales uniquement sous l'angle de l'offre de travail (Hoyne, 1996, Keane et Moffitt 2000 et Van Soest et Das 2001), mais d'autres ajoutent également une analyse du bien-être. Lorsqu'il est question de ce thème, certaines études se concentrent sur l'analyse distributive des revenus nets (Naga et al. 2007, Fuest, Peichl et Shaefer 2008a et 2008b et Colombino et al. 2008), alors que d'autres préfèrent estimer la variation équivalente (Flood, Hansen et Wahlberg 2004 et Brink, Nordblom et Wahlberg 2007). Ces deux types d'analyse du bien-être ont des avantages et des inconvénients. Une critique formulée par Greenberg et Robins (2008) sur l'analyse distributive des revenus nets est qu'elle ne tient pas compte de l'effet des variations du temps de loisir sur le bien-être des individus. De son côté, la méthode de la variation équivalente se soustrait de cette critique car elle permet d'évaluer monétairement l'effet de la réforme sur le bien-être des particuliers. Cependant, celle-ci ne possède pas la richesse d'analyse des mesures d'inégalité et de bien-être social. Les fonctions de dépenses évaluées dans ce contexte ne sont généralement pas incorporées dans des indicateurs de répartition du bien-être, puisqu'un biais de comparaison est introduit par la différence dans les prix auxquels les individus sont soumis (King 1983).

Pour palier les lacunes de ces deux techniques, ce mémoire développe une approche permettant de procéder à l'analyse distributive du bien-être et de calculer la variation équivalente à partir des mêmes fonctions de dépenses. En premier lieu, cette méthode évalue les fonctions de dépenses pour chaque individu à un prix (salaire) commun avant et après la réforme. À partir de celles-ci, il est relativement simple d'obtenir une estimation de la variation équivalente qu'on peut également appeler gain équivalent. De plus, il est possible de faire l'analyse distributive des fonctions de dépenses car celles-ci sont évaluées à un même salaire pour tous les individus. Les formules explicites, fournies par Dagsvik et Kalström (2005), des fonctions de dépenses dans un contexte de choix discret permettent d'estimer celles-ci avec précision. Cette méthode de calcul est supérieure aux techniques développées antérieurement (Morey, Rowe et Watson 1993, McFadden 1999 et Creedy et Kalb 2005) puisque les fonctions de dépenses ne sont pas approximées. Ainsi, il est possible d'effectuer une analyse distributive du bien-être et d'obtenir une estimation de la variation équivalente pour divers scénarios de réformes fiscales.

La description des données et la présentation des techniques de traitement de données sont discutées dans la deuxième section. La méthodologie de ce mémoire est exposée dans la section 3. À la section 4, la réforme fiscale est décrite en détail. Le modèle d'offre de travail est présenté dans la cinquième section. On procède ensuite à la section 6 à la définition et à la présentation des méthodes d'estimation des fonctions de dépenses et du gain équivalent. Une description des indicateurs de la répartition du bien-être est fournie dans la section 7. Dans la huitième section, les résultats des estimations sont analysés. Cette section est divisée en plusieurs sous-parties. Tout d'abord une analyse comptable de l'effet de la réforme est effectuée. Ensuite, une analyse de l'offre de travail comprenant l'évaluation du modèle, des élasticités et de la réforme est suivie par l'analyse de bien-être qui contient les résultats à propos du gain équivalent et de l'analyse distributive. La section 9 conclut.

2. Les données

Les données utilisées pour évaluer les effets de la réforme proviennent de deux bases de données produites par *Statistiques Canada* : l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR) et la Base de Données de Micro-Simulation de Politique Sociale (BD-MSPS). Les données employées datent de 2003 car c'est l'année disponible dans la plus récente version de la BD-MSPS. L'utilisation conjointe de l'EDTR et de la BD-MSPS est essentielle car la première contient des informations importantes sur les habitudes de travail des femmes (nombre d'heures travaillées, salaire et niveau d'éducation) et la deuxième renferme des variables socio-démographiques primordiales (nombre et âge des enfants d'une famille). Les femmes célibataires âgées de moins de 25 ans et de plus de 55 ans (934 observations) ont été retirées de l'échantillon pour s'assurer que les femmes présentes dans l'échantillon puissent faire partie de la population active. Les étudiantes (147 observations) et les invalides (218 observations) ont également été retirées de l'échantillon. Les femmes ayant des revenus de travail autonome (65 observations) ont aussi été supprimées de l'échantillon puisque leur comportement de travail pourrait ne pas être suffisamment bien pris en compte par le modèle d'offre de travail que nous utilisons. L'échantillon passe ainsi de 2007 observations à 638¹.

L'absence d'identifiant unique, permettant une fusion parfaite des bases de données, a nécessité des méthodes d'approximation pour obtenir certaines variables comme les revenus d'intérêts, les revenus de dividendes et l'âge des enfants dans une famille. Cependant, à l'aide de variables communes aux deux bases de données, il a été possible de fusionner parfaitement certaines observations. Les approximations n'ont été réalisées que pour les observations où il a été impossible d'obtenir une correspondance parfaite. Il est important de disposer des valeurs désagrégées des revenus d'intérêt et de dividendes plutôt que des valeurs agrégées car ces variables sont imposées de manière différente des autres sources de revenu et ignorer ce fait pourrait entraîner des biais dans l'estimation du revenu net. Dans la BD-MSPS, les valeurs des revenus d'intérêt et de dividendes sont disponibles, mais on ne retrouve qu'une valeur agrégée de ces variables dans la base de données principale (EDTR). Ainsi, les valeurs des revenus d'intérêts et de dividendes sont approximées dans l'EDTR en prenant le ratio moyen observé dans la BD-MSPS de chacune des variables par rapport à la somme de celles-ci (0,78 pour les revenus d'intérêts et 0,22 pour les revenus de dividendes). L'âge des enfants est également une information fondamentale car elle entre dans le calcul d'un grand nombre de transferts fiscaux. La BD-MSPS possède les renseignements sur l'âge des enfants qui ont moins de seize ans, mais pas l'EDTR. Ainsi, des régressions de l'âge d'un enfant sur l'âge de l'enfant cadet (sauf pour le premier enfant) et l'âge de la mère sont effectuées

¹ Trois observations supplémentaires ont été retirées puisque leur niveau d'éducation est manquant et deux autres observations parce que leur nombre d'heures travaillées a été classé comme valeur aberrante (3 657 et 5 200 heures par année).

dans la BD-MSPS². L'approximation de l'âge des enfants dans l'EDTR est obtenue en prédisant cette variable à l'aide des coefficients estimés par les régressions.

Le salaire est également une variable importante pour le modèle de micro-simulation car il permet de prédire le revenu brut de travail des femmes pour différentes durées de travail annuelles. L'EDTR contient le salaire horaire moyen des femmes durant l'année. Néanmoins elle ne contient pas le salaire potentiel des femmes inactives. Il est donc nécessaire de l'estimer. La méthode d'Heckman corrigeant pour le biais de sélection a été employée dans l'estimation des salaires des femmes³. Les valeurs prédites sont utilisées pour l'ensemble de l'échantillon, puisqu'il importe que les salaires proviennent d'un même processus de génération de données.

Le Tableau 1 présente certaines variables clés du modèle de micro-simulation. La moyenne des heures hebdomadaires travaillées est de 29,48 heures, ce qui est élevé. Cela s'explique par un taux de participation également élevé (89 %). Même si le montant moyen du revenu hors-travail est de 902,42 \$, seulement le tiers (32 %) des femmes en ont un qui est supérieur à zéro. La moyenne du nombre d'enfants entre zéro et dix-huit ans est faible puisque les femmes monoparentales ne représentent que 38 % de l'échantillon. Lorsqu'on élimine les femmes seules du calcul de la moyenne d'enfants entre zéro et dix-huit ans, celle-ci augmente à 1,7 enfants. Parmi les femmes avec des enfants, 26 % ont des enfants entre zéro et cinq ans comparativement à 10 % dans l'échantillon complet.

Tableau 1 – Tableau descriptifs des variables clés

Variables	Symbole	Moyenne	Écart-type
Âge de la femme	<i>a</i>	39,80	8,8
Heures moyennes travaillées (par semaine)	<i>HT</i>	29,48	13,16
Niveau d'éducation inférieur au diplôme secondaire*	<i>educ0</i>	0,16	
Niveau d'éducation secondaire*	<i>educ1</i>	0,26	
Niveau d'éducation post-secondaire*	<i>educ2</i>	0,36	
Niveau d'éducation universitaire inférieur au baccalauréat*	<i>educ3</i>	0,03	
Niveau d'éducation universitaire supérieur*		0,18	
Revenu de travail (par année)	<i>wHT</i>	26 937,58	19 570,41
Revenu hors-travail	<i>N</i>	902,42	4 643,76
Salaire horaire prédit	<i>w</i>	15,5	4,67
Nombre d'enfant entre 0 et 18 ans	<i>nb018</i>	0,64	0,99
Présence d'enfants âgés de moins de 6 ans*	<i>enf04</i>	0,1	

* Variable dichotomique.

² Les résultats d'estimation sont présentés dans les tableaux 14, 15 et 16 de l'Annexe A.

³ Dans l'annexe A, le Tableau 13 présente les résultats d'estimation du modèle de salaire.

3. La méthodologie

La méthodologie de ce modèle de micro-simulation se décompose en plusieurs étapes. Tout d'abord, la fusion des deux bases de données est effectuée. Par la suite, le logiciel *Canadian Tax and Credit Simulator* (CTaCS) est employé pour modéliser la contrainte budgétaire de chaque individu. Cette étape est nécessaire au calcul du revenu net des femmes. C'est à l'aide de cette variable parmi d'autres (heures de loisir, âge, nombre d'enfants et etc.) qu'on procède ensuite à l'estimation du modèle d'offre de travail.

Une fois les paramètres du modèle estimés, on procède à la monétarisation de l'utilité en estimant les fonctions de dépenses des femmes correspondant aux niveaux d'utilité avant et après la réforme ainsi qu'à un salaire de référence (salaire le plus faible de l'échantillon⁴). Ce salaire de référence est commun à toutes les femmes. Dans le but d'effectuer une véritable analyse coûts-bénéfices sur le bien-être des femmes, et puisque la réforme simulée dans ce mémoire implique une diminution des recettes gouvernementales, nous soustrayons des fonctions de dépenses individuelles après la réforme la différence des revenus gouvernementaux per capita.

La dernière étape méthodologique consiste à analyser les résultats obtenus par l'entremise du modèle de micro-simulation. L'analyse de l'impact comportemental de la réforme fiscale se fait en prédisant les changements de comportement d'offre de travail. Pour l'analyse du bien-être, on procède au calcul de la variation équivalente des individus et à l'introduction des fonctions de dépenses dans des indicateurs de la répartition de bien-être tels que le coefficient de Gini et l'indice d'Atkinson.

Le logiciel *Canadian Tax and Credit Simulator* (CTaCS) produit une estimation des crédits, des montants d'impôts et des transferts sociaux pour un large éventail d'années de référence. Cependant, ce logiciel n'est pas en mesure de calculer le montant d'aide sociale. L'estimation des prestations d'aide sociale est primordiale car elle permet d'évaluer dans un contexte statique le revenu net d'une personne ne travaillant pas. Cette information est essentielle au modèle d'offre de travail. Il a donc été nécessaire de développer un logiciel complémentaire capable de calculer les prestations d'aide sociale à partir des informations détenues. De manière générale, il a été possible d'établir le montant de base auquel les femmes célibataires ont droit selon leur situation familiale. Cependant, il a été plus difficile d'évaluer les réductions potentielles appliquées à ce

⁴ Ce salaire a été choisi pour des raisons techniques. Lorsqu'on utilise le salaire le plus faible de l'échantillon, on évite de se retrouver avec des revenus exogènes négatifs. S'il existe des personnes avec des salaires plus faibles que le salaire de référence, il est nécessaire de diminuer le revenu exogène de ces personnes pour maintenir leur niveau d'utilité fixe. Puisque les revenus exogènes initiaux sont faibles pour une grande partie de l'échantillon, il est fréquent d'obtenir des revenus exogènes équivalents négatifs. La méthode d'estimation utilisée des fonctions de dépenses devient incohérente lorsqu'il y a présence de revenu exogène équivalent négatif. Cependant, on ne retrouve pas ce problème lorsque le salaire de référence est inférieur au salaire initial puisque dans ce cas il est nécessaire d'augmenter le revenu exogène pour maintenir le niveau d'utilité fixe.

montant puisque celles-ci dépendent de renseignements précis sur les liquidités, les avoirs matériels et les coûts de logement. Malheureusement des informations aussi pointues ne sont pas disponibles et c'est à l'aide d'*a priori* et de renseignements sommaires que les réductions du montant de base ont été estimées. Les prestations d'assurance-emploi ne sont pas modélisées puisque le modèle de micro-simulation est statique et que ces prestations sont de nature temporaire.

4. La réforme fiscale

Description

Le régime d'impôts canadien et québécois est un régime progressif avec plusieurs taux d'imposition selon le palier auquel les individus se situent. Le nombre de paliers d'imposition provinciale a été fixé à trois pour l'année 2003 et les années suivantes alors qu'au fédéral ce nombre a été fixé à quatre pour la même période. De plus, chaque personne possède un crédit d'impôt de base qui diminue le revenu imposable autant au Canada qu'au Québec. Ainsi une personne payera de l'impôt seulement si elle gagne un revenu supérieur au montant de crédit d'impôt de base.

En avril 2007, le Premier ministre Jean Charest annonçait, lors du dépôt du budget de son gouvernement, des baisses d'impôts d'une valeur de 950 millions de dollars en plus d'une indexation d'une valeur de 355 millions (Ministère des Finances, 2007). Cette réforme, faisait suite à une promesse électorale faite lors des élections générales de 2003. Ces baisses d'impôt consistent en l'augmentation du crédit d'impôt de base et des seuils de la table d'imposition. Puisque les données utilisées pour faire l'analyse de cette réforme datent de 2003, les changements dans les seuils de la table d'imposition ont été ajustés selon l'indice des prix à la consommation (IPC) fourni par l'*Institut de la Statistique du Québec* (ISQ, 2008). Le Tableau 2 présente certaines caractéristiques de la table d'imposition avant et après la réforme.

Tableau 2 – Description des seuils et des taux d'imposition

Avant la réforme		Après la réforme ¹	
Seuils d'imposition	Taux d'imposition	Seuils d'imposition	Taux d'imposition
0 \$ à 27 095 \$	16 %	0 \$ à 34 538 \$	16 %
27 096 \$ à 54 195 \$	20 %	34 539 \$ à 69 068 \$	20 %
54 195 \$ et plus	24 %	69 370 \$ et plus	24 %
Montant de base		Montant de base	
6 150 \$	n.a.	6 576 \$	n.a.

n.a. : Non-applicable.

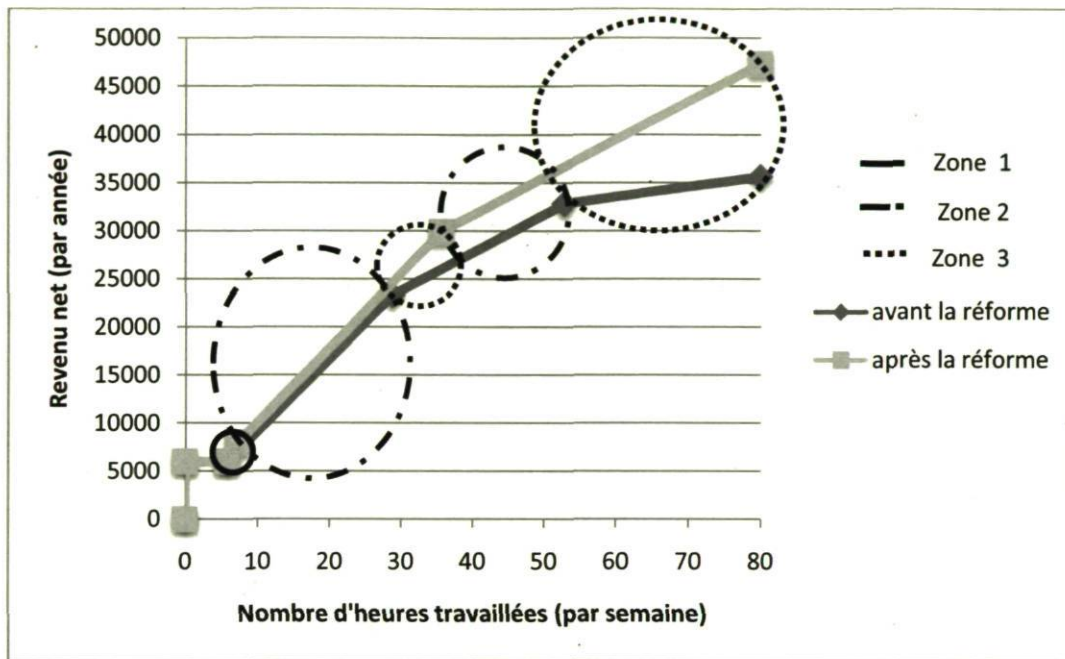
Effet théorique

Dans un premier temps, il est possible d'anticiper d'une manière théorique certaines des réactions comportementales des femmes suite à la réforme. Ceci permet d'expliquer certaines des variations dans les heures travaillées qui seront présentées lors de l'analyse des résultats d'estimation du modèle. On suppose dans l'analyse que le loisir est un bien normal et que la restriction de Slutsky⁵ est respectée. Le Graphique 1 présente les contraintes budgétaires pour la situation initiale et finale en plus d'illustrer les

⁵ Une hausse de salaire a un effet de substitution positif sur les heures de travail.

différentes zones d'influence de la réforme⁶. Une première remarque au sujet de la contrainte budgétaire est qu'avant l'instauration de la réforme fiscale, la prestation de base de l'aide sociale (6 276 \$) est plus élevée que le montant de base d'exemption d'impôt (6 150 \$). Cependant, suite à la réforme, le montant de base devient légèrement plus élevé (6 576 \$) que le montant d'aide-sociale. Cette augmentation du montant du

Graphique 1 – Illustration des contraintes budgétaires avant et après la réforme⁷



crédit d'impôt de base provoque un accroissement du potentiel de revenu dès que celui-ci dépasse le montant d'aide sociale. Ainsi, les femmes gagnant un revenu supérieur à ce montant mais inférieur au montant de base d'exemption base subissent un effet de substitution positif sur leur offre de travail car leurs gains supplémentaires bénéficient d'une exemption d'impôt dans la mesure où leur augmentation de revenu ne dépasse pas le montant de crédit d'impôt de base après la réforme⁸ (zone 1). Pour les femmes ayant un revenu supérieur à cette limite, mais inférieur au premier seuil d'imposition avant la réforme, cette exemption a pour effet d'accroître le revenu net mais de maintenir leur contrainte budgétaire parallèlement à celle d'avant la réforme puisqu'elles bénéficient d'une exemption d'impôt supplémentaire tout en gardant un taux d'imposition constant. Ainsi, les femmes se situant dans cette région sont soumises à un effet revenu négatif sur

⁶ Les zones 2 et 3 reviennent dans deux régions différentes des contraintes budgétaires.

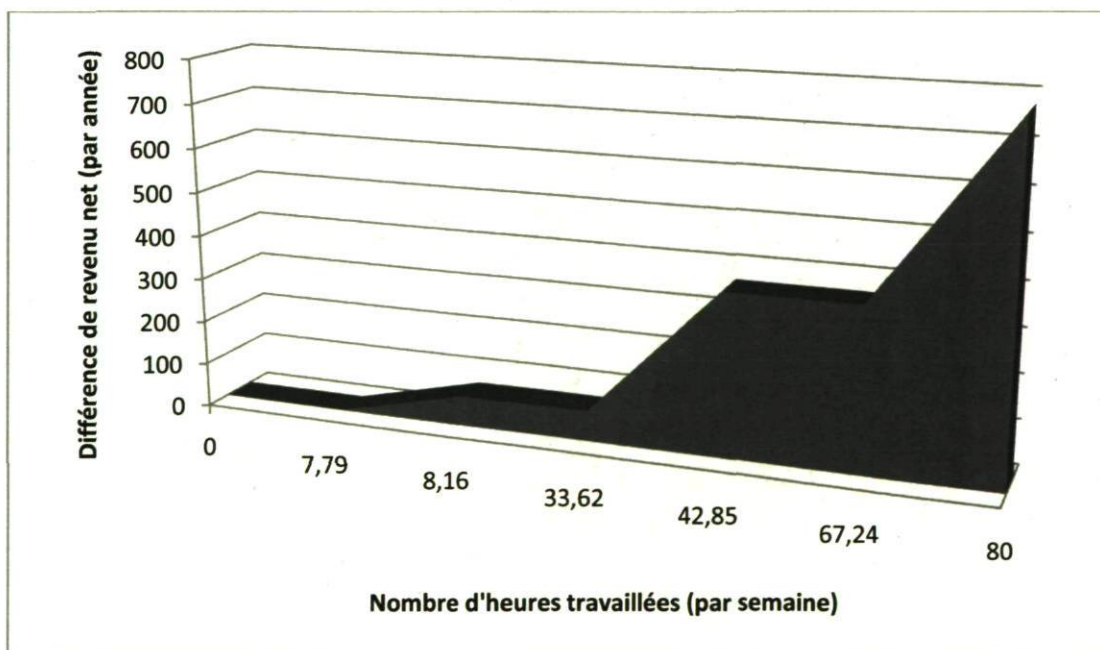
⁷ Les contraintes budgétaires ont été calculées pour une femme sans enfant avec un salaire de 15,5 \$/heure et un revenu hors-travail égal à 0. Cependant, ces contraintes budgétaires ne représentent pas exactement la réalité puisque des déformations ont été apportées pour améliorer l'effet visuel.

⁸ Pour simplifier la présentation, nous ignorons dans notre analyse les changements de zone avant et après la réforme.

leur offre de travail (zone 2). Les femmes gagnant un revenu supérieur au premier seuil d'imposition après la réforme mais inférieur au deuxième avant la réforme font également face à un effet revenu négatif qui est plus important puisque la différence de revenu net est plus grande que dans la première région d'effet revenu négatif. Cette tendance se répète pour les femmes avec un revenu supérieur au deuxième seuil d'imposition après la réforme.

Les femmes travaillant suffisamment pour obtenir un revenu supérieur au premier seuil d'imposition avant la réforme mais inférieur au seuil après la réforme connaissent un effet revenu négatif et un effet de substitution positif sur leur offre de travail, car la réforme leur permet de bénéficier d'une exemption d'impôt supplémentaire et leur taux d'imposition diminue de quatre points de pourcentage. Ces femmes augmenteront leur nombre d'heures travaillées si l'effet de substitution surpasse l'effet revenu. De manière analogue, les femmes ayant un revenu supérieur au deuxième seuil avant la réforme mais inférieur au deuxième seuil après la réforme feront face à un effet revenu négatif et un effet de substitution positif. Cependant, il est plus probable que l'effet revenu surpasse l'effet de substitution puisque l'effet revenu y est plus important dans cette région. L'augmentation du premier seuil d'imposition agit comme un effet revenu pour ces personnes puisqu'elles paient moins d'impôt sur leur portion de revenu imposée dans le palier inférieur. Le Graphique 2 illustre bien l'ampleur de l'effet revenu et l'effet de substitution en présentant la différence de revenu net entraînée par la réforme.

Graphique 2 – Différence de revenu net suite à la réforme⁹



⁹ Pour ce graphique aucune déformation visuelle n'a été apportée.

5. Le modèle d'offre de travail

Description

Les modèles d'offre de travail cherchent à intégrer les comportements des individus dans un cadre théorique cohérent. Dans un contexte discret, le problème de l'agent est modélisé en faisant l'hypothèse que les femmes décident d'un nombre d'heures travaillées (HT) parmi un ensemble de choix finis : $HT^i \in \{HT^1, HT^2, \dots, HT^p\}$. La détermination du nombre d'alternatives accessibles aux femmes est un choix délicat. Si on considère le « vrai modèle » comme étant continu, il est préférable d'avoir un nombre d'alternatives assez grand pour minimiser les erreurs d'arrondissement causées par la catégorisation des heures travaillées. Cependant, les personnes peuvent également faire des erreurs lorsqu'elles déclarent leurs heures travaillées. Dans ce cas, il peut être préférable de considérer un nombre plus faible d'alternatives (Van Soest et Das 2001). De plus, il est raisonnable de penser que la décision d'offre de travail se fait véritablement de manière discrète. Les pics 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)¹⁰. Les coûts fixes du travail et les problèmes de logistique au niveau des firmes peuvent entre autres expliquer le nombre limité d'heures de travail demandées (Oi, 1962, Cahuc et Zylberberg 2001, Section 3.3). Il a ainsi été choisi de fixer le nombre d'alternatives disponibles à huit. Les intervalles d'heures travaillées par semaine sont de huit heures (0, 8, 16, ..., 56)¹¹.

Il est supposé que les femmes maximisent leur utilité sous des contraintes de temps et de revenu en fonction du nombre d'heures de loisir (l) et du revenu net (y) :

$$\text{Max } U^i(l^i, y^i) \quad \text{s.c. } y^i \leq y^i(l^i, w) \text{ et } l^i \leq DT. \quad (1)$$

Le nombre d'heures de loisir, ($l^i = DT - HT^i$), est égal à la dotation en temps (DT) moins le nombre d'heures travaillées (HT^i), et est la somme du temps passé dans les activités hors-travail. La dotation en temps est fixée à 80 heures-semaine¹². Le revenu net est la somme du revenu de travail (wHT^i), du revenu exogène (N) et des transferts sociaux (B) moins l'impôt payé (T) (Keane et Moffit 1998) :

¹⁰ Ce modèle à choix discret ne cherche cependant pas à expliquer cette limitation dans les choix d'heures possibles et il se concentre sur l'offre de travail en faisant l'hypothèse que la demande est parfaitement élastique.

¹¹ D'autres intervalles d'heures ont été testés (0,5,10,...,60 et 0,10,20,...,60), mais l'intervalle retenu produit un modèle avec un pouvoir explicatif supérieur.

¹² Cette limite a été déterminée de manière *ad hoc*, mais selon Gong et Van Soest (2002), les résultats ne sont pas sensibles à ce paramètre.

$$y^i(HT^i) = wHT^i + N + B(wHT^i, N, X) - T(wHT^i, N, X), \quad (2)$$

où X est un vecteur de variables socio-démographiques.

La forme logarithmique transcendantale (trans-log) est employée comme forme fonctionnelle d'utilité¹³ :

$$U^i(l^i, y^i) = \beta_1 \log(l^i) + \beta_2 \log(l^i)^2 + \beta_3 \log(y^i) + \beta_4 \log(y^i)^2 \quad (3)$$

Ce type de fonction d'utilité est localement flexible au deuxième ordre et n'impose pas la quasi-concavité¹⁴ (Van Soest et Das 2001). L'hypothèse d'hétérogénéité dans les préférences est faite au niveau du loisir :

$$\beta_1 = \alpha_0 + \alpha_1 \log(a) + \alpha_2 \log(a)^2 + \alpha_3 nb018 + \alpha_4 1(enf05) + v. \quad (4)$$

La variable a représente l'âge d'une femme et la fonction indicatrice, $1(enf05)$, prend la valeur un lorsqu'il y a présence d'au moins un enfant entre zéro et cinq ans et zéro sinon. Cette hypothèse a été faite car il est logique que les préférences pour le loisir varient selon l'âge et le contexte familial. Cependant, il est possible que les préférences pour le loisir varient selon des caractéristiques non-observables indépendantes des variables d'hétérogénéité observées. C'est pourquoi un terme d'erreur a été introduit dans l'équation (4). Celui-ci est identiquement et indépendamment distribué à travers les observations et suit une distribution normale de moyenne zéro et de variance σ^2 .

Un autre terme d'erreur est inséré pour tenir compte des erreurs de maximisation des individus :

$$u^i(l^i, y^i) = U^i(l^i, y^i) + \xi^i. \quad (5)$$

On suppose généralement que ce terme d'erreur est produit par une connaissance imparfaite de la contrainte budgétaire. ξ^i est identiquement et indépendamment distribué et il suit une distribution de valeur extrême (loi Gumble).

Conformément à l'équation (1), les femmes choisiront l'alternative i si l'utilité de cette alternative (U^i) est supérieure à celles des autres. Étant donné les spécifications stochastiques du modèle, la probabilité de choix d'une alternative, conditionnellement aux variables d'hétérogénéité et à v , est donnée par:

¹³ Une version complète de la forme trans-log a été testée (avec la variable $\log(y)\log(l)$), mais les résultats se sont avérés insatisfaisants. La forme fonctionnelle présentée dans l'équation (3) a ainsi été préférée.

¹⁴ Il faut cependant que l'utilité marginale du revenu soit positive pour que le modèle soit cohérent.

$$\Pr[U^i \geq U^j \forall j] = \frac{\exp(U^i(l^i, y^i | v))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(l^j, y^j | v))}. \quad (6)$$

La probabilité de sélection d'une alternative augmente avec le niveau d'utilité rattaché à celle-ci. Le temps de loisir et le revenu net ont tous deux un effet positif sur l'utilité spécifique à une alternative.

De manière générale, les modèles d'offre de travail à choix discrets font une sous-prédiction du nombre de personnes ne travaillant pas. Un remède possible est l'introduction de coûts fixes à l'emploi. Cette spécification a été introduite dans la littérature par Cogan (1981). L'obtention d'un emploi peut entraîner des coûts monétaires comme les frais de transport et des coûts en temps comme la durée du trajet entre la résidence et le lieu de travail. Les coûts fixes de ce modèle englobent ainsi des coûts monétaires et des coûts « psychologiques, » tels le stress d'un emploi et autres facteurs immatériels. Les coûts fixes (CF) peuvent dépendre de différentes variables socio-démographiques; celles prises en compte dans ce modèle font partie de l'équation suivante¹⁵ :

$$\begin{aligned} \log(CF^i) = & \gamma_0 + \gamma_1 \log(a^i) + \gamma_2 1(educ0^i) \\ & + \gamma_3 1(educ1^i) + \gamma_4 1(educ2^i) + \gamma_5 1(educ3^i). \end{aligned} \quad (7)$$

Les variables reliées aux coefficients γ_2 à γ_5 sont des fonctions indicatrices du degré de scolarité le plus élevé atteint par une femme. Les niveaux de scolarité supérieure (baccalauréat et plus) font partie de la situation de référence représentée par γ_0 . Concrètement, l'introduction des coûts fixes est faite en soustrayant du logarithme du revenu net le logarithme des coûts fixes lorsqu'une femme travaille un nombre strictement positif d'heures ($\log(y^i) - \log(CF)$) (Van Soest et Das 2001).

Estimation

La méthode du maximum de vraisemblance simulée est employée pour effectuer l'estimation du modèle structurel d'offre de travail. La présence de préférences aléatoires pour le loisir nécessite l'intégration de l'équation (6) par rapport à la distribution de v :

$$\Pr[U^i \geq U^j \forall j] = \int \frac{\exp(U^i(l^i, y^i | v))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(l^j, y^j | v))} \phi(v; 0, \sigma^2) dv. \quad (8)$$

¹⁵ La prise en compte des frais de garde (présence ou non d'enfant entre 0 et 5 ans) dans les coûts fixes a été testée, mais les résultats se sont avérés insatisfaisants.

L'intégrale est résolue numériquement par moyenne simulée. Un nombre R de tirages dans la fonction de densité du terme d'erreur v est effectué et la moyenne des probabilités estimées à chaque tirage est calculée pour donner les probabilités simulées :

$$\widehat{\Pr}[U^i \geq U^j \forall j] = \frac{1}{R} \sum_{q=1}^R \frac{\exp(U^i(l^i, y^i | v_q))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(l^j, y^j | v_q))}. \quad (9)$$

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

6. Les fonctions de dépenses

Description

La fonction de dépense est une mesure permettant de quantifier monétairement le bien-être d'un individu par une cardinalisation de l'utilité. Elle permet d'évaluer, compte tenu d'un vecteur de prix donné, le montant de revenu exogène nécessaire à une personne pour atteindre un niveau d'utilité donné. Il faut que les individus soient soumis aux mêmes prix avant et après la réforme pour mesurer le changement dans le bien-être de manière cohérente (King, 1983). Avec un raisonnement analogue, on arrive à la conclusion qu'il est essentiel d'imposer un prix (salaire) unique lorsqu'on procède à la comparaison du bien-être entre plusieurs personnes. C'est pourquoi, lors d'une analyse distributive, il est important de normaliser les salaires des femmes à un salaire commun (que nous choisissons comme étant le salaire le plus faible de l'échantillon). De cette manière, on s'assure que les variations dans la fonction de dépenses sont uniquement attribuables à des différences dans la contrainte budgétaire plutôt qu'à des différences dans les prix. Procéder autrement peut entraîner un biais de comparaison dans le calcul d'un indicateur de bien-être social.

La mesure du changement dans le bien-être est alors définie comme la différence entre 1) la somme de la variation (positive ou négative) des recettes gouvernementales per capita (*VRGC*) et la fonction de dépense évaluée au salaire de référence et au niveau d'utilité après la réforme et 2) la fonction de dépense évaluée au salaire de référence et au niveau d'utilité avant la réforme :

$$GE = e(w^R, U(l^1, y^1(w, N)) + \xi^1) + VRGC - e(w^R, U(l^0, y^0(w, N)) + \xi^0), \quad (10)$$

où N est le revenu exogène (somme des revenus hors-travail), l^0 et y^0 représentent les quantités de loisir et de revenu net avant la réforme et l^1 et y^1 représentent celles après la réforme. Les termes d'erreurs avant et après la réforme sont symbolisés par ξ^0 et ξ^1 . Ceux-ci doivent être identiques pour permettre l'identification de l'effet de la réforme. Le gain équivalent (*GE*) (King 1983) est le changement de revenu exogène, au salaire de référence, nécessaire à un ménage pour atteindre le niveau d'utilité après la réforme. Le revenu exogène équivalent (μ) est la variable qui sera introduite dans les indicateurs de bien-être social :

$$e(w^R, U(l^0, y^0(w, N)) + \varepsilon^0) = \mu^0(w^R; w, N), \quad (11)$$

$$e(w^R, U(l^1, y^1(w, N)) + \varepsilon^1) + VRGC = \mu^1(w^R; w, N). \quad (12)$$

Estimation

Une difficulté de l'usage des fonctions de dépenses dans un modèle à choix discrets est de savoir si l'utilité de l'alternative initialement choisie restera supérieure aux autres lorsqu'une variation dans la contrainte budgétaire survient. Puisque ce choix est incertain, il est utile d'estimer l'espérance du revenu exogène nécessaire à l'atteinte d'un niveau d'utilité donné, tout en tenant compte de la possibilité qu'une autre alternative devienne plus attirante à un différent niveau de revenu exogène. Pour résoudre ce problème, Dagsvik et Karlström (2005) ont dérivé la formule de probabilité jointe d'obtention d'un niveau d'utilité donné ($U_i(l_i, y_i(w^0, N^0))$) et de sélection d'une alternative lorsqu'un *logit* est utilisé :

$$\frac{\exp(U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)))}{\sum_{j=1}^p \exp(h_j(N))}, \quad (13)$$

$$\text{où } h_j(N) = \max(U_j(l_j, y_j(w^0, N^0)), U_j(l_j, y_j(w^R, N))) \quad (14)$$

et $N > 0$.

La fonction maximum de l'équation (14) entraîne la diminution de la probabilité jointe lorsque l'utilité d'une alternative j estimée en N avec le prix de référence devient supérieure à celle de la situation originelle¹⁶. En effet, si une autre alternative devient plus intéressante avec un revenu exogène N , un individu aura moins de chance de choisir l'alternative i . Pour obtenir l'espérance de la fonction de dépense, il est nécessaire d'intégrer l'équation (13) par rapport à N jusqu'à ce que la probabilité d'avoir un niveau d'utilité différent du niveau désiré pour l'alternative i soit égale à zéro ($N_i(w^0, N^0, w^R)$). L'espérance de la fonction de dépense est estimée par l'équation (15) lorsque la variance du terme d'erreur v est plus grande que zéro et par l'équation (16) lorsque la variance de celui-ci est considérée comme nulle :

$$E[N_H(w^R, U_H(w, N^0|v))] = \sum_{i=1}^p \int_0^{N_i(w^0, N^0, w^R)} \int \frac{\exp(U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)|v))}{\sum_{j=1}^p \exp(h_j(N|v))} \phi(v; 0, \sigma^2) dN dv, \quad (15)$$

$$E[N_H(w^R, U_H(w, N^0))] = \sum_{i=1}^p \int_0^{N_i(w^0, N^0, w^R)} \frac{\exp(U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)))}{\sum_{j=1}^p \exp(h_j(N))} dN, \quad (16)$$

$$\text{où } U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)) = U_i(l_i, y_i(w^R, N_i(w^0, N^0, w^R))).$$

¹⁶ La fonction maximum ne peut servir que pour les alternatives j puisque le domaine d'intégration est déterminé de manière à ce que la borne supérieure égalise le niveau d'utilité de l'alternative i lors de la situation initiale.

L'intégrale par rapport à v est résolue par moyenne simulée comme dans l'équation (9) et l'intégrale par rapport à N est numériquement approximée par la méthode des quadratures de Gauss (Abramowitz et Stegun 1964, pp. 887; 919). L'équation (17) est utilisée lorsque la variance de v est plus grande que zéro et l'équation (18) lorsque la variance est nulle :

$$E[N_H(w^R, U_H(w, N^0|v))] \approx \sum_{i=1}^f \frac{N_i(w^0, N^0, w^R)}{2} \sum_{s=1}^n p_s \frac{1}{R} \sum_{q=1}^R \frac{\exp(U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)|v_q))}{\sum_{j=1}^p \exp(h_j(N_s|v_q))}, \quad (17)$$

$$E[N_H(w^R, U_H(w, N^0))] \approx \sum_{i=1}^f \frac{N_i(w^0, N^0, w^R)}{2} \sum_{s=1}^n p_s \frac{\exp(U_i(l_i, y_i(w^0, N^0)))}{\sum_{j=1}^p \exp(h_j(N_s))}. \quad (18)$$

La méthode d'approximation de Gauss consiste à évaluer l'équation (13) à n points stratégiques (N_s) dans le domaine d'intégration (entre 0 et $N_i(w^0, N^0, w^R)$). Des poids (p_s) sont attribués à chaque évaluation de (13). Puisque la somme des poids est égale à 2, on multiplie seulement la moitié de la borne supérieure avec la somme pondérée des estimations de probabilités.

7. Les indicateurs de bien-être social

Différents indicateurs de la répartition du bien-être sont disponibles dans la littérature. Ces indicateurs mesurent généralement soit le niveau d'inégalité, soit le niveau de bien-être social, associé à une distribution de bien-être individuel. Le coefficient de Gini est un indice populaire d'inégalité relative. En effet, il possède plusieurs interprétations qui le rendent polyvalent et il satisfait le principe d'aversion à l'inégalité de Pigou-Dalton (Naga et al. 2007). Une première interprétation est que deux fois le coefficient de Gini équivaut à la moyenne des différences absolues entre les paires de revenu normalisé par la moyenne. Une autre interprétation est que le coefficient de Gini représente le ratio de l'aire sous une courbe de Lorenz de la distribution de revenus observées et celle d'une distribution égalitaire (Stymne et Jackson 2000). Il est à noter que le coefficient de Gini est plus sensible aux variations de bien-être dans le milieu de la distribution que dans les queues.

Un autre indice, celui d'Atkinson (I), fait un lien entre bien-être social W et inégalité en attribuant une utilité marginale sociale décroissante lorsque le niveau de revenu équivalent augmente :

$$W^k = \left[\frac{1}{G} \sum_{i=1}^B (\mu_i^k(w^R; w, N)^{1-\varepsilon}) \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad \text{où } k \in \{0,1\},$$

$$Y^k = \frac{1}{G} \sum_{i=1}^B \mu_i^k(w^R; w, N),$$

$$I^k = 1 - \frac{W^k}{Y^k},$$

où G est définie comme la taille de l'échantillon. L'indice d'Atkinson peut être interprété comme la proportion de la somme des revenus équivalents nécessaire à l'atteinte du même niveau de bien-être social que celui observé lorsque les revenus équivalents des individus sont distribués également (Stymne et Jackson 2000). Plus l'aversion à l'inégalité (ε) est élevée¹⁷, plus le poids normatif attaché au niveau de vie des personnes les plus pauvres augmente, et plus l'indice d'Atkinson est élevé.

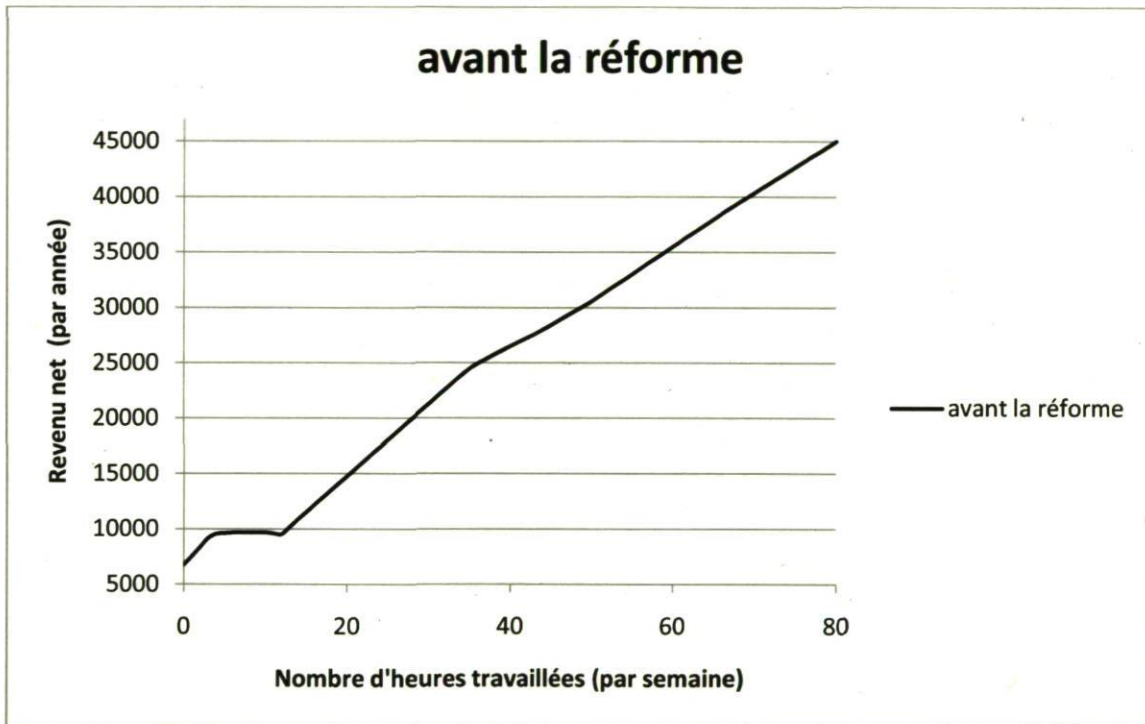
¹⁷ ε doit être non-négatif.

8. Les Résultats

Analyse comptable

Même si la discussion de notre modèle de micro-simulation est principalement axée sur le changement de comportements, il est utile d'effectuer une analyse comptable de l'impact de la réforme car elle permet d'identifier l'effet de premier ordre sur le niveau de vie du changement des contraintes budgétaires des femmes. L'analyse comptable se base sur la simulation des revenus nets avant et après la réforme.

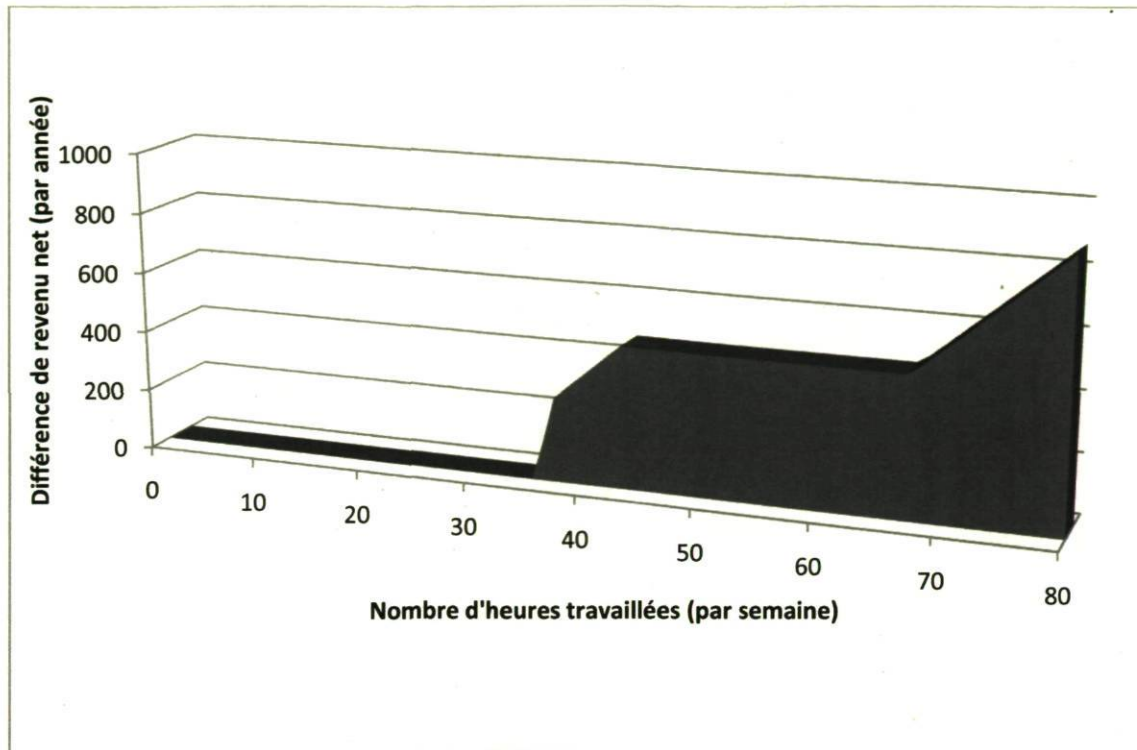
Graphique 3 – Contraintes budgétaires simulées avant la réforme¹⁸



Dans le Graphique 1, les contraintes budgétaires ont été dérivées en ne tenant compte que de l'aide de dernier recours de base et de l'impôt provincial. Le Graphique 3 présente les contraintes budgétaires tenant compte de l'ensemble du système fiscal avant la réforme. Le Graphique 4 est analogue au Graphique 2 en présentant les différences de revenu net suite à la réforme. En comparant les graphiques 2 et 4, on se rend compte que les résultats sont semblables à ceux prédits antérieurement sauf pour les heures où le revenu total de la femme type est inférieur à vingt-huit mille dollars (moins de 38 heures travaillées par semaine).

¹⁸ Les contraintes budgétaires ont été calculées pour une femme sans enfant avec un salaire 15,5 \$/heure et un revenu hors-travail égal à 0.

Graphique 4 – Différence de revenu net simulée suite à la réforme



Le Tableau 3 présente l'effet comptable de la réforme sur l'ensemble des données brutes des femmes de l'échantillon¹⁹, en ventilant les résultats par décile de revenu. On remarque dans ce tableau que la réforme a un impact nul²⁰ sur toutes les femmes se situant dans les cinq premiers déciles de revenu. De manière générale, les femmes de l'échantillon n'ayant pas subi de changements dans leur revenu net paient en moyenne 1,23 \$ d'impôt provincial²¹. Cependant, cela ne veut pas dire qu'elles paient peu d'impôts, car leur moyenne d'impôt fédéral payé est beaucoup plus élevée (1940,17 \$). Bref, ces femmes sont suffisamment peu imposées au niveau provincial pour ne pas être influencées par cette réforme.

C'est seulement à partir du sixième décile que les effets positifs de la réforme commencent à se faire sentir. Néanmoins, il y a encore 65 % des femmes dans ce décile qui ne sont pas touchées. Le pourcentage de personnes bénéficiant de la réforme ainsi que la variation dans les revenus nets augmentent avec les déciles. Plus le revenu des femmes est élevé, plus elles sont nombreuses à être influencées par la réforme puisqu'elles paient en plus grande proportion des montants d'impôt provincial suffisants pour bénéficier de

¹⁹ L'Annexe B présente un tableau analogue au Tableau 3 qui ordonne les résultats selon le salaire des femmes (Tableau 17).

²⁰ On qualifie d'impact nul une variation inférieure à un dollar dans le revenu net.

²¹ Les femmes ayant une valeur négative d'impôt provincial ont été retirées du calcul de la moyenne.

la réforme. De plus, les effets bénéfiques croissent avec le revenu jusqu'à ce qu'on atteigne le deuxième seuil d'imposition d'après réforme (69 069 \$).

Tableau 3 – Description de l'effet comptable de la réforme par décile de revenu total

	Gagnantes (en %)	Perdantes (en %)	Inchangées (en %)	Variation totale de revenu net (en %)	Seuil supérieur du décile (en \$)
1 ^{er} décile	0	0	100	0	8 500
2 ^e décile	0	0	100	0	14 300
3 ^e décile	0	0	100	0	19 000
4 ^e décile	0	0	100	0	22 104,37
5 ^e décile	0	0	100	0	26 131,87
6 ^e décile	34,37	0	65,62	0,27	32 367,83
7 ^e décile	92,54	0	7,46	1,30	38 000
8 ^e décile	96,72	0	3,27	1,42	43 000
9 ^e décile	100	0	0	1,26	54 052
10 ^e décile	100	0	0	1,53	n.a.
Total	42,51	0	57,48	0,84	n.a.

Au total, les revenus nets augmentent de 0,84 % suite à la réforme²². Cet accroissement est amoindri par la grande proportion de femmes intouchées par la réforme (57,48 %). Le pourcentage de femmes gagnantes (42,51 %) est plus faible que celui des femmes non-touchées. Par la nature de la réforme, aucune femme n'est perdante au niveau du revenu net global.

Les indicateurs de la répartition du bien-être laissent transparaître un faible accroissement des inégalités avec une augmentation statistiquement significative du coefficient de Gini et des indices d'Atkinson. Le coefficient de Gini passe de 0,315 avant la réforme à 0,318 après la réforme. De plus, les indices d'Atkinson augmentent (entre 0,001 et 0,003) peu importe le niveau d'aversion à l'inégalité. Le Tableau 4 présente les valeurs et les variations dans le coefficient de Gini et les indices d'Atkinson pour différents niveaux d'aversion à l'inégalité. L'analyse des courbes de Lorenz démontre une dominance de la courbe de revenu net avant la réforme. Puisque les différences sont numériquement faibles, seules les différences entre les courbes de Lorenz avant et après la réforme sont présentées dans le Graphique 5.

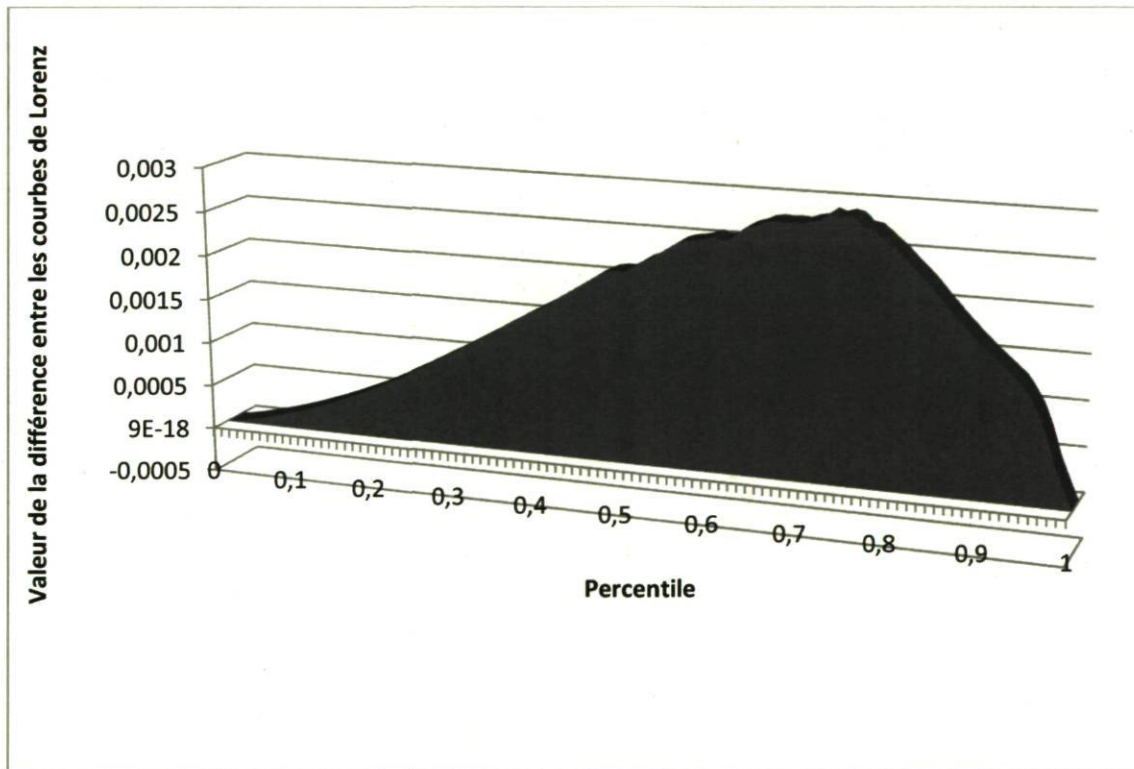
²² Les résultats de l'échantillon complet sont pondérés par les poids échantillonnaux.

Tableau 4 – Coefficient de Gini et indices d’Atkinson dans un contexte comptable²³

Aversion à l’inégalité	Coefficient de Gini	Variation dans le coefficient de Gini suite à la réforme	Indice d’Atkinson	Variation dans l’indice d’Atkinson suite à la réforme
n.a.	0,299***	0,003***	n.a.	n.a.
0,5	n.a.	n.a.	0,074*** ²⁴	0,001***
1,0	n.a.	n.a.	0,149***	0,002***
1,5	n.a.	n.a.	0,239***	0,003***
2,0	n.a.	n.a.	0,377***	0,003***
2,5	n.a.	n.a.	0,590***	0,003***

*** Significatif au seuil de 99 %.

Graphique 5 – Différences entre la courbe de Lorenz avant et après la réforme comptable



²³ Les revenus sont pondérés par les poids échantillonnaires et ils ont été ajustés selon une échelle d'équivalence égale à un lorsqu'il n'y a qu'une femme dans les ménage et majorée par un facteur de 0,5 pour un enfant entre 14 et 18 ans et un facteur de 0,3 pour un enfant de moins de 14 ans.

²⁴ La méthode delta est utilisée pour obtenir les écarts-types permettant d'effectuer les tests de significativité. Cette approche évalue l'écart-type d'une transformation non-linéaire $\eta = f(\theta)$ d'un estimateur θ par $Var(\eta) = \frac{\partial f(\theta)}{\partial \theta} Var(\hat{\theta}) \frac{\partial f(\theta)'}{\partial \theta}$.

Analyse de l'offre de travail

Le modèle

Le modèle satisfait la condition de stricte quasi-concavité. 100 % des préférences sont quasi-concaves²⁵. Le modèle reproduit assez bien le taux de participation au marché du travail des femmes célibataires (0,35 % de différence avec le taux observé). Cependant, il a plus de difficulté à bien reproduire le nombre très élevé de personnes travaillant quarante heures par semaine (5,54 % de différence entre la part observée et celle prédite). Ce problème est typique de ce genre de modèle d'offre de travail (Van Soest et Das 2001). Le Tableau 5 présente les prédictions du modèle pour chaque catégorie de choix.

Tableau 5 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d'heures travaillées par semaine.

Catégorie	Parts observées (en %)	Parts prédites (en %)	Différence entre les parts prédites et observées (en %)
[0, 4[11,44	11,09	-0,35
[4, 12[2,66	1,02	-1,64
[12, 20[4,70	4,48	0,22
[20, 28[11,28	15,45	4,17
[28, 36[31,82	32,13	0,31
[36, 44[34,95	29,41	-5,54
[44, 52[2,66	6,33	3,67
[52, 60[0,47	0,09	-0,38

Les coefficients des paramètres estimés sont présentés dans le Tableau 6. Les coefficients des variables principales (l^i et y^i) sont significatifs à des seuils très élevés (99 %). Le loisir et le revenu net accroissent tous les deux la quantité d'utilité d'une alternative²⁶. Cependant, le rendement marginal du revenu net est croissant contrairement à celui du loisir. De plus, le revenu net est un bien normal sur l'ensemble de son domaine²⁷. Les coefficients significatifs à 95 % sont ceux du logarithme de l'âge et du logarithme de l'âge au carré ($\log(l^i) \log(a)$ et $\log(l^i) \log(a)^2$). Les paramètres d'hétérogénéité de l'âge indiquent que l'utilité du loisir diminue pour les femmes sans conjoint entre vingt-cinq et vingt-neuf ans et qu'elle augmente pour les âges supérieurs (30 et 55 ans). Il est logique que les femmes célibataires à la fin de la vingtaine veuillent se consacrer à leur carrière pour ensuite profiter davantage de loisir. Même si les autres

²⁵ Dans notre cas, comme les utilités marginales croisées sont nulles, les préférences d'un individu sont strictement quasi-concaves si $U_{ll}U_y^2 + U_{yy}U_l^2 < 0$.

²⁶ Il est à noter que l'utilité marginale du revenu net doit être positive pour que le modèle à choix discret soit cohérent.

²⁷ Dans notre cas, le revenu net est un bien normal si $U_{ll}U_y < 0$.

coefficients ne sont pas significatifs au seuil conventionnel, le paramètre estimé de la présence d'enfant entre zéro et cinq ans est significatif au seuil de 90 % lorsqu'on fait l'hypothèse qu'il est positif. La présence de jeunes enfants fait croître l'utilité du loisir d'une mère monoparentale. En effet, celle-ci peut vouloir disposer de plus de temps de loisir pour s'occuper d'un ou de plusieurs enfants en bas âge. Cet effet est plus faible et non significatif pour les enfants de manière générale (entre 0 et 18 ans). En effet, un enfant plus âgé nécessite moins d'attention et il peut être confié plus facilement à un service de garde. Le test de Wald évaluant la significativité conjointe des paramètres des variables d'hétérogénéité ($\log(l^i) \log(a)$, $\log(l^i) \log(a)^2$, $\log(l^i) nb018$ et $\log(l^i) 1(enf05)$) rejette l'hypothèse nulle à un seuil de 95 %²⁸. Les coefficients d'hétérogénéité estimés sont qualitativement identiques à ceux trouvés par Van Soest et Das (2001) et Flood, Hansen et Wahlberg. (2004).

Tableau 6 – Résultats d'estimation du modèle d'offre de travail

Variables	Valeur des coefficients	Valeur du test-t robuste
Fonction d'utilité		
$\log(l^i)$	128	11***
$\log(l^i)^2$	-15	-12,02***
$\log(y^i)$	0,585	3,30***
$\log(y^i)^2$	0,129	3,43***
$\log(l^i) \log(a)$	-22,6	-2,24**
$\log(l^i) \log(a)^2$	9,31	2,42**
$\log(l^i) nb018$	0,151	0,60
$\log(l^i) 1(enf05)$	0,821	1,32
Coûts fixes^a		
Constante	4,65	1,61
$\log(a)$	1,06	0,74
$1(educ0)$	2,44	1,67*
$1(educ1)$	1,20	1,06
$1(educ2)$	0,053	0,05
$1(educ3)$	-0,051	-0,03
Log vraisemblance	-994,276	
Rho-carré ajusté	0,281	

^a Les coefficients correspondent à l'équation : $\log(CF) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(a) + \gamma_2 1(educ0) + \gamma_3 1(educ1) + \gamma_4 1(educ2) + \gamma_5 1(educ3)$

*** Significatif au seuil de 99 %.

** Significatif au seuil de 95 %.

* Significatif au seuil de 90%.

²⁸ La valeur du test de Wald est 10,65, ce qui est plus grand que la valeur critique de 9,49 de la distribution chi-carré avec quatre restrictions au seuil de 95 %.

Seul le coefficient des coûts fixes du niveau de scolarité inférieur au secondaire est significatif à 90 %. Néanmoins, la constante est significative au seuil de 90 %, lorsqu'on fait l'hypothèse qu'elle est positive. Ainsi, les coûts fixes des femmes sans conjoint avec un niveau d'éducation universitaire supérieur ou égal au baccalauréat sont significativement plus grands que zéro. De plus, les coûts fixes des femmes célibataires sans diplôme secondaire sont plus grands que ceux des femmes de la situation de référence. Toutefois, il n'est pas possible d'exclure l'hypothèse que seules les femmes sans conjoint et sans diplôme secondaire ont des coûts fixes supérieurs aux autres niveaux d'éducation. Ainsi, l'obtention d'un diplôme secondaire diminue significativement les coûts psychologiques d'un emploi²⁹. Une explication possible est que l'obtention d'un premier diplôme majeur augmente la confiance d'une femme célibataire en sa capacité de bien remplir les tâches d'un emploi, mais que les autres diplômes n'augmentent pas nécessairement cette confiance puisque ce sont des diplômes de spécialisation. La non-significativité conjointe des paramètres des coûts fixes en excluant les coefficients des deux derniers niveaux d'éducation (postsecondaire et universitaire inférieur au baccalauréat) est rejetée par un test de Wald³⁰.

Une analyse de sensibilité a été faite au niveau du nombre de tirages dans la distribution de v . Des estimations pour cinquante et cent tirages ont été réalisées. Les valeurs des paramètres estimés et de la fonction de vraisemblance sont pratiquement les mêmes avec cinquante ou cent tirages. La variance estimée de v n'est pas significative dans les deux cas et elle se rapproche de zéro (0,07 et 0,29). Par simplicité, on a donc imposé que la variance de v est nulle.

Les élasticités

Le Tableau 7 permet d'apprécier l'ampleur des réactions comportementales des femmes célibataires. L'élasticité-salaire à la marge extensive est définie comme le pourcentage moyen d'augmentation de la probabilité de participer au marché du travail suite à la hausse d'un pourcent de son salaire brut. L'élasticité-salaire intensive est définie comme le pourcentage moyen d'augmentation du nombre espéré d'heures de travail d'une femme célibataire suite à une augmentation d'un pourcent de son salaire brut. L'élasticité-salaire à la marge intensive pour tout l'échantillon est de 0,1. Cette valeur indique qu'une augmentation d'un pourcent du salaire augmente l'offre de travail d'une femme sans conjoint mais de manière assez faible. Néanmoins, en ventilant l'élasticité intensive d'offre de travail conditionnellement à la présence ou non d'enfants entre zéro et dix-huit ans dans le ménage, l'élasticité-salaire intensive des femmes

²⁹ Il n'y a pas lieu de croire que les coûts fixes matériels augmentent avec des emplois requérant un niveau d'éducation plus élevé.

³⁰ La valeur du test de Wald est 10,1, ce qui est plus grand que la valeur critique de 9,49 de la distribution chi-carré avec quatre restrictions au seuil de 95 %.

monoparentales (0,16) est le double de celle des femmes vivant seules³¹ (0,07). L'élasticité des femmes seules est comparable aux élasticités-salaire non-compensées des hommes estimées dans d'autres études (Blundell et MaCurdy 1999). Une explication traditionnelle de la plus grande ampleur de l'élasticité des femmes est qu'elles ont des possibilités d'arbitrage sur le temps de loisir plus grandes que celles des hommes car la productivité domestique des femmes peut être supérieure à celle des hommes (Cahuc et Zylberberg 2001, p. 33). Cependant, dans une économie du 21^e siècle, cette explication ne s'applique plus aux femmes vivant seules puisqu'il n'y a pas lieu de croire que leur productivité domestique est supérieure à celle des hommes seuls. Les choix d'arbitrage entre les activités domestiques et le travail restent néanmoins plus élevés chez les femmes monoparentales. C'est pourquoi nous avons retrouvé une élasticité-salaire plus grande chez ce groupe de personnes que chez les femmes vivant seules. Toutefois, l'élasticité des mères monoparentales est inférieure aux élasticités estimées dans d'autres études (Blundell et MaCurdy 1999 et Brink, Nordblom et Wahlberg 2007). Ce phénomène peut être expliqué par l'élasticité-salaire à la marge extensive très faible de 0,07. Van Soest et Das (2001) reconnaissent que leur élasticité à la marge intensive est principalement due aux entrées sur le marché du travail. En général, on s'attend à ce que la réaction de l'offre de travail par rapport au choix d'entrer sur le marché du travail soit plus grande que celle par rapport au choix du nombre d'heures travaillées (Fuest, Peichl et Shaefer 2008a). Cependant, le taux de participation observé dans les données est de 89 %, ce qui peut expliquer une élasticité-salaire extensive aussi faible. Cette explication a également été proposée par Brink, Nordblom et Wahlberg (2007). Il est moins probable d'observer un accroissement important du nombre de travailleuses lorsque le taux de participation est élevé puisque les femmes sans emploi le sont possiblement pour des raisons personnelles plus difficilement surmontables.

Tableau 7 – Élasticités-salaire

	Élasticité-salaire	Borne inférieure ³² (99 %)	Borne supérieure (99 %)
Marge intensive	0,10	0,12	0,08
Femmes seules	0,07	0,1	0,05
Femmes monoparentales	0,16	0,22	0,09
Marge extensive	0,07	0,09	0,05
Femmes seules	0,06	0,09	0,04
Femmes monoparentales	0,07	0,13	0,01

³¹ L'élasticité-intensive des femmes avec des enfants entre zéro et dix-huit ans est significativement plus grande que celle des femmes sans enfant. Une régression de l'élasticité-intensive individuelle des femmes sur une constante et une variable dichotomique indiquant si une femme possède un enfant donne des coefficients significativement différents de zéro à 95 %.

³² La méthode delta est utilisée. La transformation non-linéaire est dérivée par rapport aux paramètres estimés du modèle d'offre de travail. La même technique est employée pour tous les écarts-type de la sous-section de l'analyse de l'offre de travail.

La réforme

Le modèle estimé permet d'évaluer la réaction de l'offre de travail des femmes célibataires sans toutefois modéliser les effets sur l'équilibre général. L'effet de la réforme sur l'offre de travail est évalué en simulant les revenus nets pour chaque alternative et en calculant les probabilités de choix pour les scénarios précédant et succédant la réforme.

L'augmentation moyenne du nombre espéré d'heures de travail des femmes sans conjoint suite à la réforme est de 0,12 %. De plus, leur probabilité moyenne de participation a croît de 0,03 %. La réforme a donc eu un impact globalement positif sur les comportements de travail de ces femmes. Les mères monoparentales ont réagi plus faiblement que les femmes seules malgré une élasticité à la marge intensive plus grande. Elles ont augmenté en moyenne de 0,1 % leur nombre espéré d'heures travaillées. Leur probabilité moyenne de participation a crû de 0,03 %. Le pourcentage de femmes monoparentales voulant travailler trente-six heures et plus par semaine a augmenté de 0,1 point de pourcentage et leur intérêt pour les catégories de temps partiel entre douze et vingt-sept heures par semaine a diminué de 0,06 point de pourcentage. La réforme accroît l'attrait des mères célibataires pour un emploi de cinq jours par semaine et elle les incite à participer au marché du travail en plus grand nombre. Le Tableau 8 présente l'effet agrégé de la réforme sur les proportions de choix du modèle.

Tableau 8 – Description de la variation dans les proportions prédites avant et après la réforme du nombre moyen d'heures travaillées par semaine.

Catégorie	Échantillon complet (en %)	Femmes monoparentales (en %)	Femmes vivant seules (en %)
[0, 4[-0,03	-0,03	-0,03
[4, 12[0	0	0
[12, 20[-0,02	-0,01	-0,03
[20, 28[-0,07	-0,04	-0,09
[28, 36[-0,04	-0,01	-0,05
[36, 44[0,09	0,04	0,12
[44, 52[0,07***	0,05	0,08***
[52, 60[0	0	0

*** Significatif au seuil de 99 %.

De leur côté, les femmes seules ont augmenté en moyenne leur offre de travail de 0,14 % et elles ont élevé leur probabilité moyenne de participation de 0,03 %. Le nombre de femmes voulant travailler trente-six heures et plus par semaine a augmenté de 0,20 point de pourcentage, ce qui est une hausse deux fois supérieure à celle des femmes monoparentales. Ce sont les catégories de temps entre vingt et vingt-sept heures par semaine et vingt-huit et trente-cinq heures qui ont subi les variations négatives les plus importantes (0,09 et 0,05 point de pourcentage). Les femmes sans enfant sont aussi moins

intéressées par la catégorie de travail de douze à dix-neuf heures (-0,03 point de pourcentage). En somme, cette réforme a principalement pour effet d'inciter les femmes seules à s'intéresser davantage à des emplois demandant trente-six heures de travail et plus par semaine. Le marché du travail devient également plus attirant pour elles.

Globalement, la réforme a un faible effet sur l'offre de travail agrégée des femmes célibataires. Néanmoins, la moyenne des variations en pourcentage du nombre espéré d'heures travaillées est positive et significative à 99 % pour les deux sous-groupes. L'augmentation moyenne dans le pourcentage de la probabilité de travailler est également significative à 99 % pour les sous-groupes. Toutefois, la réaction des femmes est hétérogène puisque les femmes seules ont réagi plus fortement à la réforme que les mères monoparentales.

Analyse de la répartition du bien-être

Gain équivalent

Au-delà de l'effet incitatif d'une réforme, il est intéressant de pouvoir quantifier monétairement son impact sur le bien-être des individus. L'estimation du gain équivalent fournit des informations utiles sur le changement dans le bien-être individuel des femmes tout en tenant compte de la valeur en termes d'utilité des variations dans le revenu net et le temps de loisir. Le gain équivalent doit être interprété comme une augmentation du bien-être lorsqu'il est positif et comme une diminution lorsqu'il est négatif.

Au total, la valeur des fonctions de dépenses des femmes a crû de 0,97 %. Ainsi, la réforme fiscale a augmenté le bien-être des femmes. Cependant, comme dans l'analyse de l'offre de travail, les femmes monoparentales et les femmes seules ont subi des changements différents au niveau leur bien-être. La valeur totale des fonctions de dépenses a augmenté de 0,15 % chez les mères sans conjoint alors qu'elle s'est accrue de 1,27 % chez les femmes seules. Ainsi, la variation agrégée dans le bien-être des femmes monoparentales est faible. Le Tableau 9 présente le pourcentage de femmes gagnantes, de femmes perdantes et de femmes indifférentes suite à la réforme ainsi que les variations totales en pourcentage des fonctions de dépenses.

Tableau 9 – Description de l'effet de la réforme sur les fonctions de dépenses

	Gagnantes (en %)	Perdantes (en %)	Indifférentes (en %) ³³	Variation des fonctions de dépenses (en %)
Femmes monoparentales	24,47	74,5	1,03	0,15
Femmes sans enfant	60,8	38,74	0,45	1,27
Total	48,71	50,64	0,64	0,97

³³ On considère que les personnes dont la fonction de dépenses a varié en valeur absolue de moins d'un dollar comme des personnes n'ayant pas été touchées par la réforme.

C'est chez les mères sans conjoint que l'on retrouve le plus de perdantes suite à la réforme (74,5 % de perdantes contre 38,74 % pour les femmes seules). Avec la prise en compte de la chute dans les recettes gouvernementales, l'augmentation de bien-être pour certaines mères monoparentales est partiellement ou complètement annulée. Il y a un pourcentage négligeable de femmes célibataires avec des enfants qui ne sont pas touchées au niveau du bien-être. De leur côté, une bonne proportion de femmes célibataires sans enfant a bénéficié (60,8 %) de la réforme en termes de bien-être. De plus, la proportion de femmes seules intouchées est faible (0,45 %), et elle est deux fois plus petite que celle des femmes monoparentales (1,03 %).

En somme, l'efficacité globale du marché du travail s'est accrue malgré une plus grande proportion de perdantes. L'ajustement dans les fonctions de dépenses pour le changement dans les recettes gouvernementales est l'unique cause de la diminution dans le bien-être. La réforme a eu un effet assez répandu chez les femmes célibataires puisque seulement 0,05 % de celles-ci ont maintenu un niveau de bien-être constant. Les variations en pourcentage du bien-être ont été plus importantes que celles de l'offre de travail.

Analyse redistributive

Au-delà de l'évaluation individuelle, il est intéressant de connaître l'écart séparant la répartition du bien-être d'une société donnée et d'une société parfaitement égalitaire. Les indicateurs de répartition du bien-être permettent d'évaluer cet écart ainsi que les variations pouvant survenir lors de réformes fiscales.

La réforme fiscale modifie suffisamment le bien-être pour entraîner une augmentation significative des inégalités. Cette variation est observable pour les sous-groupes des femmes monoparentales et des femmes seules. Le coefficient de Gini pour l'échantillon complet s'accroît, suite à la réforme, de 0,004 point alors que les indices d'Atkinson augmentent entre 0,003 et 0,006 point selon l'aversion à l'inégalité. Selon l'indice d'Atkinson avec un niveau d'aversion à l'inégalité égal à un, il serait possible d'atteindre un même niveau de bien-être social lorsque toutes les dépenses sont réparties également avec 75,5 % de la richesse totale après la réforme au lieu de 74,6 % avant. La courbe de Lorenz évaluée avec les fonctions de dépenses avant la réforme domine celle estimée après la réforme. Le Graphique 6 présente les différences entre les courbes de Lorenz avant et après la réforme. Les Tableaux 10, 11 et 12 présentent les valeurs et les variations dans le coefficient de Gini et les indices d'Atkinson pour différents niveaux d'aversion à l'inégalité de plusieurs catégories de femmes.

Tableau 10 – Coefficient de Gini et indices d’Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes célibataires³⁴

Aversion à l'inégalité	Coefficient de Gini	Variation dans le coefficient de Gini suite à la réforme	Indice d'Atkinson	Variation dans l'indice d'Atkinson suite à la réforme
n.a.	0,401***	0,004***	n.a.	n.a.
0,5	n.a.	n.a.	0,128***	0,003***
1,0	n.a.	n.a.	0,249***	0,005***
1,5	n.a.	n.a.	0,377***	0,006***
2,0	n.a.	n.a.	0,577***	0,006***
2,5	n.a.	n.a.	0,829***	0,003***

*** Significatif au seuil de 99 %.

Tableau 11 – Coefficient de Gini et indices d’Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes monoparentales

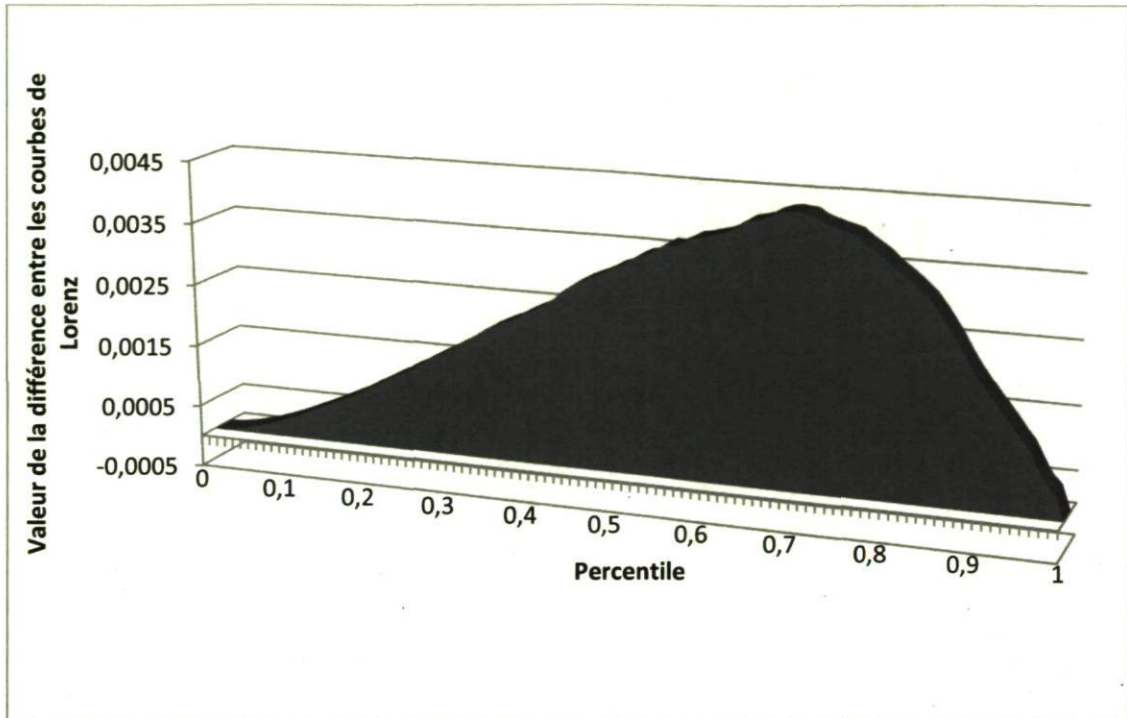
Aversion à l'inégalité	Coefficient de Gini	Variation dans le coefficient de Gini suite à la réforme	Indice d'Atkinson	Variation dans l'indice d'Atkinson suite à la réforme
n.a.	0,34***	0,005***	n.a.	n.a.
0,5	n.a.	n.a.	0,098***	0,002***
1,0	n.a.	n.a.	0,189***	0,004***
1,5	n.a.	n.a.	0,28***	0,005***
2,0	n.a.	n.a.	0,374***	0,005***
2,5	n.a.	n.a.	0,472***	0,005***

Tableau 12 – Coefficient de Gini et indices d’Atkinson provenant des fonctions de dépenses ajustées des femmes seules

Aversion à l'inégalité	Coefficient de Gini	Variation dans le coefficient de Gini suite à la réforme	Indice d'Atkinson	Variation dans l'indice d'Atkinson suite à la réforme
n.a.	0,327***	0,003***	n.a.	n.a.
0,5	n.a.	n.a.	0,088***	0,001***
1,0	n.a.	n.a.	0,183***	0,004***
1,5	n.a.	n.a.	0,333***	0,005***
2,0	n.a.	n.a.	0,695***	0,005***
2,5	n.a.	n.a.	0,923***	0,001***

³⁴ La même échelle d'équivalence et les mêmes poids sont appliqués pour ces indicateurs de la répartition du bien-être que dans la partie de l'analyse comptable.

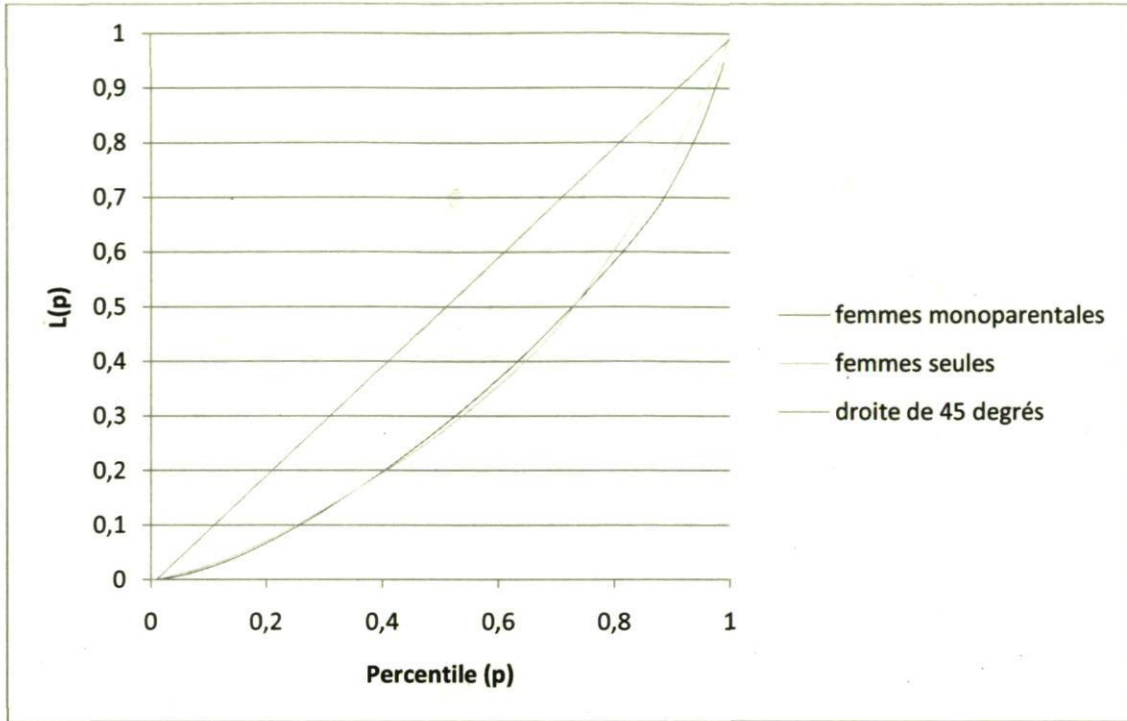
Graphique 6 – Différences entre la courbe de Lorenz avant et après la réforme



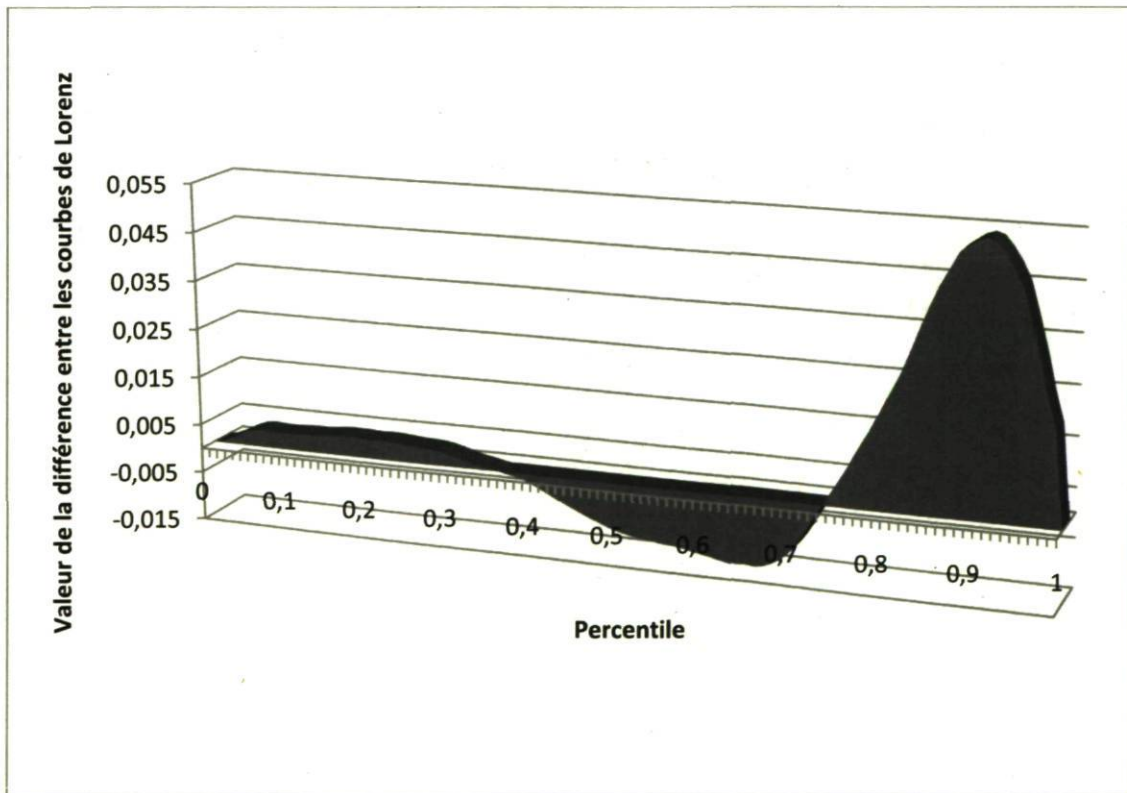
La ventilation des résultats sur la répartition du bien-être pour les sous-groupes des femmes monoparentales et des célibataires sans enfants fait ressortir certaines caractéristiques propres à ceux-ci. Tout d'abord, le coefficient de Gini et les indices d'Atkinson sont statistiquement différents en fonction de la présence d'enfants à l'exception de l'indice d'Atkinson avec un indice d'aversion à l'inégalité égal à un³⁵. En comparant les indices d'Atkinson entre les deux sous-groupes, on remarque que les indices des mères célibataires sont supérieurs à ceux des femmes seules pour des valeurs faibles d'aversion à l'inégalité (0,5 et 1). Cependant, pour des valeurs fortes (1,5 à 2,5), la situation s'inverse. Ce revirement signale un croisement entre les courbes de Lorenz des sous-groupes. La Graphique 7 présentant les courbes de Lorenz des femmes monoparentales et des femmes sans conjoint confirme cette affirmation. Le Graphique 8 explicite davantage les différences entre la courbe de Lorenz des femmes célibataires sans enfant et des mères célibataires.

³⁵ Le calcul des intervalles de confiance à 95 % ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle dans ce cas.

Graphique 7 – Courbes de Lorenz des sous-groupes



Graphique 8 – Différences entre la courbe de Lorenz des femmes célibataires sans enfant et des mères célibataires



9. Conclusion

L'utilisation conjointe d'un modèle novateur de micro-simulation pour le Québec et d'une méthode originale d'évaluation du bien-être a permis d'estimer l'impact sur le comportement et le bien-être des femmes célibataires de la réforme fiscale de 2008. Les effets de la réforme se sont révélés hétérogènes entre les femmes monoparentales et les femmes seules à plusieurs niveaux. La réaction de l'offre de travail et l'augmentation des fonctions de dépenses des femmes célibataires sans enfant sont plus importantes que celles des mères célibataires. L'accroissement des inégalités chez les femmes monoparentales est cependant supérieur à celui des femmes seules pour certains indicateurs de la répartition du bien-être. Globalement, c'est le groupe des femmes célibataires sans enfant qui bénéficie davantage de la réforme.

Le modèle de micro-simulation a aussi permis de conclure à une augmentation d'efficacité dans le marché du travail, ce qui n'aurait pu être constaté uniquement à l'aide d'une analyse comptable. De plus, l'effet de la réforme sur la répartition du bien-être est évalué en tenant compte des changements de comportements d'offre de travail et de la valeur du loisir. Ceci est important puisque les modifications à grande échelle des contraintes budgétaires des individus peuvent causer des changements de comportements affectant l'effet d'une réforme sur le bien-être.

Plusieurs extensions possibles à ce travail peuvent être envisagées. Il serait pertinent d'évaluer l'impact de la réforme sur les hommes célibataires et les couples, car l'agrégation des effets de celle-ci sur ces groupes pourrait modifier son bilan général. Certaines études combinent par exemple un modèle de micro-simulation avec des estimations comptables pour les personnes inactives (Labeaga, Olivier et Spadaro 2007) de manière à évaluer les effets d'une réforme sur l'ensemble de la population.

Bien que l'utilisation d'un modèle d'offre de travail à choix discret permette d'éviter les problèmes typiques de modélisation de contraintes budgétaires des modèles continus, elle partage certaines limites avec les modèles traditionnels. Une première limitation est son statisme. Ce type de modèle ne peut tenir compte des éléments dynamiques du cycle de vie comme l'épargne et les effets de substitution intertemporelle. De plus, l'hypothèse de la parfaite élasticité de la demande de travail est difficilement justifiable avec la présence du chômage involontaire et de l'ajustement des salaires bruts. Ainsi, il serait intéressant de pouvoir incorporer des facteurs structurels de la demande de travail pour bien saisir l'impact des réformes sur l'équilibre général. Un pas important dans cette direction pourrait être d'utiliser comme variable dépendante le nombre d'heures de travail désirées au lieu des heures observées (Van Soest et Das 2001).

10. Bibliographie

Abramowitz, M., & Stegun, I. A. (1964). *Handbook of Mathematical Functions*. Washington D.C.: U.S. Government Printing Office.

Angrist, J., & Evans, W. N. (1998). Children and their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *American Economic Review*, Volume 88, No. 3, pp. 450-477.

Bierlaire, M. (2008). Estimation of Discrete Choice Models with BIOGEME 1.7, biogeme.epfl.ch.

Blundell, R., & Macurdy, T. (1999). Labor Supply : A Review of Alternative Approches. Dans O. Ashenfelter, & D. Card, *Handbook of Labor Economics*, Volume 3 (pp. 1560-1618). Elsevier Science B.V.

Blundell, R., Duncan, A., & Meghir, C. (1992). Taxation in empirical labour supply models : lone mothers in the UK. *Economic Journal*, 102, 265-78.

Brink, A., Nordblom, K., & Wahlberg, R. (2007). Maximum fee versus child benefit: a welfare analysis of Swedish child-care reform. *Int Tax Public Finance*, 14, pp. 457-480.

Burtless, G., & Hausman, J. A. (1978). The effect of taxes on labor supply. *Journal of Political Economy*, 86, 1103-1130.

Cahuc, P., & Zylberberg, A. (2001). *Le marché du travail*. Bruxelles: Éditions De Boeck Université.

Card, D. (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, Vol. 69, No 5, pp. 1127-1160.

Cogan, J. F. (1981). Fixed Cost and Labor Supply. *Econometrica*, 49, No. 4, pp. 945-962.

Colombino, U., Narazani, E., O'Donoghue, C., & Shima, I. (2008). Behavioural and Welfare Effects of Basic Income Policies : A Simulation for European Countries. Document de travail, Euromod.

Creedy, J., & Kalb, G. (2005). Measuring Welfare Changes in Labour Supply Models. *The Manchester School*, Volume 73, pp. 664-685.

Dagsvik, J. K., & Karlström, A. (2005). Compensating Variation and Hicksian Choice Probabilities in Random Utility Models that are Nonlinear in Income. *Review of Economic Studies*, 72, pp. 57-76.

Duclos, J.-Y., & Araar, A. (2006). *Poverty and Equity*. Springer, Chapitres 3 et 4.

- Flood, L., & Islam, N. (2005). A Monte Carlo evaluation of discrete choice labour supply models. *Applied Economics Letters* , 12, pp. 263-266.
- Flood, L., & MaCurdy, T. (1992). Work disincentive effects of taxes : an empirical analysis of Swedish men. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* , Numéro 37.
- Fuest, C., Peichl, A., & Schaefer, T. (2008). Does a Simpler Income Tax Yield More Equity and Efficiency? *CESifo Economic Studies, Volume 54* , pp. 73-97.
- Fuest, C., Peichl, A., & Schaefer, T. (2008). Is a flat tax reform feasible in a grown-up democracy of Western Europe? A simulation study for Germany. *Int Tax Public Finance, Volume 15* , pp. 620-636.
- Gong, X., & Soest, A. v. (2002). Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City. *The Journal of Human Resources* , 37, No. 1, pp. 163-191.
- Greenberg, D. H., & Robins, P. K. (2008). Incorporating nonmarket time into benefit-cost analyses of social programs : An application to the self-sufficiency project. *Journal of Public Economics, Volume 92* , pp. 766-794.
- Hall, R. E. (1973). Wages, incomes and hours of work in the US labor force. Dans C. Cain, & H. Watts, *Income Maintenance and Labor Supply: Econometric Studies*. Chicago: Rand McNally.
- Institut de la Statistique du Québec. (2008). L'inflation. Québec, Québec.
- Keane, M., & Moffit, R. (1998). A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply. *International Economic Review* , 39, No. 3, pp. 553-589.
- King, M. A. (1983). Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household. *Journal of Public Economics* , 21, pp. 183-214.
- Labeaga, J. M., Olivier, X., & Spadaro, A. (2008). Discrete choice models of labour supply, behavioural microsimulation and the Spanish tax reforms. *Journal of Economic Inequality, Volume 6* , pp. 247-273.
- McFadden, D. (1978). Modelling the Choice of Residential Location. Dans A. Karlqvist, L. Lundqvist, F. Snickars, & J. J. Weibull, *Spacial Interaction Theory and Planning Models*. Amsterdam : North-Holland.
- Milligan, K. (2007). Canadian Tax and Credit Simulator. Database, software and documentation, Version 2007-1.

Milligan, K. (2007). Canadian Tax and Credit Simulator. Database, software and documentation, Version 2007-1.

Ministère des Finances. (2007). *Plan budgétaire 2007-2008*. Québec.

Morey, E., Rowe, R. D., & Watson, M. (1993). A Repeated Nested-Logit Model of Atlantic Salmon Fishing. *American Journal of Agricultural Economics* , 75, pp. 578-592.

Naga, R. A., Kolodziejczyk, C., & Müller, T. (2007, Juillet). The Redistributive Impact of Alternative Income Maintenance Schemes : A Microsimulation Study using Swiss Data. *Cahiers du département d'économétrie* . Université de Genève, Faculté des sciences économiques et sociales.

Naga, R. A., Kolodziejczyk, C., & Müller, T. (2007). The Redistributive Impact of Alternative Income Maintenance Schemes : A Microsimulation Study using Swiss Data. Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Genève: Document de travail.

Oi, W. Y. (Dec. 1962). Labor as a Quasi-Fixed Factor. *The Journal of Political Economy*, 70, No.6, pp. 538-555.

Soest, A. v. (1995). Structural Models of Family Labor Supply. *The Journal of Human Resources* , 30, pp. 63-88.

Soest, A. v., & Das, M. (2001). Family Labour Supply and Proposed Tax Reforms in the Netherlands. *De Economist* , 149, No. 2, pp. 191-218.

Annexe A

Estimation du salaire

La méthode d'Heckman permet de corriger le biais de sélection, occasionné par la présence de femmes inactives, grâce au ratio inverse de Mills. L'identification de ce paramètre nécessite au moins une variable instrumentale. Les variables de la présence d'enfant de moins de 5 ans et du nombre d'enfants entre 0 et 18 ans peuvent permettre l'identification du ratio inverse de Mills (Hoynes, 1996). Cependant seule la variable du nombre d'enfant entre 0 et 18 ans est significative à un seuil habituel (95 %). Pour cette estimation, les femmes en couple ont été incluses, ce qui augmente appréciablement la taille de l'échantillon (2032 observations).

Tableau 13 – Résultats d'estimation de l'équation du salaire

Variables	Équation de sélection	Équation du salaire
Constante	1,692**	-1,512
Âge	0,013	0,098**
Âge au carré	-0,001*	-0,001**
Nombre d'année d'études	0,032	0,1
Nombre d'année d'études au carré	-0,002*	-0,001
Nombre d'année d'études × Âge	0,001**	-0,001
Niveau d'éducation secondaire	0,115**	0,13
Niveau d'éducation post-secondaire	0,22**	0,523**
Niveau d'éducation universitaire inférieur au baccalauréat	0,358**	0,6**
Niveau d'éducation baccalauréat	0,65**	0,653**
Niveau d'éducation gradué	0,662**	0,702**
Petite zone urbaine	0,003	0,06
Grande zone urbaine	0,073**	0,04
Couple	0,004	-0,234**
Présence d'enfants âgés de moins de 5 ans		-0,078
Nombre d'enfants entre 0 et 18 ans		-0,184**
σ	0,375**	
ρ	0,047	
λ	0,018	
Log vraisemblance	-1571,131	

Estimation de l'âge des enfants

Pour l'estimation de l'âge des enfants manquants dans l'EDTR, on utilise le résultat de différentes régressions effectuées à l'aide de la BD-MSPS, en fonction du nombre d'enfants pour lesquels il est nécessaire de prédire l'âge. Ces estimations ont pour principal but de reproduire le mieux possible l'âge observé des enfants dans la BD-MSPS. C'est pourquoi le R-carré maximum a été préféré au grand nombre d'observations.

Tableau 14 – Résultats d'estimation de l'âge du premier enfant manquant

	1 enfant manquant		2 enfants manquants		3 enfants manquants	
	Coefficient	Test-t	Coefficient	Test-t	Coefficient	Test-t
Âge du premier enfant	0,768	16,98***	0,714	9,77***	0,752	13,36***
Âge de la mère	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,939	-10,88***
Âge au carré de la mère	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,017	11,36***
Ln(revenu total)	0,153	1,31	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
Constante	4,379	8,37***	4,636	7,75***	14,96	15,60***
R-carré	0,613		0,61		0,89	
Nombre d'observations	313		84		28	

*** Significatif au seuil de 99 %.

Tableau 15 – Résultats d'estimation de l'âge du deuxième enfant manquant

	2 enfants manquants		3 enfants manquants	
	Coefficient	Test-t	Coefficient	Test-t
Âge du deuxième enfant	1,31	8,35***	0,109	n.a.
Âge au carré du deuxième enfant	-0,027	-2,81***	n.a.	7,15***
Âge de la mère	n.a.	n.a.	0,85	3,72***
Âge au carré de la mère	n.a.	n.a.	-0,014	-3,58***
Constante	2,1	3,78***	-7,727	2,34***
R-carré	0,827		0,811	
Nombre d'observations	83		28	

Tableau 16 – Résultats d'estimation de l'âge du troisième enfant manquant

3 enfants manquants		
	Coefficient	Test-t
Âge du troisième enfant	2,336	9,63***
Âge au carré du troisième enfant	-0,103	-6,35***
Âge de la mère	0,294	6,29***
Constante	-9,07	-6,01***
R-carré	0,856	
Nombre d'observations	28	

Annexe B

Tableau 17 – Description de l'effet comptable de la réforme par décile de salaire

	Gagnant (en %)	Perdant (en %)	Inchangés (en %)	Variation du revenu net total (en %)	Seuil supérieur du décile (en \$/heure)
1 ^{er} décile	7,81	0	92,19	0,15	10,77
2 ^e décile	14,06	0	85,93	0,21	12,11
3 ^e décile	28,12	0	71,87	0,54	13,05
4 ^e décile	34,37	0	65,62	0,63	13,63
5 ^e décile	31,25	0	68,75	0,66	14,22
6 ^e décile	44,44	0	55,55	0,64	15,06
7 ^e décile	53,12	0	46,87	0,98	16
8 ^e décile	50	0	50	0,76	19
9 ^e décile	73,44	0	26,56	1,26	23,07
10 ^e décile	87,3	0	12,7	1,29	n.a.
Total	42,51	0	57,48	0,84	n.a.