

SIMOS

SIMOS : MODÈLE STRUCTUREL ET STATIQUE D'OFFRE DE TRAVAIL

**DOCUMENT TECHNIQUE
TECHNICAL DOCUMENT**

Nicolas-James Clavet, Jean-Yves Duclos et Bernard Fortin

Décembre 2014



Faculté des sciences sociales

ESG UQÀM



SIMOS : Modèle structurel et statique d'offre de travail

Nicolas-James Clavet

Jean-Yves Duclos

Bernard Fortin

CIRPÉE

Université Laval

Décembre 2014

Table des matières

1	Introduction	1
2	Brève description du modèle	1
3	Pertinence des modèles statiques d'offre de travail	3
4	Sources de données	4
4.1	Sources de données communes	4
4.2	Déclinaison du modèle avec service de garde	5
4.3	Déclinaison du modèle sans service de garde	7
5	Le modèle d'offre de travail	8
5.1	Méthodologie	8
5.1.1	Estimation du modèle	8
5.1.2	Simulation de politiques alternatives	9
5.2	Préférences et fonctions d'utilité	10
5.3	Méthode d'estimation	15
6	Résultats d'estimation des modèles d'offre de travail	17
6.1	Modèle des femmes en couple	20
6.2	Modèle des femmes monoparentales	21
6.3	Modèle des femmes seules	23
6.4	Modèle des hommes seuls	24
7	Exemples de simulations	25
7.1	Baisse d'impôt	25
7.2	Revenu minimum garanti	25
7.3	Services de garde	27

8 Conclusion sur le modèle	29
Annexes	35
A Calibration des proportions observées pour les différents services de garde	35
B Prix des services de garde	36

1 Introduction

Le présent document a pour objectif de décrire le modèle statique d'offre de travail de la Chaire, SIMOS. La première partie offre tout d'abord une brève description du modèle. La seconde partie discute de la pertinence des modèles d'offre de travail. La troisième partie présente les sources de données. La quatrième partie décrit de manière exhaustive SIMOS : méthodologie, contraintes budgétaires, fonctions d'utilité et méthode d'estimation. La cinquième partie présente les résultats d'estimation des différents modèles d'offre de travail, où chacun des modèles représente un sous-groupe de la population québécoise. La sixième partie offre trois exemples de simulation qui ont été faits à l'aide SIMOS : baisses d'impôt provincial, mise en place d'un revenu minimum garanti et réforme du financement des services de garde. Ces trois exemples reposent sur la simulation de différents environnements fiscaux. Ceux-ci représentent aussi bien des mesures fiscales existantes¹ que des réformes hypothétiques mais potentielles². Enfin, la septième partie conclut sur le modèle et mentionne certaines des limites de celui-ci.

2 Brève description du modèle

SIMOS est un modèle de microsimulation structurelle d'offre de travail. Il repose sur plusieurs échantillons représentatifs en coupe transversale de différents sous-groupes de la population québécoise, soit les personnes célibataires sans enfant, les femmes monoparentales et les couples avec des

1. Baisses d'impôt provincial, implantation du crédit d'impôt provincial pour frais de garde, implantation de la déduction d'impôt fédéral pour frais de garde, implantation des subventions directes aux services de garde

2. La mise en place d'un revenu minimum garanti et de certaines réformes du financement des services de garde

enfants d'âge préscolaire. L'approche par microsimulation, en contraste avec l'approche par macrosimulation, permet d'analyser les comportements sur le marché du travail selon la répartition des variables socio-économiques et socio-démographiques au sein d'une population.

Un atout important du modèle réside dans son aspect structurel, c'est-à-dire que le comportement de chaque individu est déterminé par une fonction d'utilité qui tient compte à la fois de ses préférences ainsi que de l'environnement social et économique dans lequel il se trouve. Dans cette perspective, les comportements de travail observés permettent d'estimer les paramètres des fonctions d'utilité des individus.

Une fois les paramètres du modèle estimés, SIMOS permet d'évaluer l'effet de changements dans l'environnement fiscal (impôts et transferts) des contribuables québécois sur leurs comportements de travail, leur revenu net et d'estimer l'impact sur les finances publiques des gouvernements (impôts perçus, transferts, assistance sociale, cotisations au Régime des rentes du Québec et à l'Assurance-emploi.)

À ce jour, SIMOS a déjà servi pour évaluer l'effet potentiel sur l'offre de travail et les revenus des diminutions d'impôt du gouvernement du Québec en 2008, de la mise en place d'un programme de revenu minimum garanti ou d'une prime à l'emploi ainsi que de différentes mesures de financement des services de garde. Éventuellement, ce modèle pourra également analyser les effets sur l'offre de travail et les revenus d'un fractionnement fiscal des revenus d'un couple ou encore du régime d'assurance parentale du Québec.

3 Pertinence des modèles statiques d'offre de travail

Il existe un large consensus dans la littérature que les politiques publiques peuvent créer des incitatifs ou désincitatifs au travail, avec des effets positifs ou négatifs sur l'emploi et les finances publiques (Keane *et al.*, 2011; Meghir et Phillips, 2008). Les gouvernements ont ainsi tendance à se soucier de mettre en place des incitatifs au travail, entre autres, dans la lutte contre la pauvreté. Le crédit d'impôt sur le revenu aux États-Unis, le crédit sur le travail au Royaume-Uni et la prime pour l'emploi en France sont des exemples de politiques qui tentent de faire du travail une option intéressante. Ces programmes exigeant des ressources importantes, il est justifié d'en évaluer l'impact sur l'offre de travail et sur les finances publiques (van Soest, 1995; Hoynes, 1996; Keane et Moffitt, 1998; Aaberge *et al.*, 1999)³.

Une méthode populaire en microsimulation pour ce faire passe par l'élaboration d'un modèle à choix discret d'offre de travail. Ces modèles ont l'avantage de supporter des ensembles budgétaires non différentiables et non convexes⁴. 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 ici pour modéliser les comportements de travail.

3. Voir aussi Bourguignon et Spadaro (2006) et Creedy et Duncan (2002) pour une discussion en profondeur des fondements et des motivations de l'utilisation de ce type de modèle.

4. Cela est plus difficile à effectuer à l'aide de modèles continus. De plus, Flood et Islam (2005) suggère 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.

4 Sources de données

4.1 Sources de données communes

La source de données principale pour le modèle est la Base de Données de Simulation de Politiques Sociales (BDSPS) de 2004, produite par *Statistique Canada*. La composante primaire de cette base de données est l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR). Pour compenser l'absence de certaines variables nécessaires à la conduite de simulations, *Statistique Canada* a procédé à l'appariement des données de l'EDTR avec celles de l'Enquête sur les dépenses de ménages (EDM). De plus, la BDSPS a été élaborée de manière à reproduire le plus fidèlement possible les principaux agrégats observés dans la population en corrigeant pour les biais d'échantillonnage à l'aide de données administratives.

Pour les besoins du modèle présent, Il est nécessaire d'imputer des variables additionnelles telles que le salaire horaire brut, la valeur nette de la résidence, la valeur des actifs financiers, la valeur nette du véhicule, le mode de garde et les coûts des services de garde. Les variables en lien avec les actifs immobiliers et financiers sont imputées à l'aide de l'Enquête sur la Sécurité Financière des ménages (ESF) de 2005. Ces variables permettent d'évaluer plus fidèlement les montants d'aide sociale (aussi appelé « Assistance-Emploi ») qu'un ménage pourrait recevoir dépendamment du revenu de travail des personnes du ménage.

Le salaire horaire brut est imputé à l'aide du recensement de la population de 2001. Cette variable est importante pour évaluer le revenu de travail des individus dans le modèle. De plus, l'estimation des salaires à l'aide d'une base de données différente de celle utilisée pour l'estimation des comportements renforce la confiance que l'on peut avoir en l'hypothèse d'exogénéité

des salaires nécessaire à l'estimation du modèle comportemental.

Par ailleurs, l'EDTR contient le salaire horaire moyen durant l'année, cependant elle ne contient pas le salaire potentiel des non-travailleurs. 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. Ce sont ces estimations qui sont utilisées pour l'ensemble de l'échantillon, puisqu'il importe que les salaires proviennent d'un même processus de génération de données.

L'échantillon retenu omet les personnes âgées de moins de 18 ans et de plus de 65 ans de même que les étudiants à temps plein et les personnes invalides. Les personnes rapportant des revenus de travail autonomes ont également été exclues de l'échantillon. Les personnes travaillant en moyenne plus de 70 heures par semaine ont aussi été omises pour éviter d'inclure des données aberrantes.

4.2 Déclinaison du modèle avec service de garde

Dans la déclinaison du modèle avec service de garde, le mode de garde est pour sa part imputé à partir du cycle 6 (2004-2005) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). De plus, le nombre de familles utilisant un mode de garde est calibré pour refléter les proportions observées dans l'ELNEJ pour les modes de gardes non subventionnés et celles données par Tremblay *et al.* (2006) pour les modes de garde subventionnés (voir Annexe A).

Les coûts des services de garde ont été imputés à l'aide des informations fournies par Lefebvre et Merrigan (2008); Lefebvre *et al.* (2009); Grenier (2005). Il est supposé que le prix d'un service de garde (SDG) non subventionné est égal au coût total d'un SDG subventionné — soit la contribution

payée par les parents plus la valeur de la subvention accordée selon le mode de garde (voir Annexe B).

Par ailleurs, les femmes en couple n'ayant pas d'enfant d'âge préscolaire (entre 0 et 4 ans) ont été retirées de l'échantillon⁵. Au final, l'échantillon est composé de 1 166 observations⁶. L'estimation du modèle de travail porte sur deux sous-groupes : les femmes en couple (805 observations) et les femmes monoparentales (361 observations)⁷. Les comportements de travail des conjoints ne sont pas modélisés, nous faisons l'hypothèse qu'ils ont une offre de travail constante.

Le tableau 1 présente les moyennes et les écarts-types des principales variables incluses dans le modèle économétrique pour l'analyse des services de garde⁸. Les hommes de l'échantillon sont en moyenne légèrement plus vieux que leur conjointe et les femmes monoparentales avec des enfants d'âge préscolaire sont approximativement aussi âgées que les hommes. Les conjoints travaillent en moyenne plus que leur femme et que les femmes monoparentales. Environ 70 % des hommes travaillent en moyenne entre 35 et 40 heures par semaine. Cette proportion diminue à 37 % pour les femmes monoparentales et à 25 % pour les femmes en couple. Ces différences dans la moyenne du nombre d'heures travaillées se reflètent dans la moyenne du revenu de travail, puisque celle du conjoint est 1,62 fois supérieure à celle des mères monoparentales et de 2,93 fois supérieures à celle de leur conjointe. Ces écarts de revenu sont aussi expliqués par une différence entre

5. Un nombre suffisamment grand d'observations de femmes en couple avec des enfants d'âge préscolaire permet l'identification des préférences propres à ce groupe de femmes. Il n'est cependant pas possible d'effectuer la même séparation pour les femmes monoparentales puisque le nombre d'observations est trop faible.

6. Les hommes monoparentaux ont été exclus de l'échantillon puisqu'ils sont en nombre insuffisant pour permettre des estimations fiables.

7. L'échantillon de ce sous-groupe comprend également des femmes avec des enfants d'âge scolaire.

8. Seules les personnes avec des enfants entre 0 et 4 ans ont été incluses dans le calcul des moyennes et des écarts-types.

le salaire horaire moyen des hommes et celui des femmes. Les hommes en couple ont une moyenne de salaire supérieure de 2,63 \$ à celle de leur conjointe et de 4,31 \$ à celle des femmes monoparentales. Enfin, le tableau montre que les femmes monoparentales ont en moyenne moins d'enfants entre 0 et 4 ans (1,09) que les femmes en couple (1,30). Toutefois, ce classement s'inverse lorsqu'on s'intéresse au nombre d'enfants d'âge scolaire (0,85 contre 0,54).

Table 1 – Statistiques descriptives — Service de garde

Variables	Fem. en couple		Conjoint		Fem. monoparentales	
	Moy.	É.-T.†	Moy.	É.-T	Moy.	É.-T
Âge	31,38	4,62	33,60	5,41	33,73	7,17
Heures travaillées/semaine	18,16	15,93	38,90	8,73	23,21	16,32
Revenu de travail	17 236	19 955	50 550	96 255	31 226	33 335
Revenu hors travail	804	3 615	1 749	16 015	1 024	1 920
Salaire horaire	16,05	4,78	18,68	5,94	14,37	6,15
Nombre d'enfants entre 5 et 18 ans	0,54	0,79	0,54	0,79	0,85	0,80
Nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans	1,30	0,47	1,30	0,47	1,09	0,30

† É.-T. : Écart-type

4.3 Déclinaison du modèle sans service de garde

La déclinaison du modèle sans service de garde se limite à deux sous-groupes de la population : les femmes seules et les hommes seuls. L'échantillon retenu ici est composé de 2 640 individus . Le tableau 2 présente les moyennes et les écarts-types des principales variables incluses dans le modèle économétrique sans service de garde. Les hommes seuls sont en moyenne plus jeunes que les femmes seules. De plus, ils ont tendance à travailler plus et à gagner un salaire horaire plus élevé que les femmes seules. Par conséquent, leur revenu est plus élevé que celui des femmes seules.

Table 2 – Statistiques descriptives — femmes seules et hommes seuls

Variables	Hommes seuls		Femmes seules	
	Moy.	É.-T.	M.	É.-T.
Âge	38,08	11,23	43,12	13,29
Heures travaillées/semaine	34,51	13,70	27,53	15,73
Revenu (\$1000)	43,42	66,23	23,42	34,86
Revenu hors travail (\$1000)	4,39	32,60	3,57	10,01
Salaire horaire (\$)	16,51	5,14	14,50	4,09

† É.-T. : Écart-type

5 Le modèle d'offre de travail

5.1 Méthodologie

5.1.1 Estimation du modèle

Le processus d'estimation du SIMOS est pratiquement le même pour les deux déclinaisons à la seule différence qu'on procède à l'imputation statistique du type de garde auquel les familles ont recours dans la déclinaison avec service de garde. Les étapes d'estimation du modèle sont les suivantes :

1. Le modèle se base sur un échantillon représentatif de la population québécoise : la BDSPS, l'ESF et le Recensement. Ces données contiennent des informations sur la composition des ménages, sur les actifs et sur le comportement des individus sur le marché du travail.
2. Le type de garde auquel une famille pourrait avoir recours lorsque tous les adultes travaillent est imputé en faisant l'hypothèse que celui-ci est exogène par rapport à l'offre de travail de la mère. L'idée ici est de refléter la proportion observée de famille choisissant un type de garde. Une fois le type de garde établi, le coût annuel de celui-ci est évalué selon le nombre d'heures que la mère travaille durant l'année. Lorsqu'une

femme travaille plus de 20 heures par semaine en moyenne (1 000 heures par année), un coût à temps plein — qui équivaut à 260 jours fois le coût quotidien d'un type de garde — est attribué à la famille. Lorsqu'une femme travaille 20 heures ou moins, mais qu'elle travaille un nombre d'heures supérieur à 0, un coût égal à 130 jours de garde est attribué. Enfin, lorsqu'une femme ne travaille pas, nous faisons l'hypothèse que les coûts de garde sont nuls, puisque c'est elle qui assure la garde du ou des enfants. *À noter que cette étape concerne uniquement les femmes en couple et les femmes monoparentales avec des enfants d'âge préscolaire.*

3. Les impôts et les transferts sont calculés de manière à obtenir le revenu net d'impôts, de transferts et de frais de garde de chacun des individus dans l'échantillon à différents niveaux d'heures travaillées. Le calculateur d'impôts et de transferts permet ainsi d'évaluer les contraintes budgétaires auxquelles font face les individus.
4. Le modèle d'offre de travail est estimé à partir des choix d'offre de travail observés et des contraintes budgétaires des individus. On obtient ainsi les paramètres de préférences associés aux individus selon le sous-groupe en question.

5.1.2 Simulation de politiques alternatives

La simulation de politiques alternatives s'effectue en deux étapes :

- 1'. Le revenu net d'impôts et de transferts est recalculé pour chaque individu de l'échantillon dans un environnement fiscal intégrant la politique alternative.

2'. Les choix des individus sur le marché du travail sont simulés à partir des préférences évaluées dans la situation de référence et à partir du nouveau revenu net d'impôts et de transferts. Ici, plus le choix d'un nombre d'heures de travail lié à une contrainte budgétaire correspond à une quantité importante de revenu et de loisirs, plus il est probable qu'un individu choisisse ce nombre d'heures de travail plutôt qu'un autre.

Enfin, il ne reste plus qu'à comparer les choix d'offre de travail de la situation initiale avec ceux simulés suite à la mise en place de la politique.

5.2 Préférences et fonctions d'utilité

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 individus décident d'un nombre d'heures travaillées (HT) parmi un ensemble de choix fini : $HT^i \in HT^1, HT^2, \dots, HT^P$. La détermination du nombre d'alternatives quant aux heures travaillées 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'arrondissements causées par la catégorisation des heures travaillées. Toutefois, 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). Il est donc raisonnable de penser que la décision de travail se fait de manière discrète. Il a ainsi été choisi de fixer le nombre d'alternatives disponibles de la manière suivante selon les différents sous-groupes de la population⁹ :

9. Un élément jouant dans la détermination du nombre et des intervalles d'heures des alternatives est le nombre d'observations pour chaque alternative. Il est nécessaire d'avoir

- Les hommes seuls {0, 8, 16, ..., 64} ;
- Les femmes seules {0, 8, 16, ..., 56} ;
- Les femmes en couple {0, 7, 14, ..., 49} ;
- Les femmes monoparentales {0, 10, 20, ..., 50}.

Il est supposé que les individus 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) :

$$\text{Max } U^i(l^i, y^i) \quad \text{S/C } y^i \leq y^i(l^i, w) \quad \text{et } l^i \leq DT \quad (1)$$

La dotation en temps est fixée à 80 heures/semaine (DT). 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). Autrement dit, le nombre d'heures de loisir est la somme du temps passé dans les activités hors travail. À noter que pour les couples, on fait l'hypothèse que l'offre de travail de l'homme est fixe et que seule la femme peut ajuster son offre de travail. Ainsi, les femmes en couple cherchent à maximiser leur utilité en fonction d'une contrainte de temps individuel et du revenu familial net.

Par ailleurs, le revenu familial net est la somme du revenu de travail (wHT^i), du revenu exogène (N) et des transferts (B) moins l'impôt payé (T) (Keane et Moffitt, 1998). Pour les femmes monoparentales, les femmes seules et les hommes seuls, la fonction du revenu familial net prend la forme suivante :

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

un nombre suffisamment grand d'observations dans chaque catégorie de choix pour bien évaluer les paramètres du modèle. Plus le nombre total d'observations est faible plus les intervalles d'heures risquent d'être larges pour englober un plus grand nombre possibles d'observations dans chaque alternative.

Pour les femmes en couple, la fonction du revenu familial net inclut le conjoint et donc prend la forme suivante :

$$y^i(HT^i) = w_f HT_f^i + w_h HT_h^i + N + B(w_f HT_f^i, w_h HT_h^i, N, X) - T(w_f HT_f^i, w_h HT_h^i, N, X) - SV^i, \quad (3)$$

où X représente un vecteur de variables sociodémographiques. Dans l'équation 3, l'indice f fait référence à la femme dans le couple et l'indice h fait référence à l'homme. À noter que les coûts en frais de garde sont nuls pour les familles sans enfant ($SV^i = 0$). Aussi, la forme trans-log est employée comme forme fonctionnelle de l'utilité¹⁰ :

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

Ce type de fonction d'utilité est localement flexible au deuxième ordre et n'impose pas la quasi-concavité¹¹ (Soest et Das, 2001). L'hypothèse d'hétérogénéité dans les préférences est faite au niveau du loisir :

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

La variable a représente l'âge et la variable $nb018$ est le nombre d'enfants entre 0 et 18 ans dans la famille. De son côté, la fonction indicatrice $1(enf05)$ prend la valeur de « 1 » lorsqu'il y a présence d'au moins un enfant entre 0 et 5 ans et prend la valeur de « 0 » sinon. Cette hypothèse a été faite car il est raisonnable de penser que les préférences varient selon l'âge et le contexte familial.

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

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

Un terme d'erreur doit être considéré pour tenir compte des erreurs de maximisation des individus :

$$u^i(I^i, y^i) = U^i(I^i, y^i) + \xi$$

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

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

$$Pr[U^i \geq U^j \forall j] = \frac{\exp(U^i(I^i, y^i))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(I^j, y^j))} \quad (5)$$

La probabilité de sélection d'une alternative augmente avec le niveau d'utilité rattaché à celle-ci. Le temps de loisir et le revenu familial 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 ($HT > 0$). Cette spécification a été introduite dans la littérature par Cogan (1981). L'obtention d'un emploi peut entraîner des coûts monétaires autres que les frais de garde 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 que le stress d'un emploi et d'autres facteurs immatériels. Les coûts fixes (CF) peuvent dépendre de différentes variables sociodémographiques tel que l'âge et la

situation familiale. Plus récemment Gong et van Soest (2002) ont introduit dans la littérature la notion de revenus fixes à l'inactivité ($HT = 0$). Cette approche est semblable à celle des coûts fixes et elle a l'avantage d'être plus facilement estimable¹². Au niveau économétrique, l'approche des revenus fixes a comme particularité d'accroître un seul point dans la contrainte budgétaire ($HT = 0$) au lieu d'affaiblir l'ensemble de la contrainte budgétaire lorsque cette personne travaille ($HT > 0$). Malgré la similarité de ces deux méthodes, il a été décidé d'utiliser l'approche des revenus fixes pour les personnes seules ainsi que pour les femmes en couple et celle des coûts fixes pour les femmes monoparentales¹³. Les revenus et les coûts fixes sont incorporés dans le modèle en remplaçant $U(y^i, y^j)$ par $U(y^0, y^0 + RF)$ pour les revenus fixes et par $U(y^i, y^i - CF) \forall i > 0$ pour les coûts fixes. Leur application précise est déterminée par l'équation 6 pour les femmes et les hommes seuls, par l'équation 7 pour les femmes en couple et par l'équation 8 pour les femmes monoparentales :

$$RF = \gamma_0 + \gamma_1 \log(a) \quad (6)$$

$$RF = \gamma_0 + \gamma_1 \log(a) + \gamma_2 nb518 + \gamma_3 nb04 + \gamma_4 \mathbf{1}(sansdipsec) + \gamma_5 \mathbf{1}(dipsec) + \gamma_6 \mathbf{1}(dipcoll) \quad (7)$$

$$CF = \delta_0 + \delta_1 \mathbf{1}(enf05). \quad (8)$$

La variable $nb518$ est égale au nombre d'enfants entre 5 et 18 ans dans la famille et la variable $nb04$ est le nombre d'enfants entre 0 et 4 ans. Les

12. Les revenus fixes doivent être interprétés de manière analogue aux coûts fixes dans le sens où la production ménagère entraîne des gains monétaires à ne pas travailler et l'absence de stress relié au travail procure un plus grand bien-être psychologique en plus d'autres avantages immatériels.

13. Les deux approches ont été testées pour chacun des sous-groupes et nous avons privilégié cette structure de coûts et revenus fixes.

fonctions indicatrices sont égales à 1 lorsque le niveau de scolarité le plus élevé atteint correspond au nom de la variable et égale à 0 autrement. Ainsi, la variable *sansdipsec* identifie les personnes sans diplôme d'études, la variable *dipsec*, les personnes avec un diplôme secondaire et la variable *dipcoll*, les personnes avec un niveau d'études collégiales. À noter que les niveaux d'éducation supérieurs (baccalauréat et plus) font partie de la situation de référence représentée par γ_0 . Enfin, la fonction indicatrice $\mathbf{1}(enf05)$ prend la valeur 1 lorsqu'il y a présence d'au moins un enfant entre 0 et 5 ans et prend la valeur de 0 sinon.

Dans le but de bien reproduire les pics observés d'heures de travail, une constante a été ajoutée pour l'alternative du 40 heures par semaine pour les personnes seules et les femmes monoparentales, et une autre a été ajoutée pour l'alternative du 35 heures par semaine pour les femmes en couple. Nous faisons ainsi l'hypothèse que la distribution du nombre d'heures demandées est uniforme à l'exception de l'alternative du 40 heures de travail par semaine pour les personnes seules et les mères monoparentales, et du 35 heures pour les femmes en couple.

5.3 Méthode d'estimation

La méthode du maximum de vraisemblance simulée est employée pour effectuer l'estimation de la déclinaison du modèle avec service de garde. Puisque le type de service de garde est imputé par simulation Monte-Carlo, il est nécessaire de procéder à l'intégration de l'équation 5 par rapport à la distribution des frais de garde qui est conditionnelle au type de garde (TSV^i) :

$$\Pr [U^i \geq U^j \forall j] = \int \frac{\exp(U^i(\mu^i, y^i))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(\mu^j, y^j))} \phi(SV; \mu, \sigma^2 | TSV^i) dv. \quad (9)$$

Pour les familles sans enfants d'âge préscolaire, la méthode du maximum de vraisemblance est utilisée et correspond à l'équation 5. L'intégrale est résolue numériquement par moyenne simulée. Un nombre R de tirages dans la fonction de densité des frais de service de garde est effectué et la moyenne des probabilités estimées à chaque tirage est calculée pour donner les probabilités simulées :

$$\widehat{\Pr} [U^i \geq U^j \forall j] = \frac{1}{R} \sum_{q=1}^R \frac{\exp(U^i(\mu^i, y^i) | SV_q^i)}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(\mu^j, y^j) | SV_q^i)}. \quad (10)$$

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

Pour la déclinaison du modèle sans service de garde, la méthode du maximum de vraisemblance suffit et l'équation de la vraisemblance devient :

$$\Pr [U^i \geq U^j \forall j] = \frac{\exp(U^i(\mu^i, y^i))}{\sum_{j=1}^p \exp(U^j(\mu^j, y^j))}. \quad (11)$$

6 Résultats d'estimation des modèles d'offre de travail

La présente partie a pour objectif de présenter les résultats d'estimation des modèles d'offre de travail pour les quatre sous-groupes de la population traités : les femmes en couple, les femmes monoparentales, les femmes seules et les hommes seuls. Le Tableau 3 présente les paramètres estimés au niveau des préférences et au niveau des revenus fixes ou des coûts fixes.

Table 3 – Paramètres des modèles d'offre de travail selon chaque sous-groupe

Variabes	Femmes en couple	Femmes monoparentales	Femmes seules	Hommes seuls
Préférences				
In Loisir	48,47***	210,57**	203,47***	102,25***
In Loisir ²	-2,57*	-5,14***	-2,47	1,32*
In Loisir * In Âge	-43,21**	-96,63**	-100,66***	-59,29***
In Loisir * In Âge ²	17,02**	13,80**	14,04***	8,09***
In Loisir * nbre. d'enf. de 5 ans et +	-1,85***	0,40		
In Loisir * nbre. d'enf. entre 0 et 4 ans	1,84***	-1,59		
In Revenu	12,47***	-1,57**	4,27***	4,22***
In Revenu ²	-1,27*	0,98***	0,06**	0,02
Constante 35h/sem.	1,48***			
Constante 40h/sem.		1,04***	1,90***	2,02 ***
Revenus ou coûts fixes				
Constante	-1,78	6,38***	-32,84***	-36,85***
In Âge	3,99		11,40***	12,20***
Présence de jeunes enf. (18 ans et -)		7,37***		
Nombre d'enfants de 5 ans et plus	2,76*			
Nombre d'enfants entre 0 et 4 ans	0,53			
1(Sans diplôme secondaire)	3,49			
1(Diplôme secondaire)	2,11			
1(Autre diplôme post-secondaire)	-3,65**			

*** Significatif au seuil de 99%. ** Significatif au seuil de 95%. * Significatif au seuil de 90%.

Les paramètres estimés des préférences du modèle des femmes en couple sont tous significatifs. Le loisir et le revenu après impôts accroissent tous les deux la quantité d'utilité d'une alternative. De plus, les utilités marginales du revenu net et du loisir sont décroissantes. Les paramètres d'hétérogé-

néité de l'âge indiquent que l'utilité du loisir croît sur l'ensemble de son domaine. Le paramètre d'hétérogénéité pour les enfants entre 0 et 4 ans montre que les femmes en couple préfèrent prendre plus de temps de loisir pour s'occuper d'un enfant supplémentaire en bas âge. D'un autre côté, les femmes en couple avec au moins un enfant d'âge préscolaire diminuent leur temps de loisir lorsque leur nombre d'enfants d'âge scolaire augmente. La constante de l'alternative du 35 heures par semaine accroît l'utilité de cette alternative tel que prévu, pour refléter le pic dans la distribution des heures travaillées autour du 35 heures par semaine. Pour leur part, les revenus fixes des femmes en couple sont positifs sur l'ensemble de leur domaine. Le nombre d'enfants de plus de 5 ans accroît significativement l'utilité de ne pas travailler.

La grande majorité des paramètres estimés du modèle des femmes monoparentales sont significatifs à un seuil de 5 %. Les exceptions sont les termes d'hétérogénéité du loisir avec le nombre d'enfants et la présence d'enfants entre 0 et 4 ans. Le loisir et le revenu après impôts et frais de garde accroissent tous les deux la quantité d'utilité d'une alternative. De plus, l'utilité marginale du revenu après impôts et frais de garde est décroissante tout comme celle du loisir¹⁴. Les paramètres d'hétérogénéité de l'âge indiquent que l'utilité du loisir diminue entre 18 et 33 ans et qu'elle augmente pour les âges supérieurs (34 à 64 ans). La constante de l'alternative du 40 heures par semaine accroît l'utilité de cette alternative tel que prévu pour refléter le pic dans la distribution des heures travaillées autour du 40 heures par semaine. Pour leur part, les coûts fixes des femmes avec des enfants sont positifs sur l'ensemble de leur domaine.

14. L'utilité marginale du revenu est décroissante pour un revenu net supérieur à 7 000 \$.

Les paramètres estimés du modèle des femmes seules sont tous très significatifs à l'exception du terme de deuxième ordre du loisir. Le loisir et le revenu après impôts accroissent tous les deux la quantité d'utilité d'une alternative. Le rendement marginal du revenu après impôts est décroissant à même titre que celui du loisir. Les paramètres d'hétérogénéité de l'âge indiquent que l'utilité du loisir diminue entre 18 et 36 ans et qu'elle augmente pour les âges supérieurs (37 à 64 ans). La constante de l'alternative du 40 heures par semaine accroît l'utilité de cette alternative tel que prévu, pour refléter le pic dans la distribution des heures travaillées autour du 40 heures par semaine. Pour leur part, les revenus fixes des femmes seules sont positifs sur l'ensemble de leur domaine. L'inactivité devient de plus en plus intéressante avec l'âge.

Les paramètres estimés du modèle des hommes seuls sont tous très significatifs à l'exception des termes de deuxième ordre du loisir et du revenu après impôts. Le loisir et le revenu après impôts accroissent la quantité d'utilité d'une alternative. De plus, les rendements marginaux de ces variables sont décroissants. Les paramètres d'hétérogénéité de l'âge indiquent que l'utilité du loisir diminue entre 18 et 39 ans et qu'elle augmente pour les âges supérieurs (40 et 64 ans). La constante de l'alternative du 40 heures par semaine accroît l'utilité de cette alternative tel que prévu, pour refléter le pic dans la distribution des heures travaillées autour du 40 heures par semaine. Pour leur part, les revenus fixes sont négatifs de 18 à 20 ans, puis positifs pour âges supérieurs. Ainsi, l'inactivité est coûteuse en bas âge, mais la tendance s'inverse rapidement pour devenir de plus en plus intéressante au fur et à mesure que l'âge s'accroît.

L'estimation des paramètres pour les quatre sous-groupes de la population est compatible avec la quasi-concavité requise des préférences. C'est le

cas pour 98,54% des femmes en couple, 94,37% des femmes monoparentales ainsi que 100% des femmes et hommes seuls. Aussi, le revenu net est un bien normal pour 100% des femmes en couple, 98,19% des femmes monoparentales, 100% des femmes seules et 96,47% des hommes seuls. Bref, les estimations des paramètres pour ces quatre sous-groupes de la population sont conformes aux hypothèses économiques nécessaires à la résolution d'un problème de maximisation de l'utilité.

6.1 Modèle des femmes en couple

Le modèle d'offre de travail des femmes en couple reproduit bien les données observées puisque la déviation la plus importante par rapport à celles-ci est de 3,07 points de pourcentage (voir le Tableau 4). Le niveau de prédiction de la décision de participation au marché du travail est relativement bon avec une différence de seulement 0,86 point de pourcentage entre la part prédite et la part observée de la catégorie d'inactivité [0; 3,5). Le Tableau 4 présente plus en profondeur le niveau de reproduction des données du modèle des femmes seules.

Table 4 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d'heures travaillées par semaine des femmes en couple

Catégorie	Parts observées (en %)	Parts prédites (en %)	Différence entre les parts prédites et observées (en %)
[0 ; 3,5)	31,70	32,56	0,86
[3,5 ; 10,5)	11,91	9,07	-2,85
[10,5 ; 17,5)	6,36	9,44	3,07
[17,5 ; 24,5)	8,33	8,70	0,37
[24,5 ; 31,5)	8,00	7,64	-0,36
[31,5 ; 38,5)	26,39	26,16	-0,23
[38,5 ; 45,5)	5,94	4,06	-1,87
[45,5 ; plus)	1,37	2,38	1,01

L'élasticité-salaire à la marge extensive est définie comme étant la décision d'entrer ou non sur le marché du travail. Formellement, c'est l'augmentation moyenne (en %) de la probabilité d'un individu à participer au marché du travail suite à la hausse d'un point de pourcentage de son salaire — potentiel — brut¹⁵. L'élasticité-salaire à la marge intensive de son côté est définie comme la décision de travailler plus ou moins d'heures. Formellement, c'est l'augmentation moyenne (en %) du nombre espéré d'heures de travail d'un individu suite à une augmentation d'un point de pourcentage de son salaire brut. Le tableau 5 présente ces élasticités pour les femmes en couple.

Table 5 – Élasticités-salaire pour les femmes en couple avec des enfants d'âge préscolaire

	Élasticité-salaire	Intervalle de confiance à 99%	
Marge extensive	0,15***	0,11	0,18
Marge intensive	0,07***	0,04	0,08

*** Significatif au seuil de 99%.

6.2 Modèle des femmes monoparentales

Le modèle d'offre de travail des femmes monoparentales reproduit bien les données observées puisque la plus grande déviation par rapport à celles-ci est de 4,71 points de pourcentage. Le niveau de prédiction de la décision de participation au marché du travail est bon compte tenu du faible nombre d'observations, avec une différence de seulement 0,44 point de pourcentage entre la part prédite et la part observée de la catégorie d'inactivité [0, 5). Le

15. Le salaire potentiel des individus qui ne travaillent pas a été estimé par la méthode de Heckman.

Tableau 6 présente plus en profondeur le niveau de reproduction des données du modèle des femmes monoparentales.

Table 6 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d’heures travaillées par semaine des femmes monoparentales

Catégorie	Parts observées (en %)	Parts prédites (en %)	Différence entre les parts prédites et observées (en %)
[0, 50)	15,65	15,21	-0,44
[5, 15)	5,71	5,43	-0,28
[15, 25)	6,27	10,97	4,71
[25, 35)	20,61	18,36	-2,32
[35, 45)	47,39	50,11	2,71

Le tableau 7 présente les élasticités à la marge extensive et intensive pour les femmes monoparentales.

Table 7 – Élasticités-salaire pour les femmes monoparentales avec des enfants d’âge préscolaire

	Élasticité-salaire	Intervalle de confiance à 99%	
Marge extensive	0,54***	0,39	0,73
Marge intensive	0,17*	-0,11	0,42

*** Significatif au seuil de 99%. * Significatif au seuil de 90%.

6.3 Modèle des femmes seules

Le modèle d'offre de travail des femmes seules reproduit bien les données observées puisque la déviation la plus importante par rapport à celles-ci est de 3,07 points de pourcentage (voir le Tableau 8). Le niveau de prédiction de la décision de participer au marché du travail est relativement bon avec une différence de 2% entre la part prédite et la part observée de la catégorie inactive [0, 4). Le Tableau 8 présente plus en profondeur le niveau de reproduction des données du modèle des femmes seules.

Table 8 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d'heures travaillées par semaine, femmes seules

Catégorie	Part observée (en %)	Part prédite (en %)	Différence entre la part prédite et observée (en %)
[0, 4)	25,54	23,54	-2,0
[4, 12)	1,6	3,58	1,98
[12, 20)	4,68	5,29	0,61
[20, 28)	6,67	8,54	1,87
[28, 36)	12,48	9,41	-3,07
[36, 44)	46,48	46,48	0,0
[44, 52)	2,54	3,15	0,61

Le tableau 9 présente les élasticités à la marge extensive et intensive pour les femmes seules.

Table 9 – Élasticités-salaire pour les femmes seules

	Élasticité-salaire	Intervalle de confiance à 99%	
Marge extensive	0,31***	0,1	0,47
Marge intensive	0,11***	0,06	0,16

*** Significatif au seuil de 99%.

6.4 Modèle des hommes seuls

Le modèle d'offre de travail des femmes seules reproduit bien les données observées puisque la déviation la plus importante par rapport à celles-ci est de 2,88 points de pourcentage (voir le Tableau 10). Le niveau de prédiction de la décision de participer au marché du travail est relativement bon avec une différence de 0,19% entre la part prédite et la part observée de la catégorie inactive [0, 4). Le Tableau 10 présente plus en profondeur le niveau de reproduction des données du modèle des femmes seules.

Table 10 – Description des parts observées et prédites du nombre moyen d'heures travaillées par semaine, hommes seuls

Catégorie	Part observée (en %)	Part prédite (en %)	Différence entre la part prédite et observée (en %)
[0, 4)	11,64	11,45	-0,19
[4, 12)	2,1	2,45	0,35
[12, 20)	3,97	4,29	0,32
[20, 28)	6,07	7,08	1,01
[28, 36)	11,03	8,16	-2,88
[36, 44)	56,25	56,24	0,0
[44, 52)	3,65	5,95	2,3
[52, 60)	5,28	4,36	-0,92

Le tableau 11 présente les élasticités à la marge extensive et intensive pour les hommes seuls.

Table 11 – Élasticités-salaire pour les hommes seuls

	Élasticité-salaire	Intervalle de confiance à 99%	
Marge extensive	0,22***	0,15	0,29
Marge intensive	0,08***	0,06	0,1

*** Significatif au seuil de 99 %.

7 Exemples de simulations

7.1 Baisse d'impôt

Le gouvernement du Québec modifie périodiquement la table d'imposition. Depuis 2002, celle-ci est indexée annuellement au taux d'inflation. Cependant en 2007, le gouvernement du Québec annonçait un allègement plus important du fardeau fiscal des contribuables par le déplacement des seuils de la table d'imposition vers le haut ainsi que par l'augmentation du crédit d'impôt de base pour l'année 2008. Pour essayer de comprendre et d'expliquer l'impact sur l'offre de travail et sur les finances publiques de cette politique fiscale, Clavet (2009) a estimé une première version de SIMOS pour les femmes célibataires du Québec (femmes seules et femmes célibataires).

Par la nature de la réforme, les résultats de la simulation montrent qu'il n'y a aucune femme perdante au niveau du revenu net. En fait, les résultats indiquent une faible augmentation globale du nombre d'heures travaillées à la suite de la réforme simulée ainsi qu'une augmentation du revenu net total de près de 1% uniquement pour les femmes célibataires. Aussi, la réforme modifie l'offre de travail des femmes de manière plus importante à la marge intensive qu'à la marge extensive. Par ailleurs, les effets de la réforme fiscale seraient hétérogènes entre les femmes seules et les femmes monoparentales. Les femmes seules ont tendance à réagir plus fortement à la réforme que les femmes monoparentales.

7.2 Revenu minimum garanti

Le Comité consultatif de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale du Québec (CCLP) a récemment fait une proposition visant à garantir à chaque personne de la population québécoise un revenu égal à 80% de la mesure

du panier de consommation (MPC) de Statistique Canada. Aussi, selon cette même proposition, les travailleurs ayant un revenu au moins équivalent à 16 heures de travail au salaire minimum auraient droit à 100% de la MPC. Pour bien comprendre les impacts de l'application d'une telle politique publique sur l'offre de travail, Clavet *et al.* (2013) se sont penchés sur la question à l'aide du modèle statique d'offre de travail¹⁶. Trois autres scénarios ont aussi été analysés autour de la proposition du CCLP :

1. L'augmentation de 16 heures à 30 heures du seuil d'atteinte de la pleine valeur de la MPC ;
2. Un revenu garanti égal à 100% de la MPC ;
3. Une subvention salariale de 3 \$ l'heure pour les personnes retournant sur le marché du travail.

Ces simulations avec le modèle statique d'offre de travail montrent que l'application de la proposition originale aurait d'importants impacts négatifs sur le taux de participations au marché du travail des individus à faible revenu. En l'occurrence, 25,34% des hommes seuls travailleraient entre 0 et 4 heures par semaine suite à la réforme contrairement à 11,63% avant la réforme. Des résultats similaires sont obtenus pour les femmes seules. Les coûts publics d'une telle mesure seraient estimés à plus de 2 milliards de dollars pour l'État québécois en vertu de l'augmentation des transferts et de la diminution des revenus fiscaux qu'engendre la baisse de la participation sur le marché du travail.

L'augmentation du seuil d'atteinte de la pleine valeur de la MPC en (1) aurait peu d'impact sur les effets de la proposition de départ. Par contre, assurer un revenu minimum égal à 100% de la MPC en (2) aurait des effets

16. Pour plus d'information concernant les travaux sur le revenu minimum garanti avec le modèle statique d'offre de travail, voir ou consulter le www.cedia.ca

importants sur l'offre de travail des hommes seuls et femmes seules. La proportion de travailleurs à temps plein diminuerait de 17,7% et 14,7% et le taux de non-participation global au marché du travail augmenterait de 22% et 19,4% respectivement. De son côté, la simulation d'une subvention salariale de 3 \$ l'heure pour les personnes retournant sur le marché du travail obtient des résultats plus positifs. Dans l'ensemble, la non-participation chez les hommes seuls diminue de 3,3%, alors qu'elle diminue d'environ 4% chez les femmes seules ainsi que chez les mères monoparentales. Finalement, une remarque pouvant paraître contre-intuitive issue des résultats obtenus est que les mécanismes visant à assurer un revenu garanti peuvent avoir pour effet d'accroître l'incidence du faible revenu plutôt que la réduire.

7.3 Services de garde

Le financement public des services de garde (SDG) est au coeur d'objectifs multiples au Québec et ailleurs au Canada. Pour mieux comprendre l'impact du type de financement public des SDG sur le comportement des individus, Clavet et Duclos (2014) se sont intéressés aux trois mesures qui existent pour les citoyens québécois¹⁷ :

1. Le crédit d'impôt provincial ;
2. La déduction d'impôt fédéral ;
3. Les subventions directes aux garderies.

L'objectif des travaux est d'évaluer l'impact de ces trois mesures sur le revenu des familles, la participation des femmes au marché du travail et sur

17. Pour plus d'information concernant les travaux sur les services de garde avec le modèle statique d'offre de travail, voir Clavet et Duclos (2014) ou consulter le www.cedia.ca. L'article paraîtra dans le CPP en septembre 2014 : Vol. 40, No. 3

les finances publiques québécoises et canadiennes. Pour ce faire, les auteurs ont simulé l'abolition des trois mesures de manière isolée et conjointe.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus suggèrent que les mesures actuelles de financement des SDG affectent de manière importante le taux et l'intensité de participation au marché du travail des mères avec des jeunes enfants. Aussi, ces mesures affectent le niveau de vie des familles mesuré par leur revenu net des transferts, des impôts et des frais de garde. De même, elles ont un impact considérable sur les finances des gouvernements fédéral et provincial.

Dans un premier temps, l'abolition des subventions directes aux SDG subventionnées déclencherait un mécanisme de compensation (par le biais d'une augmentation de la valeur du crédit provincial et de la déduction fédérale pour SDG) qui limiterait l'effet de ce changement sur l'offre de travail des femmes. Les subventions directes aux garderies ont donc des effets plus faibles que ceux qu'on leur attribue généralement eu égard à la participation des femmes au marché du travail et au revenu net des familles. Malgré tout, l'abolition des subventions des places à 7 \$ par jour aurait un effet significatif sur l'offre de travail : elle diminuerait les heures travaillées d'environ 4% autant chez les femmes avec un conjoint que chez les femmes monoparentales.

L'abolition des subventions directes aux places à 7 \$ réduirait par ailleurs le revenu des femmes de manière agrégée. Cependant, cette diminution serait beaucoup plus faible chez les mères sans conjoint, en raison de la substitution implicite des subventions directes par le crédit d'impôt provincial et la déduction fédérale, et du fait que les mères monoparentales bénéficient moins de ces subventions directes que les mères en couple. L'abolition des subventions directes aux places à 7 \$ provoquerait ainsi une baisse de 1 482

\$ du revenu moyen des ménages à deux conjoints, alors qu'elle ne serait que de 80 \$ pour les femmes monoparentales, soit une diminution respective de 3% et 0,8%.

L'élimination du crédit d'impôt provincial entraînerait une perte de 446 \$ en moyenne pour les parents en couple et de 462 \$ pour les femmes monoparentales. Le retrait de la déduction fédérale ferait chuter en moyenne de 424 \$ les revenus des femmes en couple et de 412 \$ celui des femmes monoparentales. Une élimination complète de ces deux mesures de financement des SDG et des subventions directes aux SDG subventionnées entraînerait une importante diminution du revenu des femmes avec des jeunes, représentant 10 % du revenu des mères avec un conjoint et 17 % de celui des mères sans conjoint.

Une leçon importante qui découle des résultats de ce travail est que le financement des SDG par un niveau de gouvernement a souvent un effet significatif sur les finances de l'autre niveau de gouvernement. Cette influence réciproque des finances publiques de chaque palier de gouvernement peut nuire à l'efficacité globale des mesures de financement des SDG, puisque les fruits fiscaux et sociaux d'une plus grande générosité du financement des SDG ne sont pas nécessairement tous pris en compte par le niveau qui en assure le coût.

8 Conclusion sur le modèle

L'attrait de SIMOS réside dans sa capacité à endogénéiser les choix d'offre de travail en plus d'utiliser la richesse de la modélisation comptable des contraintes budgétaires. De plus, SIMOS traite les choix d'offre de travail de manière discrète en limitant le nombre de choix d'heures travaillées à un

ensemble fini. Cette approche est justifiée par la présence de pics dans la distribution observée des heures travaillées et par sa capacité à supporter les ensembles budgétaires non convexes et non différentiables. Cela étant, SIMOS est à même d'évaluer l'impact de politiques existantes ou prospectives sur les choix d'offre de travail des contribuables québécois ainsi que sur les finances publiques.

Jusqu'à aujourd'hui, SIMOS couvre quatre groupes de la population québécoise : les femmes en couple avec des enfants d'âge préscolaire, les femmes monoparentales, les femmes seules et les hommes seuls. Il va sans dire que ce modèle s'est développé en fonction des politiques publiques que les chercheurs de la Chaire ont dues évaluer. La première étape a été d'évaluer la réaction comportementale des contribuables québécois suite aux baisses d'impôt provincial de 2008. À ce moment, le modèle considérait uniquement les femmes monoparentales et les femmes célibataires, celles-ci étant les plus sensibles au niveau de leur offre de travail à l'environnement fiscal. Les chercheurs de la Chaire ont par la suite examiné la proposition du Comité consultatif de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale d'établir un revenu minimum garanti. Pour évaluer adéquatement l'impact de cette politique prospective, il a été décidé de cibler les groupes de la population qui seraient *a priori* les plus sensibles à l'implantation d'une telle mesure. Dans cette optique, les chercheurs de la Chaire ont élargi le modèle aux hommes seuls, ce qui a permis, avec les femmes monoparentales et les femmes seules, de cibler une proportion importante des personnes sensibles à l'implantation d'un revenu minimum garanti. Enfin, le dernier enjeu abordé par SIMOS a été celui du financement public des SDG. Ce mandat a permis aux chercheurs de la Chaire d'élargir le modèle aux femmes en couple avec des enfants d'âge préscolaire et d'améliorer le traitement des SDG pour les

mères monoparentales.

Bien que SIMOS ne couvre qu'une partie de la population, les résultats provenant de celui-ci demeurent pertinents, puisque ce sont les groupes les plus susceptibles de réagir aux éléments de l'environnement fiscal des enjeux traités qui sont modélisés. Pour un chercheur voulant englober une plus grande partie de la population dans son analyse, une évaluation comptable des impacts des politiques pourrait convenir aux groupes touchés mais non modélisés, puisque la réaction comportementale de ceux-ci serait inexistante ou difficilement modélisable. En somme, l'impact estimé sur les finances publiques des simulations présentées dans ce document est conservateur dans le sens qu'il pourrait être potentiellement bonifié par des simulations comptables effectuées sur d'autres groupes de la population.

Références

- Aaberge, R., Colombino, U. et Strom, S. (1999). Labour Supply in Italy : an Empirical Analysis of Joint Household Decisions, with Taxes and Quantity Constraints. *Journal of Applied Econometrics*, 14:403–422.
- Bourguignon, F. et Spadaro, A. (2006). Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies. *Journal of Economic Inequality*, 64 (2):77–106.
- Clavet, N.-J. (2009). Effet sur l’offre de travail et le bien-être de la réforme fiscales de 2008 au Québec. Mémoire de D.E.A., Université Laval. 39 p.
- Clavet, N.-J. et Duclos, J.-Y. (2014). Le soutien financier à la garde d’enfants : les effets sur le travail des femmes, le revenu des familles et les finances publiques. *Canadian Public Policy*, 40(3):224–244.
- Clavet, N.-J., Duclos, J.-Y. et Lacroix, G. (2013). Fighting Poverty : Assessing the Effect of Guaranteed Minimum Income Proposals in Québec. *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, 39(4):491–516.
- Cogan, J. (1981). Fixed cost and labour supply. *Econometrica*, 49:945–964.
- Creedy, J. et Duncan, A. (2002). Behavioural microsimulation with labour supply responses. *Journal of Economic Surveys*, 16 (1):1–40.
- Flood, L. et Islam, N. (2005). A Monte Carlo evaluation of discrete choice labour supply models. *Applied Economics Letters*, 12(5):263–266.
- Gong, X. et van Soest, A. (2002). Family structure and female labour supply in Mexico City. *Journal of Human Resources*, 37:163–191.

- Grenier, M. (2005). Un enjeu oublié de la politique des services de garde à 5\$: les effets distributifs des subventions en nature. Mémoire de D.E.A., UQAM, Montréal. 124 p.
- Hoynes, H. (1996). Welfare transfers in two-parent families : Labor supply and welfare participation under afdc-up. *Econometrica*, 30 (1):295–332.
- Keane, M. et Moffitt, R. (1998). A structural model of multiple welfare program participation and labor supply. *International Economic Review*, 39:553–589.
- Keane, M. P., Todd, P. E. et Wolpin, K. I. (2011). The Structural Estimation of Behavioral Models : Discrete Choice Dynamic Programming Methods and Applications. In Ashenfelter, O. et Card, D., éditeurs : *Handbook of Econometrics*, vol 4A, volume (2), pages 331–461. Elsevier Inc.
- Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2008). Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children : A Natural Experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26 (2):519–548.
- Lefebvre, P., Merrigan, P. et Verstraete, M. (2009). Dynamic labour supply effects of childcare subsidies : Evidence from a canadian natural experiment on low-fee universal child care. *Labour Economics*, 16(5):490–502.
- Meghir, C. et Phillips, D. (2008). Labour supply and taxes. Copyright - Information provided in collaboration with the RePEc Project : RePEc; Date de révision - 2008-09-01; Disponibilité - URL :<http://www.ifs.org.uk/wps/wp0804.pdf>] URL ; Dernière mise à jour - 2013-12-11.
- Soest, A. V. et Das, M. (2001). Family labor supply and proposed tax reforms in the Netherlands. *De Economist*, 149:191–218.

- Statistique Canada (2004-2005). Enquête longitudinale sur les jeunes enfants. Rapport technique, Gouvernement du Canada.
- Tremblay, F., Delisle, R., Duguay, M.-L., Rosso, L. et Dubreuil, D. (2006). Situation des centres de la petite enfance et des garderies au Québec en 2004 : Analyse des rapports d'activités 2003-2004 soumis par les services de garde. Rapport technique, Gouvernement du Québec, Québec.
- Tremblay, F., Duguay, M.-L., Rosso, L., Dubreuil, D., Daigneault, C. et Champagne, C. (2007). Situation des centres de la petite enfance et des garderies au Québec en 2005 : Analyse des rapports d'activités 2004-2005 soumis par les services de garde. Rapport technique, Gouvernement du Québec.
- van Soest, A. (1995). Structural models of family labor supply : A discrete choice approach. *Journal of Human Resources*, 30 (1):63-88.
- Varian, H. R. (2011). *Introduction à la microéconomie*. Éditions de boeck. 7e édition. 866 p.

A Calibration des proportions observées pour les différents services de garde

Table 12 – Description des proportions utilisées dans la calibration des SDG

Types de garde	Proportions de calibration	
	Femmes en couple	Femmes monoparentales
Garderie sub. en milieu familial	34,7	27,3
Garderie sub. en inst. sans but luc.	28,7	22,7
Garderie sub. en inst. but luc.	12,0	20,0
Garderie priv. en milieu fam.	13,6	14,1
Garde apparentée	11,1	15,9

Sources : Statistique Canada (2005) et Tremblay *et al.* (2007)

B Prix des services de garde

Table 13 – Définition et description de la répartition des coûts par jour des types de SDG (\$ de 2004)

Type de garde	Coût payé par la famille	Coût payé directement par le gvt	Coût total
Garderie sub. en milieu familial Garderie subventionnée directement se situant au foyer d'une éducatrice.	7,0	20,56	27,56
Garderie sub. en inst. sans but luc. Garderie subventionnée directement se situant dans un centre de garde ne cherchant pas à faire des profits.	7,0	37,38	44,38
Garderie sub. en inst. but luc. Garderie subventionnée directement se situant dans un centre de garde cherchant à faire des profits.	7,0	28,04	35,04
Garderie priv. en milieu fam. Garderie non subventionnée se situant au foyer d'une éducatrice.	27,56	0,0	27,56
Garderie priv. en inst. sans but luc. Garderie non subventionnée se situant dans un centre de garde ne cherchant pas à faire des profits.	44,38	0,0	44,38
Garderie priv. en inst. but luc. Garderie non subventionnée se situant dans un centre de garde cherchant à faire des profits.	35,04	0,0	35,04
Garde apparentée Mode de garde utilisant les services de personnes majeures ayant des liens de parenté avec l'enfant.	0,0	0,0	0,0

Sources : Lefebvre et Merrigan (2008) et Lefebvre *et al.* (2009).