



UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

École de Gestion

Département d'Économique

Maîtrise en économie - type recherche

MÉMOIRE DE MAÎTRISE

# Test du modèle unitaire de dépense des ménages sur les données canadiennes de 2009

*Marine Lebouvier*

sous la direction de  
Dr. Dorothee BOCCANFUSO et M. François DELORME

25 Novembre 2016

*Les analyses contenues dans ce texte (ou présentation) ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.*

# Remerciements

La réalisation de ce mémoire a été possible grâce au concours de plusieurs personnes à qui je voudrais témoigner ma reconnaissance.

Je voudrais tout d'abord remercier la co-directrice de ce mémoire, Dorothee Boccanfuso, professeur à l'Université de Sherbrooke, pour ses commentaires judicieux et son soutien.

Je voudrais également remercier Valérie Vierstraete, professeur à l'Université de Sherbrooke, pour avoir accepté d'être la lectrice de ce travail et m'avoir apporté ses commentaires pertinents à la suite de mon séminaire.

J'adresse également mes remerciements à toute l'équipe de Groupe d'Analyse, ltée., pour m'avoir offert un stage très formateur et soutenu dans mon projet de recherche durant ma maîtrise.

Enfin, je voudrais remercier tout particulièrement François Delorme, chargé de cours à l'Université de Sherbrooke et co-directeur de ce mémoire, pour toute l'aide qu'il m'a apportée sur ce travail mais également sur mes projets personnels, pour m'avoir permis de travailler à ses côtés et m'avoir accordé toute sa confiance.

# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>I Survol de la littérature</b>	<b>5</b>
<b>1 Le modèle unitaire</b>	<b>5</b>
1.1 La théorie du modèle unitaire . . . . .	5
1.2 Les limites et tests empiriques du modèle unitaire . . . . .	7
<b>2 Les modèles coopératifs</b>	<b>10</b>
2.1 La théorie des modèles coopératifs . . . . .	11
2.2 Les implications et les tests empiriques des modèles coopératifs . .	13
<b>3 Les modèles non-coopératifs</b>	<b>15</b>
3.1 La théorie des modèles non-coopératifs . . . . .	15
3.2 Les implications et les tests empiriques des modèles non-coopératifs	17
<b>II La méthodologie</b>	<b>20</b>
<b>1 L'échantillon</b>	<b>21</b>
<b>2 Le modèle unitaire</b>	<b>23</b>
2.1 Le modèle de Heckman à deux étapes . . . . .	24
2.2 Le test du modèle unitaire . . . . .	27
<b>3 Le modèle coopératif</b>	<b>29</b>
<b>III Résultats et commentaires</b>	<b>32</b>
<b>1 Le modèle unitaire</b>	<b>33</b>

1.1	Le logement et l'entretien du ménage . . . . .	37
1.2	Habillement et gardiennage des enfants . . . . .	41
1.3	Services et matériel de transport . . . . .	44
1.4	Nourriture achetée en restaurant et en magasin d'épicerie . . . . .	46
1.5	Les dons . . . . .	48
<b>2</b>	<b>Le modèle coopératif</b>	<b>50</b>
	<b>Conclusion</b>	<b>54</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>57</b>
	<b>Appendices</b>	<b>62</b>
A	Variables démographiques	62
B	Le modèle de Heckman	65
C	Le test du modèle unitaire	66
D	Modèle coopératif	68
E	Estimation du maximum de vraisemblance	71
F	Description détaillée des catégories de dépense	73

## Table des figures

1	Courbes d'iso-dépenses pour la garde d'enfants en 1992 . . . . .	28
2	Courbes d'iso-dépenses pour le logement en 1992 . . . . .	38
3	Courbes d'iso-dépenses pour le logement en 2009 . . . . .	39
4	Courbes d'iso-dépenses pour la garde d'enfants en 1992 . . . . .	43
5	Courbes d'iso-dépenses pour la garde d'enfants en 2009 . . . . .	44
6	Part des ménages canadiens qui possèdent (ou louent à long terme) un ou plusieurs véhicules. . . . .	46
7	Ratio des gains des femmes sur ceux des hommes, au Canada, pour les travailleurs employés à temps plein toute l'année. . . . .	48
8	Densité de la fonction de répartition du pouvoir . . . . .	52

## Liste des tableaux

1	Revenus annuels totaux avant impôts . . . . .	23
2	Les dépenses annuelles des ménages . . . . .	32
3	Estimation des paramètres des modèles (2) et (7) par les moindres carrés ordinaires . . . . .	34
4	Test $F$ pour l'hypothèse $H_0$ de mise en commun des revenus . . .	35
5	Test du ratio de vraisemblance pour l'hypothèse $H_0$ en 1992 . . .	36
6	Taux de croissance de la proportion de femmes parmi les employés à plein temps de 25-64 ans, par niveau d'études . . . . .	45
7	Estimation des paramètres de l'équation (12) . . . . .	50
8	Distribution des ménages canadiens sans enfants en fonction de leur valeur estimée de $\rho$ . . . . .	52
9	Nombre d'enfants dans les ménages . . . . .	62
10	Âge des individus . . . . .	62
11	Répartition des ménages par niveau d'éducation des individus . .	63
12	Répartition des ménages par province de résidence . . . . .	64
13	Taille de l'agglomération de résidence . . . . .	64
14	Estimation probit des paramètres du modèle de Heckman . . . . .	65
15	Estimation des paramètres du modèle (4) par le maximum de vraisemblance . . . . .	71

# Introduction

S'il est de notoriété publique que de fortes inégalités de revenu et de développement existent entre différentes régions du monde, les économistes savent aujourd'hui que de telles inégalités dans la répartition du pouvoir et des ressources peuvent exister au sein même du foyer. Afin de déterminer de meilleures politiques fiscales et des lois sur le mariage et le divorce plus justes, il est pertinent de comprendre les mécanismes qui déterminent les relations de pouvoir et l'allocation des ressources au sein de la famille selon les différentes catégories de dépenses.

La recherche scientifique se concentre souvent sur le ménage comme un acteur du paysage économique sans pour autant s'attarder sur les relations des individus au sein même de la famille. Toutefois, certains auteurs se sont efforcés d'explorer les mécanismes intrinsèques expliquant les préférences de consommation des familles. À l'instar de Phipps et Burton (1998), nous nous efforçons dans cette recherche de procéder à une analyse du comportement des ménages canadiens. Ainsi, comme les auteurs avaient employé les données de 1992 de l'Enquête Nationale auprès des Familles de Statistique Canada (FAMEX 1992), nous travaillerons à partir des données de l'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM) en 2009 (l'EDM est l'équivalent de l'enquête FAMEX). En effet, à la suite de certaines décisions politiques canadiennes faites dans les années 2000, la base de données de l'EDM à partir de 2010 ne comporte plus assez d'informations pour conduire notre analyse, c'est pourquoi cette recherche s'appuie sur les dernières données accessibles, celles de l'EDM 2009. Nous tenterons aussi d'élargir les tests du modèle unitaire aux tests des modèles coopératifs développés dans les années 1990.

Dans leur article « What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure », Phipps et Burton (1998) ont cherché à tester l'hypothèse du modèle unitaire de dépense des ménages. Ce modèle développé par Samuelson (1956) suppose que dans un ménage standard, les différents membres agissent comme un agent économique unique en ce qui concerne



ses dépenses. Même si nous développerons plus amplement les caractéristiques du modèle unitaire lors de notre revue de littérature, il apparaît pertinent d'exposer dès maintenant les grandes lignes de ce modèle.

L'hypothèse principale du modèle unitaire peut être envisagée de plusieurs façons. Alors que Samuelson (1956) envisage un foyer au sein duquel l'ensemble des membres de la famille s'entend sur des préférences communes satisfaisant chacun d'entre eux, Becker (1973, 1974) interprète plutôt ces préférences uniques comme le signe de la présence d'un chef de famille, d'un « dictateur ». Dans les deux cas toutefois, l'hypothèse fondamentale du modèle unitaire suppose une mise en commun de tous les revenus. Ainsi, que l'argent soit gagné par l'homme ou la femme, on suppose qu'il sera dépensé de la même manière.

Dans le contexte de cette recherche, nous supposons qu'une validation du modèle unitaire est plus vraisemblablement expliquée par l'approche commune de Samuelson (1956). En effet, la société canadienne est déjà très avancée en terme d'égalité des genres en 2009 et il apparaît donc assez probable que le modèle du ménage complètement dominé par un de ses membres soit aujourd'hui très peu répandu au Canada. En cas de non-rejet de l'hypothèse unitaire, nous déduisons donc que le couple décide de ses dépenses sur la base de préférences communes.

Un autre objectif de ce mémoire est de tester la validité des modèles coopératifs de dépenses des ménages. Ces modèles, à l'inverse du modèle unitaire, proposent une approche dans laquelle chaque membre du ménage a ses préférences propres. Cependant, il apparaît que la base de données de l'Enquête sur les Dépenses des Ménages de 2009 ne donne pas assez d'informations pour mener cette analyse. Nous nous efforçons toutefois d'aller le plus loin possible.

Les contributions de la présente recherche sont assez nombreuses. En premier lieu, le grand thème de l'égalité des genres est bien dans l'air du temps, et même si le Canada a une place de choix en matière d'égalité des sexes, à l'instar de nombreux pays développés, il est intéressant de noter que sur la base de l'article de Phipps et Burton (1998), il y avait encore en 1992 de grandes différences de

comportement entre l'homme et la femme en ce qui concernait certaines dépenses. Cependant, il semble pertinent de tester à nouveau ces hypothèses et d'observer si un changement de comportement des ménages peut être expliqué par l'évolution positive de l'égalité des sexes.

D'un point de vue strictement académique, la plupart des tests du modèle unitaire sont menés dans les pays en voie de développement, probablement à causes des plus fortes inégalités de genre (mariages forcés, interdiction pour la femme de divorcer, de travailler, etc...). La plupart du temps, ces recherches sont dirigées à partir de bases de données d'enquêtes universitaires relativement restreintes (à cause des limites financières)<sup>1</sup> ou de données gouvernementales collectées à la suite de la mise en place d'un programme de développement économique.<sup>2</sup>

Nous voyons donc surtout l'intérêt de notre étude sur le plan des politiques économiques. La compréhension des mécanismes de décision de consommation des ménages est très importante si l'on souhaite appliquer convenablement certains crédits d'impôts à la consommation ou autres aides gouvernementales.<sup>3</sup> Au final, cette étude, bien que très circonscrite, est tout de même chargée de nouvelles informations et résultats et peut amener à de nombreuses contributions, dans des domaines très variés.

Dans la première partie de ce mémoire, nous proposons un survol de la littérature existante à propos des modèles unitaires et collectifs de dépenses des ménages. Nous aborderons notamment, pour chacun d'entre eux, la théorie, les limites et les tests empiriques déjà publiés. Dans une deuxième partie, nous développerons la méthodologie employée dans notre analyse pour tester le modèle unitaire et estimer les différentes fonctions de dépenses. Enfin, la troisième partie de ce mémoire

---

1. Voir par exemple l'étude de Hopkins, Levin et Haddad (1994) qui porte sur 135 ménages nigériens en milieu rural uniquement.

2. Voir par exemple l'étude de Thomas (1990) sur l'aide gouvernementale au Brésil, ou celle de Attanasio et Lechene (2002) sur la mise en place du programme mexicain *Opportunidades*.

3. Par exemple, un gouvernement souhaitant soutenir l'achat de fournitures scolaires peut optimiser ses résultats s'il connaît la réponse à la question : "Qui, des deux parents, achète les fournitures aux enfants?"

regroupera l'ensemble de nos résultats ainsi que nos commentaires quant aux changements de comportements entre 1992 et 2009.

## Première partie

# Survol de la littérature

Dans cette première partie, nous proposons un bref survol de la littérature scientifique autour des différents modèles de dépenses des ménages. Nous expliquerons en premier lieu le premier type de modèle mis en place pour expliquer ces interactions homme / femme au sein du ménage : le modèle unitaire, qui suppose principalement un vecteur unique de préférences ainsi qu'une mise en commun des revenus. Bien que l'essentiel de notre recherche porte sur la validité de ce modèle, nous aborderons également les prémices des modèles collectifs, à savoir les modèles coopératifs, mais également un bref aperçu de la théorie des modèles non-coopératifs (aussi appelés de Cournot-Nash).

Ainsi, nous verrons aussi dans ce survol la littérature existante sur le modèle coopératif de comportement des ménages, développé par Bourguignon et Chiappori (1992). Afin de ne omettre aucune information pertinente, nous approfondirons le sujet grâce à la revue de littérature déjà publiée à ce sujet par Chiappori et Donni en 2006.

## 1 Le modèle unitaire

### 1.1 La théorie du modèle unitaire

Le principe du modèle unitaire a en premier lieu été abordé par Samuelson (1956). Si cette approche se base sur des principes différents de celle abordée par Becker et son théorème de l'enfant gâté (1974), les deux modèles permettent d'unifier les préférences familiales en une seule fonction d'utilité et ainsi simplifier la demande optimale en biens de consommation.

Tout d'abord, selon Samuelson, il est très peu probable que dans notre culture

occidentale, il existe dans la majorité des foyers un individu qui soit strictement égoïste et qui gère les finances du ménage d'une main dictatoriale. En fait, « il est probablement moins irréaliste d'adopter l'hypothèse d'un "consensus familial" qui représente des préférences communes ou un compromis entre des goûts différents » (Samuelson, 1956).

Dans un ménage de taille  $N$ , on note  $u^i$  les préférences de l'individu  $i$ , avec  $i \in \{1; 2; \dots; N\}$  et  $f$  est une fonction indicatrice ordinale croissante pour tout  $u^i$ . Il devient alors plus simple de formaliser la fonction d'utilité familiale  $U$  comme une simple réunion des préférences individuelles  $u^1, u^2, \dots$

$$U = f [u^1(X^1, Y^1, \dots), u^2(X^2, Y^2, \dots), \dots]$$

Ici,  $X^i$  est la quantité du bien  $X$  consommée par l'individu  $i$ . Cette fonction n'accorde pas nécessairement à chaque individu le même poids au sein du foyer, mais permet d'exprimer une certaine version d'un consensus familial. De la même manière, le revenu total du foyer, dénoté  $I$ , peut être défini simplement comme la somme des revenus  $I^i$  de chacun des individus  $i$ .

$$I = \sum_{i=1}^n I^i$$

Une des restrictions intéressantes que propose Samuelson (1956) dans son modèle est que le foyer maximise son utilité en tenant compte du fait que le revenu total  $I$  doit être alloué de manière à ce que chaque membre en tire marginalement une satisfaction égale. On a alors :

$$\left[ \frac{\partial U}{\partial u^i} \frac{\partial u^i}{\partial I^i} \right] / \left[ \frac{\partial U}{\partial u^j} \frac{\partial u^j}{\partial I^j} \right] = 1, \quad \forall i \neq j$$

Où  $\partial u^i / \partial I^i$  représente l'utilité marginale de l'individu  $i$  associée à son revenu.

D'un autre point de vue, il est également pertinent de regarder du côté de Becker (1973,1974) qui, lui, suppose que le ménage est dirigé d'une main de fer par

un individu strictement égoïste, tandis que les autres sont complètement altruistes. Dans son ouvrage *A Theory of Social Interactions*, il suppose la présence d'un chef de foyer, un « dictateur bienveillant », qui nous permet de fusionner les différentes préférences individuelles en une utilité familiale unique. En effet, le chef maximise l'utilité globale du foyer sous la contrainte du revenu total et prend en compte les préférences individuelles de chacun. Par exemple, le chef de famille n'acceptera pas une mutation dans une autre ville si ce déménagement diminue le bien-être des autres membres plus qu'il n'augmente le sien. L'auteur suppose même que dans un tel contexte, tous les autres membres du foyer sont d'accord pour participer à la maximisation de l'utilité familiale, au détriment parfois de la leur. Becker exprime cette particularité dans son théorème de l'enfant gâté (Becker, 1974).

Au final, que l'ensemble des membres de la famille s'entende sur des préférences conjointes (Samuelson, 1956) ou qu'un membre dictateur décide de tout dans le foyer (Becker, 1974), ce modèle suppose que les revenus du ménage sont entièrement mis en commun et les dépenses décidées selon une unique fonction de préférences. Cette hypothèse est très intéressante, notamment lorsqu'il s'agit d'étudier les comportements concernant l'investissement parental dans les enfants. En effet, s'il nous paraît probable qu'un couple vivant dans un pays développé agisse uniformément face aux décisions d'envoyer les enfants à l'école, de leur acheter des vêtements ou des fournitures scolaires, cette hypothèse paraît moins évidente dans les pays plus pauvres. En réalité, la majorité des tests empiriques du modèle unitaire dans les pays en voie de développement rejettent l'hypothèse des préférences communes.

## 1.2 Les limites et tests empiriques du modèle unitaire

Étant données les hypothèses très restrictives qui doivent être faites pour que le modèle unitaire puisse s'appliquer (« dictateur bienveillant » ou consensus familial), il n'est pas très étonnant de voir à quel point le modèle unitaire a pu

être critiqué ou rejeté empiriquement dans la littérature.

Regardons tout d'abord du côté de la littérature théorique. Dans leur article, Alderman, Chiappori, Haddad, Hoddinott et Kanbur (1995) précisent qu'une des principales limites du modèle unitaire est le paradoxe entre la prise en considération des différents taux de salaire de l'homme et de la femme et la mise en commun des ressources du ménage. En effet, en supposant l'unicité des préférences, la règle de partage des ressources ne peut pas être clairement définie. Elle peut dépendre des préférences individuelles, auquel cas l'unicité des préférences n'a plus aucun sens, mais elle peut aussi dépendre de la participation de chacun au revenu total familial. Dans ce cas, la mise en commun des ressources n'est plus respectée (Alderman et. al., 1995).

La vision particulière de Becker (1974) est tout particulièrement remise en cause dans l'article de Bergstrom (1989), où l'auteur donne des exemples concrets de cas dans lesquels le théorème de l'enfant gâté ne peut pas s'appliquer. Même si cela ne remet pas vraiment en cause l'entièreté du modèle unitaire, il s'agit de critiques pertinentes. Par exemple, il énumère quelques cas de figures dans lesquels un des individus du foyer (qui n'est pas le décideur) a intérêt à agir de telle sorte à créer une distorsion dans la frontière de possibilités des allocations afin de récupérer une plus grande part du bien-être familial (Bergstrom, 1989).

D'un point de vue empirique, le modèle unitaire, comme nous l'avons vu auparavant, a principalement été testé sur des données afférentes aux pays en voie de développement.

Tout d'abord, Attanasio et Lechene (2002) testent l'hypothèse de la mise en commun des ressources à travers la mise en place du programme *Oportunidades* au Mexique à la fin des années 1990. Dans leur article, les auteurs étudient l'impact des allocations gouvernementales versées uniquement aux femmes sur leur pouvoir de décision au sein du foyer. Dans le cas de figure du modèle unitaire,

l'hypothèse de mise en commun des ressources devrait nous prémunir de tout changement de comportement quant au pouvoir de décision au sein du foyer et de toute modification du modèle de dépenses du ménage. Or, une augmentation de la part du revenu du ménage associée à la femme entraîne une modification statistiquement significative quant aux choix de dépenses de la famille. Attanazio et Lechene (2002) réfutent donc l'hypothèse du modèle unitaire.

Toujours dans les pays en voie de développement, Thomas (1990) présente des données de panel brésiliennes permettant de tester l'impact d'un revenu non salarial (aide gouvernementale) sur la santé des enfants selon qu'il ait été versé au père ou à la mère. Les résultats démontrent un rejet de l'hypothèse unitaire. Un revenu dans les mains de la mère influe d'une manière positive et plus importante sur les données anthropométriques, la survie et la fertilité de la famille que le même revenu rapporté par le père. De plus, on observe une préférence de genre entre les parents et les enfants, c'est-à-dire que les mères mettent plus d'attention à leurs filles et les pères à leurs fils. Encore une fois, Thomas (1990) rejette l'hypothèse du modèle unitaire.

Plus récemment, les économistes Hopkins, Levin et Haddad (1994) ont publié un article concernant la mise en commun des revenus familiaux au Niger. À partir d'une étude menée en 1989 et 1990 auprès de 135 ménages ruraux, ils testent l'impact du sexe et du salaire du travailleur sur les dépenses familiales et l'allocation des ressources. À partir de modèles de régression, ils testent certaines hypothèses qui permettent de rejeter le modèle unitaire de comportement des ménages. Les chercheurs ont élaboré plusieurs types de modèles pour les dépenses familiales. En testant un modèle employant séparément le revenu de la femme et celui de l'homme et un autre n'employant que le revenu total de la famille, les auteurs constatent que les revenus annuels des époux ne sont pas mis en commun. Sous l'hypothèse nulle que le sexe du répondant ne change pas les dépenses totales du foyer, le test renvoie un rejet très significatif (à 1%) (Hopkins et. al., 1994).



Enfin, il existe certains tests empiriques du modèle unitaire qui ont été effectués dans des pays occidentaux. Nous noterons principalement l'étude canadienne de Phipps et Burton (1998), sur laquelle nous nous baserons pour la construction de notre échantillon et de nos tests. Dans leur article «What's Mine is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure», ceux-ci étudient la validité du modèle unitaire à partir des données canadiennes des dépenses des ménages pour l'année 1992. Les auteurs notent un rejet de l'hypothèse de mise en commun des revenus, et donc du modèle unitaire, pour huit catégories de dépenses sur quatorze, notamment en ce qui à trait aux dépenses reliées aux enfants.

Nous voyons donc que sur le grand nombre de tests conduits à ce jour, la plupart d'entre eux ont entraîné un rejet du modèle unitaire. Cela peut s'expliquer par une importante différence entre les préférences des hommes et des femmes au sein du ménage, mais cela peut également révéler une faiblesse plus générale de ce modèle. Dans ce mémoire nous partons du principe que l'évolution des mentalités dans les pays développés tels que le Canada peut faire se rejoindre les comportements féminins et masculins et ainsi donner une validité au modèle unitaire. Cependant, il reste pertinent d'observer les autres modèles développés pour modéliser les comportements de dépense des ménages.

## 2 Les modèles coopératifs

«The suggestion that women and female children "voluntarily" relinquish leisure, education, and food would be somewhat more persuasive if they were in a position to demand their fair share. It is the juxtaposition of women's lack of economic power with the unequal allocation of household resources that lends the bargaining power [collective model] approach much of its persuasive appeal. » (Folbre, 1986).

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, bien qu'il soit très simple d'utilisation et qu'il permette de nombreuses explications quant au comportement

extérieur des ménages, le modèle unitaire est très souvent empiriquement rejeté. En effet, l'hypothèse primordiale de mise en commun des ressources (*income pooling*) est rejetée dans la majorité des tests empiriques que nous avons retracés. C'est pourquoi dans les années 1990, quelques économistes se sont attelés à la mise en place d'un nouveau type de modèle, les modèles non-unitaires de comportement des ménages, qui se déclinent en deux grandes sous-catégories : les modèles coopératifs et non-coopératifs. Nous étudierons les premiers dans cette partie.

En s'inspirant de la revue de littérature très complète et instructive «Les Modèles Non-Unitaires de Comportement du Ménage : Un Survol de la Littérature» déjà publiée à ce sujet par Chiappori et Donni (2006), nous développerons de la même manière que pour le modèle unitaire : la théorie et les implications du modèle, suivies des tests empiriques.

## 2.1 La théorie des modèles coopératifs

Supposons un ménage simplifié composé de deux individus  $A$  et  $B$  qui optimisent leurs ressources selon  $k$  biens de consommation. Les modèles coopératifs supposent tout d'abord une répartition des biens de consommation selon deux catégories : les biens publics (consommés par la famille) et les biens exclusifs (consommés par un seul individu dans le ménage). Notons tout d'abord  $X$  le vecteur de biens publics,  $x_A$  le vecteur de biens privés de  $A$  et  $x_B$  celui de  $B$ . On a :

$$X = \begin{pmatrix} X^1 \\ X^2 \\ \dots \\ X^k \end{pmatrix}, \quad x_A = \begin{pmatrix} x_A^1 \\ x_A^2 \\ \dots \\ x_A^k \end{pmatrix}, \quad x_B = \begin{pmatrix} x_B^1 \\ x_B^2 \\ \dots \\ x_B^k \end{pmatrix}$$

Un bien  $i$  peut être défini comme la somme  $X^i + x_A^i + x_B^i$ . Ce bien est dit public si les individus  $A$  et  $B$  ne consomment pas ce bien individuellement (exemple, les

frais de chauffage) et on a  $x_A^i = 0$  et  $x_B^i = 0$ . En revanche, on dit qu'il s'agit d'un bien privé s'il n'est pas consommé par la famille au complet, donc si  $X^i = 0$ . On parle également de bien exclusif s'il n'y a qu'un seul des deux individus qui consomme ce bien. Par exemple, si  $A$  fume et  $B$  ne fume pas, alors les cigarettes dénotées par  $c$  vont être telles que  $x_B^c = 0$  et  $X^c = 0$ .

La théorie qui sous-tend les modèles coopératifs de comportement du ménage suppose que les décisions prises par le couple sont efficaces au sens de Pareto. En revanche, il n'y a aucune hypothèse précise concernant les préférences du couple et donc pas de restrictions particulières sur l'endroit précis où se situeront les allocations efficaces le long de la frontière d'efficacité (Chiappori et. al., 2006).

Contrairement au modèle unitaire dans lequel la fonction d'utilité du ménage était caractérisée exclusivement par les biens de consommation, on développe ici un indice  $\mu$  de distribution du pouvoir de décision au sein du ménage (Chiappori et. al., 2006) :

$$\mu(y, \pi, s) \in [0; 1]$$

Où  $y$  représente le revenu total du ménage,  $\pi$  le vecteur des prix des biens et  $s$  un vecteur de facteurs de distribution pertinents selon le contexte de vie du couple considéré. Le modèle coopératif va alors simplement chercher à maximiser la fonction de bien-être familial suivante, où  $U_i$  représente les préférences de  $i$  :

$$\max_{\{x_A, x_B, X\}} \mu(y, \pi, s).U_A(x_A, x_B, X) + (1 - \mu(y, \pi, s)).U_B(x_B, x_A, X)$$

Si  $\mu = 1$ , l'individu  $A$  devient le "dictateur" du ménage et le modèle est alors simplement unitaire, comme on l'a vu précédemment. Dans le cas contraire, les demandes optimales de la famille sont également fonction de  $\mu(y, \pi, s)$ . On note alors la fonction de demande agrégée :

$$Q = \sum_{i \in \{A; B\}} x_i(\pi, y, \mu(y, \pi, s)) + X(\pi, y, \mu(y, \pi, s))$$

Par la suite, les auteurs expriment les conditions que doivent remplir les fonctions de demande, et plus particulièrement la fonction de demande agrégée, mais nous développerons plus en détail ces caractéristiques dans notre section sur la méthodologie de notre analyse (Chiappori et. al., 2006).

## **2.2 Les implications et les tests empiriques des modèles coopératifs**

Les modèles coopératifs de dépenses des ménages que l'on vient d'aborder ont réellement révolutionné la théorie de la famille en sciences économiques. En effet, si le modèle unitaire faisait des hypothèses très restrictives qui ne se vérifiaient pas empiriquement, les nouveaux modèles sont beaucoup plus réalistes.

Le modèle unitaire avait un avantage certain concernant le problème de l'investissement dans les enfants. Les enfants peuvent être vus comme un point d'accord entre les parents, et donc les dépenses qui leurs sont attribuées sont indépendantes de la source du revenu. Dans le cadre des modèles coopératifs, l'investissement concernant l'éducation et la santé des enfants de la famille est vu comme un bien de consommation public. Selon la théorie de Rothbarth (Bourguignon, 1999), on peut déterminer le coût d'avoir des enfants en se référant aux demandes individuelles des adultes d'un ménage avec enfants et à celles d'un ménage sans enfants. Le point faible est qu'une telle théorie ne laisse pas de place à la consommation publique. Rothbart observe néanmoins des résultats intéressants (Bourguignon, 1999).

Un avantage des modèles coopératifs est la prise en compte des variables environnementales ( $s$ ) dans la répartition du pouvoir. Il pourrait en effet s'agir de points de menace essentiels au mécanisme de décision. Prenons par exemple l'utilité qu'obtiendrait un individu s'il décidait de quitter le ménage (Alderman et. al., 1995). On sait que dans certains pays, les lois sur le mariage et les traditions populaires sont très restrictives pour les femmes. Si elles n'ont pas le droit d'avoir

un compte en banque à leur nom ou s'il leur est difficile de trouver du travail, on devine qu'elles n'auront pas un grand pouvoir de décision au sein du foyer, car elles sont dépendantes de leur mari. Un grand nombre de facteurs environnementaux peut être pris en compte dans la paramétrisation de la fonction  $\mu$ , tels que le ratio des sexes (Inde et Chine), les lois concernant les enfants, les allocations gouvernementales versées aux parents célibataires, etc... (Alderman et. al., 1995).

Les modèles coopératifs de comportement des ménages ayant principalement été développés par les chercheurs dans des pays développés, il existe relativement peu de tests empiriques appliqués aux pays en voie de développement. Ces tests sont d'autant plus rares qu'une quantité importante d'informations est nécessaire pour procéder à de telles études.

Dans le cadre des pays développés tels que le Canada, nous notons les articles de Bourguignon, Browning, Chiappori et Lechene à partir de données canadiennes (Browning et. al., 1994) et françaises (Bourguignon et. al., 1993) et qui testent la plupart des hypothèses sous-jacentes au modèle coopératif. Par exemple, dans leur article sur les données françaises, les auteurs rejettent l'hypothèse du modèle unitaire, mais leurs tests statistiques ne permettent pas de rejeter les hypothèses nécessaires au modèle coopératif (tests de proportionnalité) (Bourguignon et. al., 1993).

Dans cette recherche, nous nous intéresserons au modèle coopératif développé par Browning et. al. (1994) et tout particulièrement à leur définition de l'indice de distribution du pouvoir au sein du ménage. Il est aussi intéressant de noter que c'est dans le cadre de leurs tests faits à partir des données canadiennes (Browning et. al., 1994) que les auteurs déterminent une règle de partage des ressources au sein du ménage. Enfin, Browning et Chiappori (1998) testent sur des données canadiennes de 1974-1992 quelques hypothèses plutôt restrictives du modèle coopératif concernant les propriétés des fonctions de demandes agrégées, dont aucune n'est rejetée par leurs tests empiriques. Cependant, c'est vers la fin

des années 1990 et au début des années 2000 que la recherche théorique a repris à ce sujet. De nouveaux modèles de décision sont développés et permettent d’abolir l’hypothèse assez restrictive de l’efficacité paretienne des dépenses.

### 3 Les modèles non-coopératifs

Si les modèles coopératifs de comportement des ménages sont principalement basés sur l’hypothèse de l’efficacité paretienne de l’allocation des ressources, les modèles non-coopératifs, dits aussi de Cournot-Nash, ne supposent rien de tout cela. Encore une fois, nous nous inspirerons du survol de la littérature exposé par Chiappori et Donni (2006) afin d’exprimer la théorie en arrière de ces modèles de comportement des ménages.

#### 3.1 La théorie des modèles non-coopératifs

Dans cette partie, nous emploierons les mêmes notations que précédemment et nous supposerons, pour simplifier la notation, que nous sommes dans le cadre d’un ménage à deux individus seulement. Ici, les individus optimisent leur consommation en fonction de leurs préférences individuelles, assujetties à leur contrainte budgétaire. En effet, en supposant que le revenu total du foyer est  $y$ , chaque individu  $i$  récupère une part  $\rho_i$  du revenu total. Cette quantité de revenu accordée à  $i$  dépend du revenu total du ménage, des prix auquel il fait face ainsi qu’à l’importance  $s$  qu’accorde l’individu  $i$  au bien-être de son (sa) conjoint(e). Dans ces nouveaux modèles comme dans le précédent, un individu  $i$  a ses propres préférences, définies comme

$$U_i(x_i, x_j, X), \quad j \neq i$$

Où  $x_i$  représente le vecteur des dépenses privées de l’individu  $i$  et  $X$  les dépenses en biens publics du ménage. Notons  $X_i$  la participation de  $i$  à la consommation de

biens publics de la famille ( $X = X_i + X_j$ ) et  $p$  et  $P$  les vecteurs de prix respectifs des biens privés et publics. Chaque individu est donc face au problème suivant :

$$\begin{cases} \max_{\{x_i, X_i\}} U_i(x_i, x_j, X_i + X_j) \\ \text{s/c de } px_i + PX_i = \rho_i(y, p, P, s) \end{cases}$$

On remarque que dans ce modèle, l'optimisation porte à la fois sur la consommation privée de l'individu et la consommation publique de la famille. Dans le cadre où il n'y a que des biens privés, les modèles coopératifs et non-coopératifs se confondent. La particularité des modèles non-coopératifs est leur grande diversité. Selon ce que les auteurs cherchent à mettre en évidence dans leur recherche, ils vont formaliser ce problème différemment. (Chiappori et Donni, 2006)

Chen et Woolley (2000), proposent une modélisation relativement simple d'un ménage à deux individus. Ils normalisent tout d'abord le prix des biens publics à  $P = 1$  et écrivent donc la contrainte budgétaire de chaque individu comme :

$$px_i + X_i = \rho_i$$

Les auteurs supposent  $y_i$  le revenu de chacun des membres du ménage et que l'homme gagne plus que la femme :  $y_h > y_f$ . Alors, une répartition plus équitable des revenus dans le ménage est décrite comme un simple transfert  $\pi$  de l'homme vers la femme :

$$\begin{cases} \rho_f = y_f + \pi \\ \rho_h = y_h - \pi \end{cases}$$

Les auteurs supposent également que la fonction d'utilité  $U_i$  de chaque individu est séparable entre la consommation privée et la consommation publique, c'est-à-dire

$$U_i = U_i(x_i, X) = u_i(x_i) + v_i(X)$$

Même si cela implique certaines restrictions quant à la forme des préférences des individus, on ne paraît pas perdre de généralité. En effet, un individu qui vit seul dans son ménage n'a pas de vecteur de biens publics mais n'a pas pour autant un niveau zéro d'utilité. L'hypothèse d'une fonction de type Cobb-Douglas n'aurait ici pas beaucoup de sens.

Au final, chacun des membres du ménage va chercher à maximiser sa fonction de bien-être global

$$W_i = U_i + s.U_j = u(x_i) + v(X) + s [u(x_j) + v(X)], \quad s \in [0; 1]$$

Rappelons qu'ici,  $s$  indique l'importance que l'individu  $i$  accorde au bien-être de l'autre. Les auteurs dérivent par la suite les équilibres de Nash de ce problème d'optimisation en fonction du revenu de la femme  $y_f$ , de l'homme  $y_m$  et des transferts  $\pi$  décrit ci-dessus. (Chen et Woolley, 2000)

La théorie des modèles de Cournot-Nash de comportement des ménages est encore florissante et progresse toujours. Nous pourrions citer de nombreux exemples de modèles tels que ceux de Lundberg et Pollak (1994, 1996) ou plus récemment encore, l'article de Ulph (2006) intitulé *Un modèle non coopératif de consommation des ménages*. Toutefois, cette revue de littérature ne se veut pas exhaustive et nous ne développons pas ces modèles ici.

### **3.2 Les implications et les tests empiriques des modèles non-coopératifs**

La littérature empirique testant les modèles non-coopératifs de comportement des ménages est très récente et très peu développée, notamment pour les pays en voie de développement. Notons toutefois une des recherches qui développent le modèle non-coopératif, à savoir celle de Basu (2006). Dans cet article, l'auteur



cherche à exprimer la relation qui relie les choix de consommation (et de travail) du ménage et la balance du pouvoir au sein du couple. En effet, si le modèle coopératif vu précédemment détermine assez bien les impacts de la prise de pouvoir sur les décisions de consommation, la causalité inverse est assez peu étudiée. L'auteur cherche alors à déterminer les possibilités de ce modèle concernant le travail des enfants et l'offre de travail des femmes. (Basu, 2006)

Sur ce premier point, l'auteur obtient des résultats très intéressants puisqu'ils viennent corroborer ceux de Ray et Basu (2001)<sup>4</sup>. La part de pouvoir de la femme au sein du ménage, de la même manière que la proportion du revenu global qui lui est attribuable, a un impact non monotone sur le travail des enfants de la famille.

Un autre article pertinent à ce sujet est celui de Ligon (2002) qui développe un modèle de négociation de Nash dynamique et le teste sur les données de la Grameen Bank du Bangladesh concernant les micro-crédits faits aux femmes.

Si on est très loin du modèle unitaire développé par Samuelson (1956) et que les modèles non-coopératifs sont aujourd'hui les plus pertinents pour détailler les interactions et relatins de pouvoir au sein du ménage, nous estimons dans cette recherche que les tests concernant les préférences unitaires sont encore pertinents. En effet, nous pensons qu'au cours de son développement et de son avancée en matière d'égalité des sexes, une société va voir les inégalités se réduire au sein des ménages. Les hommes et les femmes auront de plus en plus souvent le même revenu et les mêmes préoccupations, donc les mêmes préférences.

En conclusion, si le modèle unitaire est plus simple d'utilisation et s'il promet

---

4. Dans un article publié en 2001, Ray et Basu abordent le thème de l'impact de la balance du pouvoir sur le travail des enfants au Népal. Les auteurs remarquent une corrélation assez importante et significative entre le pouvoir de décision de la femme au sein du ménage et l'envoi des enfants de la famille au travail. Ils notent toutefois que cette relation n'est pas linéaire et que la situation idéale concernant le travail des enfants est une relation de pouvoir très équilibrée entre les deux parents. (Ray et Basu, 2001)

des fonctions de demandes optimales aisées à manipuler, son manque de validation empirique a poussé les chercheurs à s'orienter vers des modèles plus sophistiqués. Les modèles coopératifs des ménages, tels que nous l'avons vu précédemment, restent cependant très restrictifs. Pour aller plus loin, la communauté scientifique s'efforce depuis quelques années de concevoir de nouveaux modèles collectifs appelés non-coopératifs. Ces nouveaux modèles supposent que le pouvoir de décision au sein du ménage, qui par la suite aide à déterminer l'allocation optimale des ressources, est issu du résultat d'un jeu non-coopératif dont les membres du foyer sont les joueurs.

## Deuxième partie

# La méthodologie

Nous avons pu voir au cours de notre revue de littérature que le modèle unitaire a pour l’instant été largement rejeté, que ce soit par Phipps et Burton (1998) au Canada ou dans les pays en voie de développement. Cela pourrait poser la question de la pertinence de notre présente recherche. Cependant, nous pensons qu’une évolution des mentalités et que l’avancée de l’égalité des genres joue en faveur d’une plus grande cohésion au sein des couples canadiens. Nous pensons que de plus en plus, l’homme et la femme ont les mêmes attentes et les mêmes moyens, ce qui pourrait remettre le modèle unitaire au goût du jour.

Dans leur article, Phipps et Burton (1998) évaluent l’hypothèse du modèle unitaire pour plusieurs catégories de dépenses. De la même manière qu’ils l’ont fait sur les données de 1992, nous diviserons les dépenses courantes des ménages en quatorze catégories : l’alimentation au restaurant, en magasin d’épicerie, le logement, les vêtements pour la femme, pour l’homme et pour les enfants, les dépenses de gardiennage pour les enfants, l’entretien du ménage et du logement, les services récréatifs, le matériel de loisirs, les dons et cadeaux, les dépenses en services de transport, le matériel de transport et enfin, les dépenses en alcool et produits du tabac.<sup>5</sup> Parmi ces catégories, nous identifions les dépenses “standards” pour lesquelles moins de 5% des ménages n’ont enregistré aucune consommation pour l’année 2009. Il y a également les dépenses que plus de 5% des ménages ne consomment pas en raison de la “durabilité” de ces biens ou encore en raison des préférences des ménages. On dit que ces dépenses représentent des « vrais zéros ». En effet, la consommation de ces biens et services ne dépend pas du revenu total de la famille ou de sa situation sociale, mais plutôt des préférences de la famille. Par exemple, un couple qui a fait le choix de ne pas avoir d’enfant va enregistrer

---

5. Voir l’annexe F pour la description plus détaillée de ces variables.

un zéro dans toutes les dépenses reliées aux enfants, mais c'est directement dû à leur choix, et non pas à une incapacité financière. (Phipps et. al., 1998).

Nous poserons pour l'ensemble des dépenses onze variables démographiques pour lesquelles nous allons contrôler nos régressions : le nombre d'enfants, la province ou le territoire de résidence, le niveau d'urbanisation de la municipalité de résidence, l'âge de l'homme, de la femme et leurs carrés, le niveau d'éducation de l'homme et de la femme et enfin, la présence d'une allocation gouvernementale versée à l'homme ou à la femme (Phipps et. al., 1998). Cependant, la méthode d'estimation utilisée va différer selon le type de dépense étudié. En effet, dans le cadre des dépenses ayant une trop forte proportion de zéros enregistrée, la méthode des moindres carrés ordinaires risque d'engendrer des estimateurs biaisés.<sup>6</sup>

## 1 L'échantillon

Mise sur pied en 1997, l'Enquête sur les Dépenses des Ménages (EDM par la suite) est une enquête transversale par échantillon de la population canadienne menée par Statistique Canada. Elle reprend en grande partie les contenus de l'Enquête sur l'Équipement Ménager et de l'Enquête sur les Dépenses des Familles. La version 1992 de cette dernière est l'enquête utilisée par les auteurs Phipps et Burton (1998) pour conduire leur recherche.

En 2009, elle regroupe un échantillon de 16 758 ménages pour lesquels il est attribuée une pondération valorisant leur représentation à l'échelle canadienne. L'EDM représente environ 98% de la population vivant dans les dix provinces canadiennes, et 92% de la population des trois territoires (Statistique Canada, Guide de l'utilisateur, 2010). En 2010, par souci de gain de temps lors des entrevues, l'Enquête sur les Dépenses des Ménages a été considérablement révisée. À la suite de ces changements, seul le revenu total du ménage est disponible et non pas

---

6. Voir appendice B.1. sur la méthodologie du modèle de Heckman, qui permet de corriger le biais engendré par la trop grande proportion de dépenses nulles.

les revenus par individu. Une analyse des modèles de dépenses des ménages n'est donc envisageable que sur des données antérieures à 2010 (Statistiques Canada, Résumé des changements sur l'Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2014).

À partir de cette base de données, nous avons extrait un échantillon de 1 056 ménages respectant les conditions suivantes :

1. Les ménages comportant uniquement un couple hétérosexuel (marié ou en union libre) avec ou sans enfants.<sup>7</sup>
2. Les ménages où l'homme et la femme ont entre 24 et 65 ans<sup>8</sup> et sont considérés comme employés à plein temps.
3. Les ménages où les enfants n'ont aucun revenu.<sup>9</sup>
4. Les ménages où aucun des membres n'a un revenu avant impôts négatif.<sup>10</sup>

Pour la suite, nous n'utiliserons que les données pondérées. Dans ces circonstances, notre échantillon représente 1 228 840 ménages à l'échelle canadienne. Nous pouvons alors le décrire selon plusieurs variables démographiques telles que les revenus avant impôts (tableau 1 ci-dessous), la présence d'une allocation gouvernementale, l'âge, le niveau d'éducation, le nombre d'enfants, la province de résidence ou encore le niveau d'urbanisation de la commune dans laquelle vit le ménage (voir

---

7. Depuis 1992, le mariage homosexuel a été autorisé au Canada, mais nous ne prendrons pas en compte ces ménages dans notre échantillon. En effet, ce sont surtout les différences de genre et la dynamique homme/femme au sein du ménage qui, selon nous, vont influencer sur les résultats du modèle unitaire. Nous tentons dans cette recherche d'expliquer en quoi les changements des mentalités et l'évolution de la place de la femme dans la société canadienne ont influé sur les préférences de consommation des ménages. La dynamique au sein des couples homosexuels ne tient pas compte de ces facteurs, que nous souhaitons étudier.

8. Dans leur article, Phipps et Burton utilisent un échantillon dans lequel les hommes et les femmes ont entre 25 et 54 ans. Nous avons élargi l'échantillon volontairement, en considérant l'augmentation de l'espérance de vie ainsi que l'âge de départ en retraite.

9. Nous avons supprimé ces familles de notre échantillon puisqu'on ne peut étudier le comportement des parents vis-à-vis de la dépense en vêtements pour les enfants si ceux-ci ont de l'argent pour s'en acheter eux-mêmes. Un adolescent qui gagne de l'argent aura un pouvoir de décision au sein du ménage et dépensera en fonction de ses préférences personnelles, souvent très éloignées de celles de ses parents. En effet, l'adolescent n'a généralement pas la responsabilité du logement, de la nourriture, etc...

10. Il s'agit seulement de quelques ménages et nous pouvons expliquer le revenu négatif, par exemple, comme une conséquence pour les nouveaux entrepreneurs qui ont largement investi dans leur entreprise. Afin de ne pas biaiser nos résultats, nous les avons enlevés.

les différents tableaux descriptifs dans l'annexe A) . Ces caractéristiques serviront également de variables de contrôle lors de nos modélisations.

Tableau 1 – Revenus annuels totaux avant impôts

	Revenus de l'homme	Revenus de la femme
<b>Moyenne (en \$CA)</b>	71 656,48	53 235,11
<b>Variance</b>	$6\,286 \times 10^6$	$2\,674 \times 10^6$

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

Au-delà du revenu du ménage, nous savons que la présence d'une allocation exogène (allocation familiale gouvernementale, par exemple) peut influencer sur le modèle de dépense du ménage selon qu'elle est accordée à l'homme ou à la femme (Attanasio et. al, 2002 ; Thomas, 1990). Ici, nous observons qu'une aide est versée à l'homme dans 11,44% des cas et dans 35,51% des cas à la femme. On peut également observer que dans notre échantillon, seulement 44,9 % des familles ont des enfants.<sup>11</sup>

## 2 Le modèle unitaire

Afin d'évaluer dans quelle mesure une variation du salaire de l'homme ou du salaire de la femme influe sur les dépenses des ménages, nous utiliserons le même modèle de fonction de dépenses que celui employé par Phipps et Burton (1998) dans leur analyse. En premier lieu, posons  $y_f$  et  $y_h$  les salaires respectifs de la femme et de l'homme. Supposons que la somme accordée à une catégorie de dépenses  $E$  soit fonction de  $y_f$ ,  $y_h$  et des variables de contrôle  $A$  :

$$E = f(y_f ; y_h ; A) \tag{1}$$

11. La répartition de l'échantillon selon les différentes variables démographiques utilisées dans notre analyse est plus amplement détaillée dans l'appendice A.

Si on reprend (1) en supposant, comme Phipps et Burton (1998) que  $f$  est une fonction quadratique standard, alors on a le modèle suivant :<sup>12</sup>

$$E = \beta_0 + \beta_f y_f + \beta_{ff} y_f^2 + \beta_h y_h + \beta_{hh} y_h^2 + \beta_{fh} y_f y_h + \sum_k \beta_k A_k + \epsilon \quad (2)$$

Dans le cas de figure où  $E$  est une catégorie de dépense standard, on estime les paramètres  $\beta$  par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, dans le cas où plus de 5% des ménages ont enregistré une dépense nulle, nous utilisons le modèle de Heckman à deux étapes afin d’obtenir des estimés de  $\beta$  qui ne sont pas biaisés (Heckman, 1979).

## 2.1 Le modèle de Heckman à deux étapes

Reprenons la fonction de dépense exprimée plus haut (équation 2) :

$$E = \beta_0 + \beta_f y_f + \beta_{ff} y_f^2 + \beta_h y_h + \beta_{hh} y_h^2 + \beta_{fh} y_f y_h + \sum_k \beta_k A_k + \epsilon \quad (3)$$

Afin de simplifier les calculs, réécrivons la comme  $E_i = Y_i \beta + u_i$ , pour chaque ménage  $i$ .

Pour l’ensemble des catégories de dépenses où plus de 5% des ménages ont enregistré un zéro, on suppose que cette dépense est associée à un choix. En effet, les ménages ont ”le choix” de ne pas avoir d’enfants (par exemple), et donc d’avoir une dépense de 0 pour les catégories qui leur sont reliées. Ainsi, les estimés des paramètres de la fonction par les moindres carrés ordinaires seront biaisés car ils

---

12. Le modèle de demande quadratique est en général une représentation plausible des choix des consommateurs. De plus, bien que les modèles de dépense de type trans-log soient tout aussi pertinents, nous avons opté pour le modèle quadratique par souci de simplification et de correspondance avec les tests conduits par Phipps et Burton en 1998.

ne prennent pas en compte ce choix. Ce biais est défini dans le terme d'erreur :

$$u_i = \rho\sigma v_i + \epsilon_i, \text{ avec } \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} \sim iid \left( 0; \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & 1 \end{pmatrix} \right) \quad (4)$$

On voit à partir de (4) que le terme d'erreur  $u_i$  comprend une variable  $v_i$  qui n'est pas contrôlée dans le modèle des moindres carrés ordinaires. Ainsi, en utilisant l'estimé  $\hat{\beta}$  des moindres carrés ordinaires, on a un estimateur biaisé :

$$\hat{\beta} = (Y'Y)^{-1}Y'E = (Y'Y)^{-1}Y'(Y\beta + \rho\sigma v + \epsilon)$$

D'où :

$$\mathbb{E}[\hat{\beta}|Y] = \beta + \underbrace{(Y'Y)^{-1}Y'\mathbb{E}[\rho\sigma v|Y]}_{\neq 0} + \underbrace{(Y'Y)^{-1}Y'\mathbb{E}[\epsilon|Y]}_{=0} \neq \beta$$

On pose alors une variable binaire  $Z_i$  déterminant si le ménage  $i$  enregistre une dépense positive dans la catégorie donnée. On la définit comme suit :

$$Z_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Z_i^* \leq 0 \\ 1 & \text{si } Z_i^* > 0 \end{cases}, \text{ avec } Z_i^* = \gamma_0 + \gamma_Y Y_i + \sum_k \gamma_k A'_{ik} + v_i \quad (5)$$

Où  $Y_i$  représente le revenu total du ménage  $i$  ( $Y = y_f + y_h$ ) et  $\{A'\}$  regroupe les variables suivantes : province ou territoire de résidence, niveau d'urbanisation de la municipalité de résidence, l'âge de l'homme et de la femme et le niveau d'éducation de l'homme et de la femme. De plus, pour les dépenses concernant les enfants,  $\{A'\}$  comprend aussi une variable discrète exprimant l'âge du plus jeune membre de la famille. En effet, les dépenses en garde d'enfants et habillement coûtent d'autant plus cher que l'enfant est jeune (la garderie représente une plus grande dépense que l'école). Pour l'achat de matériel de transport, nous rajoutons une variable exprimant le nombre de véhicules que la famille possède. En effet, si une famille a fait le choix d'avoir quatre véhicules, la probabilité qu'elle doive en



changer un en 2009 est plus grande que si la famille n'a qu'une seule voiture.

Donc on a, à partir de (5) :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(v_i|Z_i = 1; Y_i; \{A'_i\}) &= \mathbb{E}(v_i \mid \gamma_0 + \gamma_Y Y_i + \sum_k \gamma_k A'_{ik} + v_i > 0 ; Y_i ; \{A'_i\}) \\ \Rightarrow \mathbb{E}(v_i|Z_i = 1; Y_i; \{A'_i\}) &= \mathbb{E}(v_i \mid v_i > -\gamma_0 - \gamma_Y Y_i - \sum_k \gamma_k A'_{ik} ; Y_i ; \{A'_i\}) \\ \Rightarrow \mathbb{E}(v_i|Z_i = 1; Y_i; \{A'_i\}) &= \frac{f(\gamma_0 + \gamma_Y Y_i + \sum_k \gamma_k A'_{ik})}{F(\gamma_0 + \gamma_Y Y_i + \sum_k \gamma_k A'_{ik})} \end{aligned} \quad (6)$$

Où  $f$  est la fonction de densité et  $F$  la fonction de distribution de  $\gamma_0 + \gamma_Y Y_i + \sum_k \gamma_k A'_{ik}$ .

Si on revient à notre équation (3). Afin de ne pas biaiser l'estimateur, il suffit de n'estimer la fonction de dépense que sur l'ensemble des ménages  $i$  ayant une dépense positive ( $Z_i^* > 0$ ). On a alors, à partir des équations (3) à (6) :

$$E_i = Y_i \beta + \rho \sigma \frac{f(\gamma W_i)}{F(\gamma W_i)} + \epsilon_i, \text{ avec } \epsilon_i \sim iid(0; \sigma^2)$$

Simplement, on estime notre modèle décrit par (5) à l'aide d'une régression probit standard.<sup>13</sup> Enfin, on extrait de cette régression l'inverse du ratio de Mills  $m$ .<sup>14</sup> La deuxième étape du modèle de Heckman est une simple régression par les moindres carrés ordinaires. Nous estimons nos paramètres simplement sur la partie de l'échantillon qui a enregistré une dépense positive dans cette catégorie  $E$  et nous rajoutons le ratio de Mills inversé pour ne pas, cette fois, sous-estimer le nombre de zéros. On a le modèle de régression :

$$E = \beta_0 + \beta_f y_f + \beta_{ff} y_f^2 + \beta_h y_h + \beta_{hh} y_h^2 + \beta_{fh} y_f y_h + \sum_k \beta_k A_k + \beta_m m + \epsilon \quad (7)$$

13. Les résultats de cette estimation sont présentés dans l'appendice B.

14. Il est défini comme  $m(z) = f(z)/F(z)$ , où  $F(z)$  est la fonction de répartition de  $Z^*$  et  $f(z)$  sa fonction de densité de probabilité, comme on le voit dans l'équation (6).

## 2.2 Le test du modèle unitaire

Si le modèle unitaire prévaut pour une catégorie de dépenses, alors une variation marginale du revenu a le même impact qu'elle soit chez l'homme ou chez la femme. L'équation (1) peut se réécrire comme

$$E = f(y_f + y_h ; A) = f(Y ; A) \quad (8)$$

$$\Rightarrow E = \delta_0 + \delta_Y(y_f + y_h) + \delta_{YY}(y_f + y_h)^2 + \sum_k \delta_k A_k + \epsilon \quad (9)$$

À partir de (2) et (9), on peut écrire l'hypothèse  $H_0$  du modèle unitaire :

$$H_0 : \begin{cases} \beta_f = \beta_h \\ \beta_{ff} = \beta_{hh} = \frac{1}{2}\beta_{fh} \end{cases} \quad (10)$$

Nous testerons ces hypothèses grâce au test  $F$  (à trois degrés de liberté).<sup>15</sup>

Enfin, nous estimerons également les paramètres des différentes fonctions de demande grâce à la méthode du maximum de vraisemblance. Dans le cas des cinq catégories où plus de 5% des ménages ont enregistré un zéro, nous utiliserons toujours un premier modèle probit comme celui présenté ci-dessus. Seule la deuxième étape sera évaluée grâce au maximum de vraisemblance.<sup>16</sup>

Dans leur article, Phipps et Burton proposent également une évaluation visuelle de cette différence de comportement entre l'homme et la femme. De la même manière qu'eux, à partir de l'analyse conduite sur les données de 2009 et des résultats de 1992, nous proposerons, pour certaines catégories de dépenses, des graphiques représentant les courbes d'iso-dépenses. Il s'agit de représenter, pour plusieurs niveaux de dépenses, les combinaisons possibles de revenus de l'homme

15. Les détails du test  $F$  de l'hypothèse de mise en commun des revenus et du modèle unitaire sont développés dans l'appendice C.

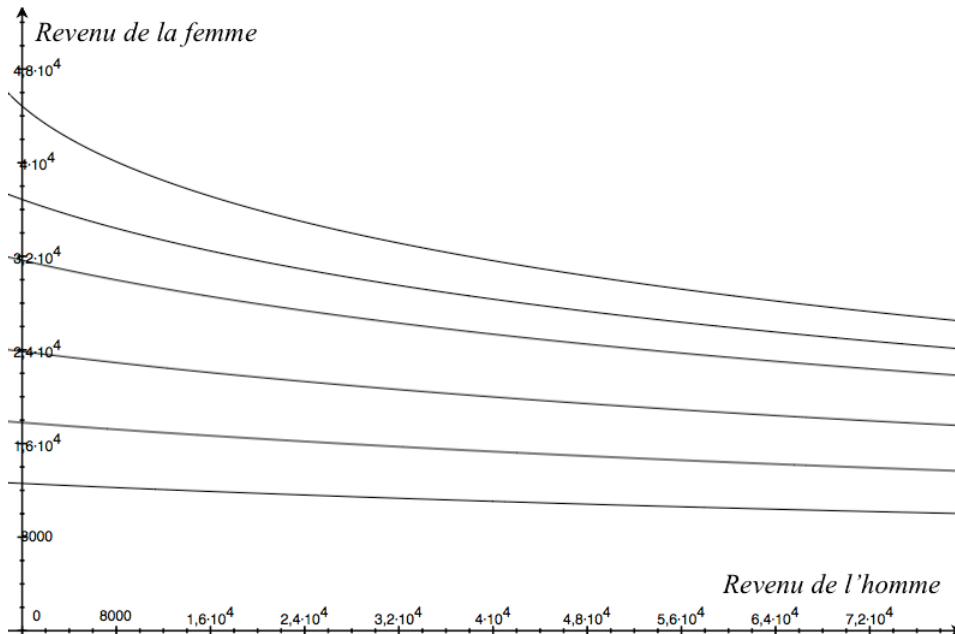
16. Voir l'appendice E pour certains résultats de l'estimation par le maximum de vraisemblance.

et de la femme qui aboutissent à la même somme dépensée dans cette catégorie (Phipps et. al., 1998).

Simplement, sur un graphique représentant les courbes d'iso-dépenses, on peut observer les combinaisons de revenus entre l'homme et la femme permettant d'observer un même niveau de dépense pour une catégorie donnée.

Observons par exemple le graphique de Phipps et Burton concernant la garde des enfants (figure 1). On observe que chacune des courbes représente une somme dépensée en garde d'enfants. On voit qu'elles sont relativement parallèles à l'axe représentant le revenu de l'homme (en abscisses), donc que ce dernier n'a que très peu d'influence sur la dépense totale. En revanche, si l'on part d'un niveau de dépense donné, un accroissement du revenu de la femme (en ordonnées) va nous faire passer d'une courbe de niveau à une autre, supérieure. Les auteurs rejettent ici l'hypothèse de préférences communes (Phipps et. al., 1988) :

FIGURE 1 – Courbes d'iso-dépenses pour la garde d'enfants en 1992



Source : Phipps et Burton (1998)

### 3 Le modèle coopératif

Le modèle coopératif suppose deux types de biens : les biens publics (consommés par l'ensemble des membres de la famille) et les biens exclusifs (pour un seul individu). Le ménage accorde une quantité de son revenu total aux biens publics. Ensuite, chaque membre se voit attribuer une somme à dépenser en biens exclusifs. Cette somme dépend du revenu total et de la distribution du pouvoir au sein du ménage. Dans le cadre de notre recherche, nous nous concentrerons sur les couples sans enfants. En effet, nous souhaitons regarder les dépenses en habillement pour l'homme et la femme et il nous apparaît pertinent de considérer que les préférences des couples en terme de vêtements changent lorsqu'ils ont des enfants.

En se basant sur le modèle développé par Browning et. al. (1994), nous développons et estimons les fonctions de dépense en habillement pour l'homme et la femme. Dans ce modèle, la part du revenu qui va être attribuée à l'homme ou à la femme pour leurs dépenses privées dépend, entre autres, de la répartition du pouvoir au sein du ménage. Tout d'abord, on pose  $x$  la dépense totale du couple en biens privés,  $x_f$  et  $x_h$  celles de l'homme et de la femme, respectivement ( $x = x_f + x_h$ ), telles que :

$$\begin{cases} x_f = \rho(a, x).x \\ x_h = [1 - \rho(a, x)].x \end{cases}, \quad \rho \in [0; 1] \quad (11)$$

$\rho(a, x)$  est la fonction de répartition, définie par certaines variables démographiques  $\{a_k\}$  représentatives des différences entre les membres du ménage : la différence d'âge, d'éducation et la différence entre les log des revenus de chacun, mais aussi une variable binaire indiquant si le couple est marié ou en union libre.<sup>17</sup>

$$\rho(a, x) = \frac{e^{\Psi(a, x)}}{1 + e^{\Psi(a, x)}} \quad \text{et} \quad \Psi(a, x) = 2(\theta_0 + \theta_x \ln x + \sum_k \theta_k . a_k) + \nu \quad (12)$$

À partir de (11) et (12), on développe la fonction de dépenses de la femme

---

17. Le "2" dans l'expression de  $\Psi$  de l'équation (12) sert à simplifier les estimations par la suite. Voir l'annexe D pour le détail des estimations.

(celle de l'homme s'obtient de la même manière) :

$$\ln E_F = \phi_0 + \phi_x \cdot \ln x_f + \phi_q \cdot (\ln x_f)^2 + \sum_k \phi_k A_{fk} + \epsilon \quad (13)$$

Où  $\{A_f\}$  représente un ensemble de variables démographiques du ménage, et en particulier de la femme, c'est-à-dire le log du revenu total du ménage, la province et la taille de l'agglomération de résidence, le niveau d'éducation de la femme, son âge ainsi qu'une binaire indiquant si elle reçoit une allocation gouvernementale (ces variables pour l'homme n'ont pas besoin d'être contrôlées ici puisqu'elles sont indirectement représentées dans l'ensemble  $\{a_k\}$ ). On cherche maintenant à expliciter  $x_f$  et  $x_h$ . Et en intégrant (12) dans (13), on obtient :

$$\ln E_F = \phi_{f0} + \phi_{fx} \cdot \left( \ln \frac{x e^\Psi}{1 + e^\psi} \right) + \phi_{fq} \cdot \left( \ln \frac{x e^\Psi}{1 + e^\psi} \right)^2 + \sum_k \phi_{fk} A_{fk} + \epsilon$$

Il s'agit là de la fonction de dépenses pour les biens exclusifs de la femme. La fonction de dépenses pour l'homme se développe de la même façon. Les différents paramètres peuvent être estimés par les moindres carrés non linéaires.<sup>18</sup>

Enfin, reprenons la fonction de répartition  $\rho(a, x)$ . Plus la femme a de pouvoir vis-à-vis des dépenses du ménage, plus  $\rho$  va se rapprocher de 1, et inversement, plus l'homme a de pouvoir, plus  $\rho$  est proche de 0. Notons que dans le cas où l'un des membres du ménage a tout le pouvoir ( $\rho = 0$  ou 1), alors le modèle ressemble fortement au modèle unitaire. En effet, dans ce cas, la dépense en biens exclusifs du membre sans pouvoir ne dépendra que du revenu total avant impôts du ménage (compris dans  $\{A_{fk}\}$  et  $\{A_{hk}\}$ ).

Dans la prochaine section, nous nous intéressons particulièrement aux estimations de cette fonction de répartition du pouvoir. En effet, si l'estimation des dépenses en habillement n'est pas forcément pertinente, elle nous permet toutefois d'observer la distribution des ménages canadiens par rapport à leur estimé de la

---

18. Les détails liés à l'estimation de la fonction de dépense du modèle coopératif sont développés dans l'annexe D.

fonction de répartition du pouvoir  $\rho$ .

## Troisième partie

# Résultats et commentaires

Suite à un premier aperçu de notre échantillon, nous observons que nous avons plus de 5% de « zéros » dans seulement cinq catégories : les vêtements et les services de garde pour les enfants, les dons et cadeaux, l'alcool et le tabac et enfin, le matériel de transport (voir tableau 2 ci-dessous).

Tableau 2 – Les dépenses annuelles des ménages

	Moyenne (\$CA)	Variance	% de “zéros” <sup>19</sup>
Nourriture en magasin	6 761,90	$1,8 \times 10^7$	< 5%
Nourriture en restaurant	2 473,04	$1,1 \times 10^7$	< 5%
Logement	20 218,68	$2,8 \times 10^8$	< 5%
Vêtements pour la femme	1 712,36	$6,6 \times 10^6$	< 5%
Vêtements pour l'homme	1 040,93	$3,8 \times 10^6$	< 5%
Entretien du ménage	9 177,95	$5,7 \times 10^7$	< 5%
Services récréatifs	3 193,08	$2,5 \times 10^7$	< 5%
Services de transport	9 806,89	$4,2 \times 10^7$	< 5%
Vêtements pour les enfants	676,45	$2,6 \times 10^6$	56,03%
Garde d'enfants	1 699,74	$6,4 \times 10^7$	73,31%
Dons	1 522,45	$3,9 \times 10^7$	19,84%
Tabac et alcool	1 632,69	$8,9 \times 10^6$	8,45%
Matériel récréatif	3 326,75	$4,3 \times 10^7$	< 5%
Matériel de transport	6 653,11	$3,2 \times 10^8$	51,94%

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009, d'après notre échantillon décrit dans la partie II.*

Ces résultats sont très semblables à ceux obtenus par Phipps et Burton à partir des données de 1992. À cette époque, les auteurs avaient noté plus de 5% de zéros dans les mêmes catégories, plus celle du matériel récréatif. D'un autre côté, il semble que les seuls biens privés pouvant être étudiés soient les

19. Il s'agit ici du nombre de ménages n'ayant enregistré aucune dépense dans cette catégorie pour l'année 2009.

dépenses en vêtements et les dons ou cadeaux en argent. Cependant, cette dernière catégorie n'apparaît pas nécessairement être un bien exclusif. En effet, les bénéfices économiques personnels tirés des dons de charité (réputation, etc..) sont transférables à toute la famille quelque soit la personne qui fait la dépense. Nous nous sommes donc concentrés sur les demandes en habillement pour la femme et pour l'homme afin de travailler sur le modèle coopératif développé par Browning et. al. (1994).

## 1 Le modèle unitaire

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, la méthode d'estimation utilisée dépend de la catégorie de dépense. Pour les cinq catégories spécifiques précisées ci-dessus, nous avons employé le modèle de Heckman à deux étapes.<sup>20</sup> Les résultats de l'estimation par les moindres carrés ordinaires des modèles exprimés aux équations (2) et (7) sont reportés dans le tableau 3 ci-dessous. À partir de ces résultats et de ceux publiés par Phipps et Burton (1998), nous pouvons aisément observer l'évolution du comportement des ménages canadiens vis-à-vis de chacune des catégories de dépense entre 1992 et 2009.

Toutefois, il est certainement plus pertinent de noter que dans la majorité des cas, les tests d'hypothèses du modèle unitaire ne renvoient pas le même résultat. Le tableau 4 reporte les résultats de nos tests  $F$  concernant l'hypothèse de mise en commun des revenus, obtenus à partir des données de 2009. En utilisant l'approche du ratio de vraisemblance, Phipps et Burton, sur les données de 1992, avaient menés les mêmes tests (tableau 5).

---

20. Les résultats de la première étape du modèle de Heckman sont reportés à l'appendice B.



Tableau 3 – Estimation des paramètres des modèles (2) et (7) par les moindres carrés ordinaires

<b>Estimé (<i>valeur t</i>)</b>	$\hat{\beta}_h$	$\hat{\beta}_f$	$\hat{\beta}_{hh}$	$\hat{\beta}_{ff}$	$\hat{\beta}_{fh}$	$\hat{\beta}_m$	$\hat{\beta}_0$
Nourriture achetée en magasin	1,10E-2 (3,36)	8,35E-3 (1,56)	-9,60E-9 (-1,30)	5,92E-9 (0,49)	-2,16E-8 (-1,38)	-	9647,33 (2,18)
Nourriture consommée en restaurant	1,57E-2 (6,29)	1,98E-2 (4,85)	-1,23E-8 (-2,18)	-1,25E-8 (-1,35)	-3,43E-8 (-2,87)	-	-3051,46 (-0,90)
Logement	4,74E-2 (3,57)	0,17 (7,62)	2,14E-7 (7,16)	-9,12E-8 (-1,85)	-5,39E-7 (-8,49)	-	14387,13 (0,80)
Vêtements pour la femme	1,06E-2 (5,15)	1,84E-2 (5,48)	-8,97E-9 (-1,94)	-3,27E-8 (-4,28)	2,78E-9 (0,28)	-	909,89 (0,33)
Vêtements pour le mari	6,95E-3 (5,42)	4,64E-3 (2,21)	2,03E-10 (7,03E-2)	-1,19E-8 (-2,49)	2,09E-9 (0,34)	-	-110,77 (-6,38E-2)
Entretien	5,41E-2 (7,92)	6,91E-2 (6,17)	-2,97E-9 (-0,19)	-5,47E-8 (-2,15)	-1,47E-7 (-4,48)	-	-4013,57 (-0,43)
Services récréatifs	2,07E-2 (6,25)	2,72E-2 (4,79)	5,85E-10 (7,86E-3)	-1,86E-8 (-1,37)	7,37E-9 (0,55)	-	2181,85 (0,43)
Services de transport	2,82E-2 (5,52)	3,07E-2 (3,67)	-2,73E-9 (-0,24)	-1,28E-8 (-0,67)	-7,03E-8 (-2,87)	-	22763,29 (3,29)
Vêtements pour les enfants	8,38E-03 (-3,55)	1,06E-03 (-0,3)	-5,81E-09 (-1,06)	-2,46E-09 (-0,19)	-4,01E-09 (-0,24)	-1,20E+01 (-0,09)	-1,86E+03 (-0,59)
Garde d'enfants	5,74E-02 (-2,01)	9,77E-02 (-3,53)	-3,15E-08 (-0,65)	-1,00E-07 (-0,67)	-3,13E-07 (-1,12)	-1,25E+03 (-0,95)	-5,54E+02 (-0,01)
Dons	1,47E-02 (-2,5)	1,64E-02 (-1,92)	7,40E-09 (-0,73)	-5,80E-08 (-3,36)	1,40E-07 (-7,07)	5,28E+03 (-3,01)	1,37E+02 (-0,02)
Tabac et alcool	-8,64E-04 (-0,30)	5,07E-03 (-1,19)	1,17E-08 (-2,19)	5,58E-09 (-0,63)	-2,91E-08 (-2,66)	-3,41E+03 (-4,46)	8,64E+03 (-2,62)
Matériel récréatif	2,81E-2 (3,04)	3,23E-2 (2,30)	2,65E-7 (8,59)	1,70E-7 (2,98)	-6,86E-7 (-9,95)	-	-4993,96 (-0,25)
Matériel de transport	-2,03E-02 (-0,54)	1,23E-01 (-2,56)	2,85E-08 (-0,57)	-1,53E-07 (-0,50)	-1,35E-07 (-0,23)	1,99E+03 (-0,49)	2,45E+03 (-0,08)

Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2009, d'après notre échantillon décrit dans la partie II et les modèles de régression (2) et (7) décrits aux pages 23 et 26.

Au final, même si nous avons analysé nos données à partir d'un échantillon très semblable,<sup>21</sup> il semble que les dix-sept années qui séparent les deux recherches ont vu une grande évolution quant au comportement des familles. En effet, les tableaux 4 et 5 nous montrent clairement que le modèle unitaire est régulièrement rejeté en 1992 comme en 2009, mais pas du tout pour les mêmes catégories. Les résultats ont foncièrement changé en dix-sept ans pour dix de nos catégories. Nous nous efforcerons donc de déterminer, pour chacune d'entre elles, les mécanismes économiques ou sociologiques qui ont pu conduire à de tels changements chez les Canadiens.

Tableau 4 – Test  $F$  pour l'hypothèse  $H_0$  de mise en commun des revenus

Catégorie de dépense	Valeur $F$	Valeur $p$
Nourriture achetée en magasin	0,75	0,520
Nourriture consommée en restaurant	0,52	0,669
Logement	31,12	< 0,001*
Vêtements pour la femme	3,94	0,008‡
Vêtements pour l'homme	8,84	< 0,001*
Entretien	3,18	0,023‡
Services récréatifs	0,78	0,508
Services de transport	0,89	0,445
Vêtements pour les enfants	2,15	0,093
Garde d'enfants	0,89	0,445
Dons	15,57	< 0,001*
Tabac et alcool	2,41	0,066
Matériel récréatif	50,84	< 0,001*
Matériel de transport	1,6	0,188

\* Indique la significativité à 1% ; ‡ indique la significativité à 5%

Source : *Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2009, d'après nos estimations.*<sup>22</sup>

21. L'ensemble des estimations et tests concernant le modèle unitaire ont été également menés avec un échantillon tronqué dans lequel les couples ne peuvent avoir qu'entre 25 et 54 ans (au lieu de 64 ans). Nous avons essayé ce découpage afin de nous rapprocher de l'échantillon original de Phipps et Burton (1998), mais les résultats ne sont pas concluants (très peu significatifs) et sont foncièrement différents de ceux présentés ici. Nous ne les présenterons pas. Nous en concluons également que les résultats présentés ici sont très volatiles et dépendent de l'échantillon utilisé pour mener les estimations.

22. Ce test est basé sur notre échantillon décrit dans la partie II et les modèles de régression

Tableau 5 – Test du ratio de vraisemblance pour l’hypothèse  $H_0$  en 1992

Catégorie de dépense	Ratio de vraisemblance
Nourriture achetée en magasin	10,68*
Nourriture consommée en restaurant	6,4*
Logement	6,18
Vêtements pour la femme	9,42*
Vêtements pour l’homme	46,22*
Entretien	0,86
Services récréatifs	1,84
Services de transport	9,84*
Vêtements pour les enfants	28,2*
Garde d’enfants	15,96*
Dons	1,9
Tabac et alcool	3,1
Matériel récréatif	3,2
Matériel de transport	22,7*

\* Indique la significativité à 10%

Source : Phipps et Burton, 1998.

Les tableaux 4 et 5 ci-dessus nous montrent les résultats des tests associés au modèle unitaire dans chacune des catégories. Notons toutefois que la méthode que nous avons employée pour ces tests diffère de celle utilisée par Phipps et Burton (1998). Nous avons estimé qu’à la suite d’estimations par les moindres carrés ordinaires, un test  $F$  semblait plus approprié que le test du ratio de vraisemblance. De plus, nous avons observé la significativité de nos résultats sur les bases de 1% et 5%, alors que Phipps et Burton (1998) l’avaient fait seulement sur 10%. Nous pensons que notre approche permet une plus grande précision. Ces différences nous indiquent qu’il est nécessaire de prendre du recul vis-à-vis de l’évolution observée entre 1992 et 2009.

Un résultat statistiquement significatif est représentatif d’une différence significative entre le comportement de l’homme et le comportement de la femme vis-à-vis de cette dépense. Nous détaillerons par la suite l’évolution de ces résultats

---

(2) et (7) décrits aux pages 23 et 26 ainsi qu’au test (10) décrit en page 27.

entre 1992 et 2009. Cependant, on constate que certains d'entre eux n'ont pas changé. Par exemple, au cours des deux périodes, les vêtements pour homme et pour femme font l'objet de rejets significatifs du modèle unitaire. Ces résultats ont beaucoup de sens puisqu'ils indiquent qu'une augmentation marginale du revenu de la femme va avoir un plus grand impact sur ses achats vestimentaires qu'une même augmentation du revenu de son conjoint (et vice versa pour les vêtements de l'homme).

De la même manière, on observe que les dépenses en tabac et alcool ne font pas l'objet d'un rejet du modèle unitaire et encore une fois, la raison est relativement évidente. Plusieurs recherches, notamment en économie de la santé, observent une similarité entre les conjoints quant à la consommation de certaines substances, notamment l'alcool, le tabac, mais également différentes drogues (Homish et Leonard, 2005). Cela serait expliqué par l'homogamie sociale, c'est-à-dire le fait que les couples se forment principalement au sein d'un même groupe social, d'un même clan. Nous pouvons également utiliser cette approche pour justifier le non-rejet du modèle unitaire en 1992 et 2009 pour les dépenses en services récréatifs.<sup>23</sup> En revanche, il ne paraît pas possible d'associer ce concept sociologique aux autres catégories de dépenses, qui, pour la plupart, ne sont pas représentatives de la personnalité ou de l'appartenance communautaire des consommateurs.

## 1.1 Le logement et l'entretien du ménage

Comme nous pouvons l'observer dans les tableaux 4 et 5 ci-dessus, les dépenses concernant le logement et l'entretien du ménage (achat d'articles ménagers, meubles et autres fournitures...) ne faisaient pas, en 1992, l'objet d'un rejet du modèle unitaire. En revanche, en 2009, le rejet est très significatif. En effet, on voit que les résultats du test  $F$  que nous avons mené pour vérifier la validité de l'hypothèse de mise en commun des revenus sont significatifs à 1% dans le cas des dépenses

---

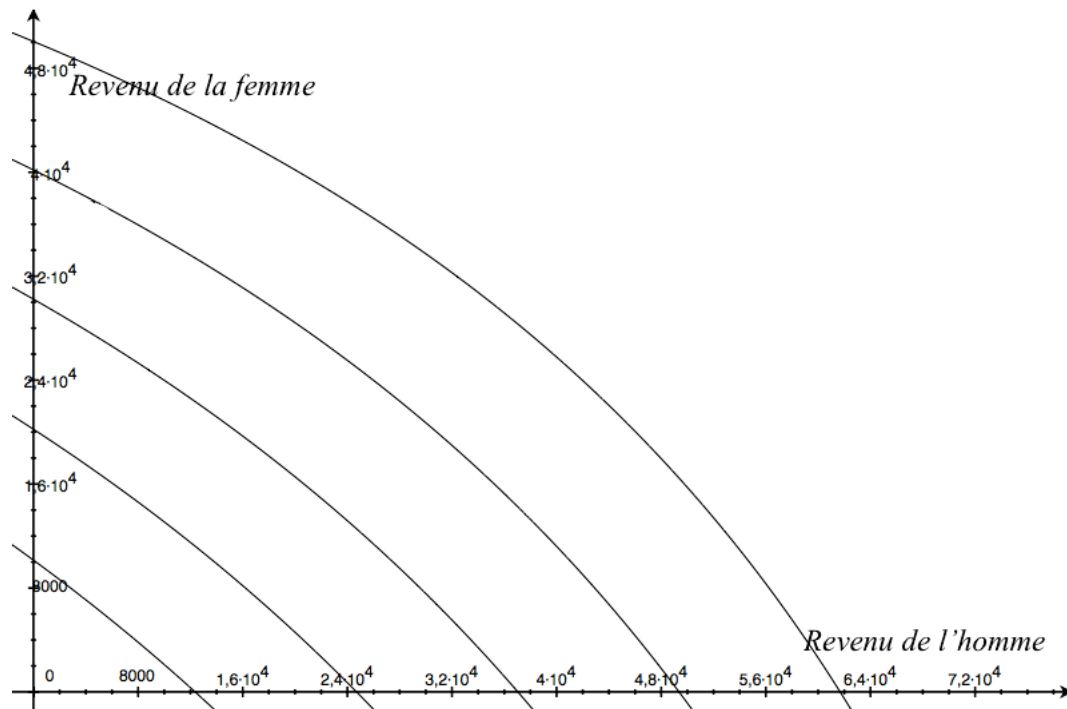
23. Nous ne développerons cependant pas les dépenses en matériel récréatif. Notre fort rejet du modèle unitaire en 2009 ne nous paraît ni pertinent ni justifiable.

en logement et à 5% pour les dépenses d'entretien.

En d'autres termes, cela implique qu'en 1992, les salaires de l'homme et de la femme n'avaient pas des impacts statistiquement différents sur ces catégories de dépenses (Phipps et. al., 1998) alors qu'aujourd'hui, c'est le cas.

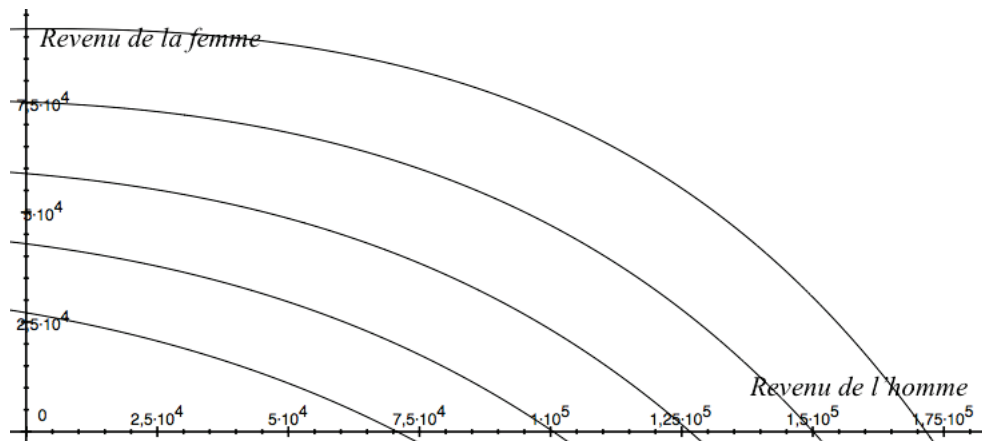
En fait, cette évolution est visuellement très remarquable. Les figures 2 et 3 montrent certaines courbes d'iso-dépenses pour le logement, respectivement à partir des données de 1992 et 2009. Rappelons qu'une courbe d'iso-dépense représente l'ensemble des combinaisons (revenu de l'homme ; revenu de la femme) qui, d'après notre estimation de la fonction de dépense, engendrent le même niveau de consommation pour une catégorie donnée (ici, le logement). Chaque courbe peut alors être interprétée comme une courbe de niveau.

FIGURE 2 – Courbes d'iso-dépenses pour le logement en 1992



Source : Graphique fait à partir des résultats de Phipps et Burton, 1998

FIGURE 3 – Courbes d’iso-dépenses pour le logement en 2009



Source : Statistique Canada, *Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*, d’après nos estimés du modèle (7) page 26 et les résultats reportés au tableau 3 page 33.

Comme il paraît assez évident que ce n’est pas dû à un changement majeur de mentalités des hommes et des femmes, nous avons exploré les possibles explications sociologiques, notamment du côté des familles recomposées. Il est évident qu’elles sont de plus en plus nombreuses au Canada. Cependant, les premières données les concernant sont celles du recensement 2011, il est donc impossible de quantifier leur évolution (Vézina, 2012).

En revanche, ces données de 2011 décrivent très bien la situation générale des familles recomposées au Canada. Par exemple, la distribution des parents divorcés selon la résidence principale de leurs enfants est très révélatrice : 70% d’entre eux vivent chez la mère et seulement 15% à la résidence du père. (Statistique Canada, *Enquête Sociale Générale*, 2011 ; Sinha, 2014)

On devine alors que les mères divorcées ou séparées, même si elles vivent par la suite avec un autre homme, vont avoir une plus grande tendance à assumer les frais relatifs au logement que les hommes. En fait, la tendance canadienne est très prononcée en faveur de la mère en cas de divorce ou de séparation. Dans 51% des cas, c’est elle seule qui prend toutes les décisions concernant l’éducation et

la santé de ses enfants. Nous pouvons donc tenter, sans risquer la généralisation, d'étendre ce comportement au logement et aux dépenses liées à l'entretien du ménage. (Statistique Canada, Enquête Sociale Générale, 2011)

Il ne faut également pas perdre de vue que dans notre analyse, nous employons le revenu total avant impôts, ce qui inclut, pour les mères divorcées ou séparées, une pension alimentaire. Les mères recevant ce type de revenu auront probablement plus tendance à investir dans le logement que leur conjoint étant donné qu'elles ont des enfants d'une précédente union. Nos résultats sont donc en partie orientés dans ce sens.

Cependant, nous nous devons de relativiser tous ces résultats. En effet, une étude de Statistique Canada montre que même dans les familles recomposées, y compris celles où les enfants sont ceux de la femme mais pas de l'homme, le partage des dépenses n'est pas aussi différent de celui des familles «intactes», malgré ce que l'on pourrait en penser (Vézina, 2012).

Enfin, des études récentes montrent clairement que c'est le revenu de la femme qui est le principal facteur de temps accordé à ces tâches (Marshall, 2006). En fait, il apparaît que les ménages à revenus élevés ont plus tendance à enregistrer une dépense positive en ce qui concerne l'aide ménagère à domicile et, toutes choses étant égales par ailleurs, la part du revenu total détenue par la femme est un facteur décisif pour cette dépense (Palameta, 2003).

Nous pouvons avancer une explication à propos de l'évolution de ces résultats. Si, en 1992, le modèle unitaire n'a pas été rejeté pour les dépenses d'entretien, cela peut très vraisemblablement être attribué au fait que l'aide ménagère à domicile devait être nettement moins utilisée par les foyers, même ceux au sein desquels les femmes travaillaient à plein temps. En fait, le parallèle peut simplement être fait entre cette propension à dépenser en aide ménagère et la proportion de femmes ayant un revenu total avant impôts plus élevé que leur conjoint : seulement 27,6% en 1992 contre au moins 35% en 2009 (Phipps et Burton, 1998 ; Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2009)

Tous ces résultats vont tout à fait dans la direction indiquée par notre analyse. Pour les catégories de dépenses concernant le logement et l'entretien du ménage, on voit donc que le modèle unitaire et ses hypothèses restrictives de mise en commun des revenus et de vecteur unique de préférences sont clairement rejetés, autant par notre analyse que par la littérature récente à ce sujet .

## 1.2 Habillement et gardiennage des enfants

À partir des données de 1992, Phipps et Burton (1998) avaient très fortement rejeté le modèle unitaire en ce qui concernait les dépenses reliées aux enfants, à savoir l'habillement et la garde d'enfants. En 2009, l'hypothèse  $H_0$  n'est plus rejetée, même si la question pourrait se poser pour l'habillement des enfants avec une significativité à 10%.

Une étude publiée récemment aux États-Unis montre une hausse significative de la part du revenu total du ménage associée aux enfants entre 1972 et 2007 (Kornrich et Furstenberg, 2013). Même s'il n'est pas nécessairement pertinent de supposer que les idiosyncrasies américaines peuvent s'appliquer au Canada, les grandes tendances restent notables. Par exemple, il est clair que les parents investissent beaucoup plus de temps et d'argent dans leurs enfants mais cette progression n'est pas homogène selon les déciles de revenu du ménage. Il apparaît que l'écart d'investissement financier entre les déciles supérieurs et inférieurs se creuse, notamment vers la fin des années 2000. Selon nous, ce résultat mérite toutefois d'être replacé dans un contexte américain d'inégalités grandissantes et d'instabilité économique (Kornrich et Furstenberg, 2013).

Au Canada, la question de l'habillement des enfants n'a pas tellement évoluée au sein des mentalités depuis une vingtaine d'années. Même si les hommes se préoccupent beaucoup plus aujourd'hui de leur propre habillement, celui des enfants reste un choix principalement maternel. En effet, le rapport publié en juin 2011 par le Ministère de la Famille et des Aînés du Québec montre clairement



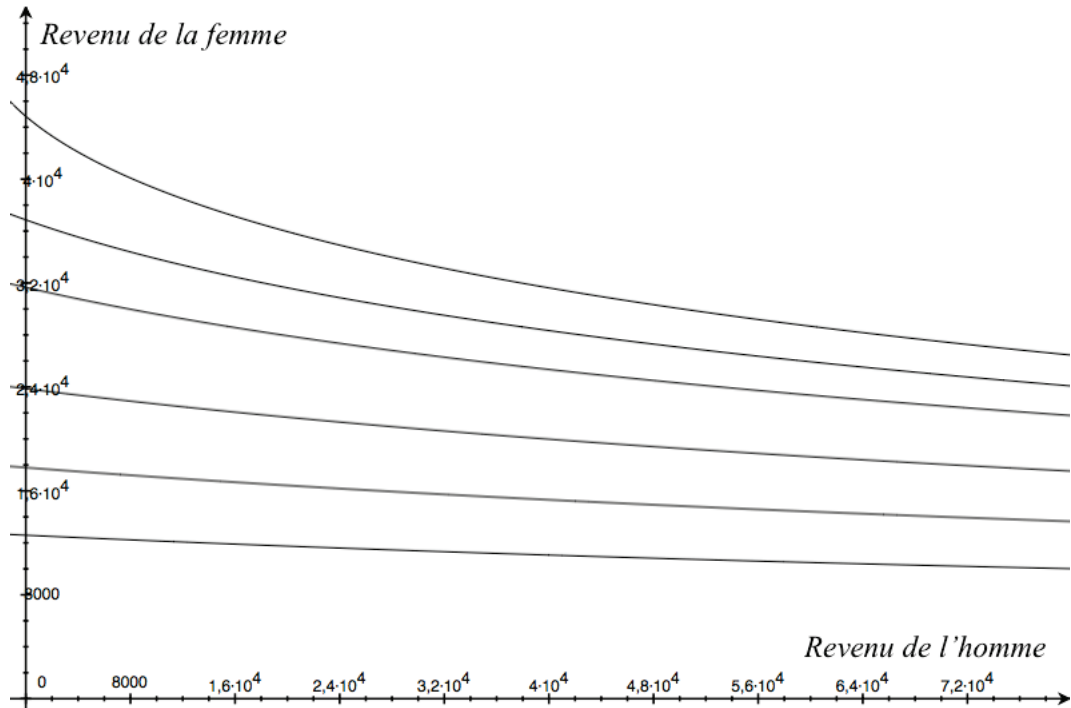
que récemment au Québec, si les hommes et les femmes participent à peu près également aux activités récréatives avec leurs enfants, les mères sont significativement plus impliquées lorsqu'il s'agit « d'habiller les enfants et/ou de vérifier s'ils sont habillés de façon appropriée ». (Pacaut, Gourdes-Vachon et Tremblay, 2011). Il n'est pas déraisonnable, dans une certaine mesure, d'étendre ces résultats au Canada dans son ensemble.

D'un autre côté, de nombreuses études montrent qu'au cours des dernières décennies, les hommes passent de plus en plus de temps à s'investir dans leur rôle de pères (Raley, Bianchi et Wang, 2012). D'un point de vue sociologique, cette évolution s'ancre de plus en plus dans les mentalités. La définition du père « s'est élargi et ne limite plus leurs responsabilités à celles de principal pourvoyeur » (Baillargeon, Dulac et Beaupré, 2008). En effet, on attend aujourd'hui des pères qu'ils passent du temps avec leurs enfants, notamment ceux en bas âge. De ce fait, certains gouvernements proposent un congé de paternité non transférable à la mère. Dans le cas du Canada, les prestations fédérales sont proposées conjointement pour les deux parents (32 semaines à se partager) mais le Québec a mis en place en 2006 un congé paternité de 5 semaines (Findlay et Kohen, 2012; Marshall, 2008). Cette valorisation économique du temps que le père passe avec son nouveau-né va dans le sens de nos résultats. De plus en plus, les responsabilités parentales en terme d'investissement et de temps passé avec les enfants se partagent équitablement entre le père et la mère.

De la même manière que pour la catégorie « logement », l'évolution du comportement de dépense en garde d'enfant entre 1992 et 2009 se manifeste parfaitement visuellement. Encore une fois, nous voyons sur les figures 4 et 5 ci-dessous les courbes d'iso-dépenses à partir de la fonction de dépense que nous avons estimée précédemment. La figure 4 montre clairement qu'en 1992, le revenu total avant impôts de l'homme n'a que très peu d'influence sur le niveau de dépense de la famille (dans cette catégorie). En revanche, en 2009 (figure 5), nous observons une nette amélioration et, même si le revenu masculin a toujours un peu moins d'im-

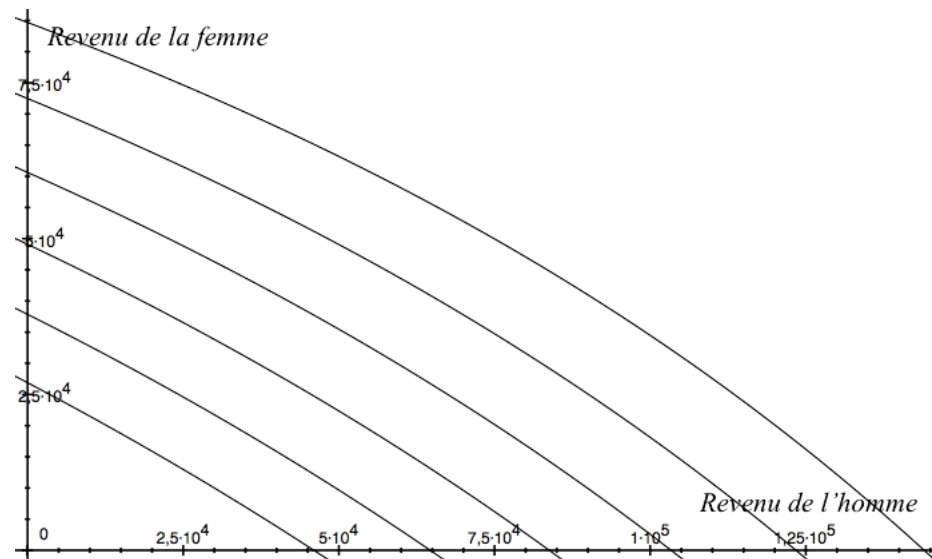
fact sur la garde d'enfants que celui de la femme, cette différence n'est désormais plus statistiquement significative.

FIGURE 4 – Courbes d'iso-dépenses pour la garde d'enfants en 1992



Source : Phipps et Burton, 1998

FIGURE 5 – Courbes d’iso-dépenses pour la garde d’enfants en 2009



Source : Statistique Canada, *Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*, d'après nos estimés du modèle (7) page 26 et les résultats reportés au tableau 3 page 33.

### 1.3 Services et matériel de transport

À partir des tableaux 4 et 5, on peut observer un changement des comportements de consommation en ce qui à trait aux transports (services et matériel). En effet, en 1992, Phipps et Burton (1998) rejetaient l'hypothèse du modèle unitaire pour ces deux catégories de dépenses alors qu'à partir des données de l'EDM 2009, il nous a été impossible d'en faire autant.

Ici, nous ne pouvons pas considérer que les changements de comportement sont dus au fait que les femmes sont de plus en plus présentes sur le marché du travail puisque les deux études se basent sur un échantillon où les femmes sont employées à temps plein (Phipps et Burton, 1998).

En effet, il semble cette fois que la modification du comportement des consommateurs soit liée à un changement des mentalités. Au cours des dernières décennies, on a vu une régression importante de l'idée autrefois répandue que l'achat et la

consommation de matériel de transport incombait traditionnellement à l'homme du foyer.

Durant les dernières décennies, les femmes ont représenté une part de plus en plus grande de la population employée à temps plein. Cette augmentation est nettement plus flagrante pour les postes nécessitant de hauts diplômes, ce qui implique qu'elles ont de plus en plus de responsabilités, donc des horaires probablement plus chargés et imprévisibles. Une voiture personnelle leur est alors de plus en plus nécessaire afin d'assurer leurs déplacements maison-travail (tableau 6).

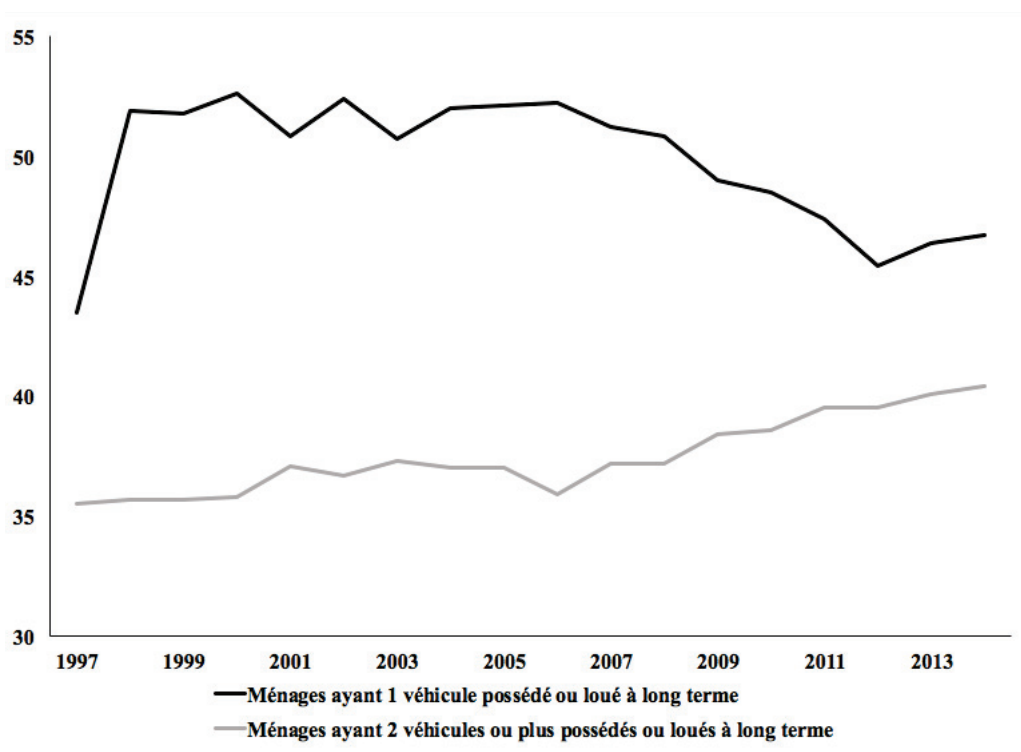
De ce fait, on observe sans surprise que de plus en plus souvent, les ménages de deux personnes employées à temps plein doivent avoir deux véhicules à leur disposition au lieu d'un seul. Cette augmentation du nombre de véhicules dans le ménage a également été reportée par Statistique Canada grâce à l'enquête sur les dépenses des ménages (figure 6).

Tableau 6 – Taux de croissance de la proportion de femmes parmi les employés à plein temps de 25-64 ans, par niveau d'études

Niveau d'étude	1990-2000	2000-2010
0 à 8 années	0,06	-0,04
Études secondaires partielles	-0,02	-0,03
Études secondaires complétées	-0,02	-0,03
Études postsecondaires partielles	0,07	-0,03
Diplôme ou certificat d'études postsecondaires	0,05	0,06
Grade universitaire	0,15	0,11
Baccalauréat	0,12	0,08
Diplôme ou certificat universitaire supérieur au baccalauréat	0,24	0,17

Source : Statistique Canada. Tableau 282-0004 - Enquête sur la population active

FIGURE 6 – Part des ménages canadiens qui possèdent (ou louent à long terme) un ou plusieurs véhicules.



Source : Statistique Canada, *Enquête sur les Dépenses des Ménages*

Cette évolution des mentalités, caractérisée par les catégories de matériel et de services de transport, est assez révélatrice des dernières décennies au Canada. Les femmes ont de plus en plus les mêmes aspirations professionnelles que les hommes. Elles doivent donc, pour ce faire, utiliser les mêmes produits et services (transport, garde d'enfants, etc...).

#### 1.4 Nourriture achetée en restaurant et en magasin d'épicerie

De la même manière que pour les dépenses concernant les enfants, on observe que les catégories reliées à l'alimentation (épicerie et restaurant) font l'objet d'une évolution du comportement des ménages. Simplement, nous voyons à partir du tableau 5 qu'en 1992, une augmentation marginale du revenu de la femme a un

impact sur les dépenses en alimentation significativement différent d'une augmentation marginale du revenu de l'homme. Cependant, en 2009, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse que l'homme et la femme mettent en commun leur revenu et dépensent de la même manière l'un et l'autre (tableau 4).

Bien qu'il n'y ait pas réellement de publications allant spécifiquement dans notre sens, nous pourrions avancer les mêmes arguments que ceux apportés dans le cadre de la garde d'enfants et du transport. Les femmes travaillent de plus en plus et ont ainsi de moins en moins de temps à accorder aux travaux ménagers tels que l'épicerie. Les hommes, en revanche, participent de plus en plus à l'ensemble des tâches ménagères de la maison, y compris celle d'aller faire les courses. L'évolution est donc très logique et peut être documentée (Marshall, 2006) mais spécifiquement, les résultats concernant le temps passé en magasin d'alimentation ne sont pas très concluants.

Concernant les dépenses au restaurant, là encore, la logique va dans le même sens que celle des dépenses en transport. Les dîners à l'extérieur consommés dans le cadre d'une activité professionnelle sont de plus en plus habituels pour les femmes qui ont maintenant plus de professions à responsabilités (cadres, etc.). De plus, comme elles gagnent de plus en plus d'argent (figure 7<sup>24</sup>) et ont de moins en moins de temps à la maison, elles seront de plus en plus disposées à aller manger en famille au restaurant.

Enfin, il est assez remarquable que depuis plusieurs années, les consommateurs penchent de plus en plus vers une alimentation saine, écoresponsable et locale (Bureau de la consommation, 2004). Cette volonté de mieux se nourrir pour être en meilleure santé ou retarder les effets du vieillissement est aujourd'hui un facteur majeur des décisions concernant l'alimentation et n'est pas très genrée. Il est donc tout à fait plausible que cette nouvelle dynamique ait atténué les différences de comportement entre l'homme et la femme vis-à-vis de leur alimentation.

---

24. Bien que sur la figure 7 la différence entre 1992 et 2009 ne soit pas si flagrante, on peut observer que la tendance est globalement à la hausse depuis une vingtaine d'années. C'est cette tendance globale qui permet de changer les mentalités plus que les variations à court terme.

FIGURE 7 – Ratio des gains des femmes sur ceux des hommes, au Canada, pour les travailleurs employés à temps plein toute l’année.



Source : Statistique Canada, Tableau 202-0102

## 1.5 Les dons

Comme on le voit à partir des tableaux 4 et 5, le comportement des consommateurs a également évolué en ce qui concerne les dons en argent et cadeaux. En 1992, Phipps et Burton (1998) n’ont pas enregistré de différence significative entre le comportement des hommes et celui des femmes. Ces résultats sont largement soutenus par les recherches d’Andreoni, Brown et Rischall (2003). En effet, les auteurs, à partir d’une enquête menée aux États-Unis entre 1992 et 1994, étudient les mécanismes internes du ménage conduisant aux différents dons de charité. Ils montrent par exemple qu’il n’y a pas de différence significative entre les couples où la femme décide et ceux où l’homme prend les décisions quant à la somme totale versée aux bonnes oeuvres.<sup>25</sup>

25. Andreoni et. al. (2003) précisent toutefois la complexité de ce type de dépense. Ils divisent les dons en plusieurs sous-catégories et observent que les hommes et les femmes n’ont pas la même propension à donner pour chacune d’entre elles. Ces résultats sont donc à considérer avec

Cependant, nous observons à partir de nos données de 2009 un net changement des comportements. Cette fois, le modèle unitaire est très fortement rejeté. Une variation marginale du salaire de la femme aura un impact sur les dons de charité significativement plus important qu'une même variation chez l'homme (tableau 4). Intuitivement, nous pourrions expliquer cette évolution en faisant le parallèle avec l'augmentation du salaire des femmes durant ces deux décennies (voir figure 7). Une grande partie de la littérature scientifique autour des dons de charité s'entend sur un point : les hommes et les femmes ont des comportements différents, notamment concernant le type d'organisation à laquelle ils vont donner, la répartition des dons entre différentes organisations (Andreoni et. al., 2003 ; Einolf, 2011), etc... En règle générale, les femmes sont considérées comme ayant un comportement plus altruiste et généreux que les hommes (Eagly, 2009 ; Einolf, 2011 ; Paulin, Ferguson, Jost et Fallu, 2014).

Cependant, la plupart de la recherche à ce sujet s'entend pour dire que malgré cela, les différences entre les deux sexes sont très faibles. En effet, les femmes ont une plus grande probabilité de donner, mais leurs dons moyens sont plus faibles (Einolf, 2011 ; Andreoni et. al., 2003 ; Andreoni et Payne, 2013). Au final, nous pouvons supposer assez simplement que dans les années 1990, les dons faits par le ménage étaient autant guidés par le salaire élevé de l'homme que par l'altruisme de la femme. En revanche, au sein de notre échantillon en 2009 où les femmes reçoivent un revenu de plus en plus important, ce dernier aura un plus grand impact, à la fois sur le pouvoir de décision de la femme et sur les dons de charité qu'elle voudra effectuer.

Nous avons donc pu justifier chacun des changement de comportement que nous avons observé entre 1992 et 2009 et on s'aperçoit que dans l'ensemble (exception faite des dépenses liées au logement, aux dons et cadeaux et aux vêtements), les hommes et les femmes ont des préférences de consommation de plus en plus prudence.



semblables. Ainsi, le modèle unitaire va être de moins en moins rejeté, ce qui est le symptôme ici d'une société où les inégalités de genre se font de plus en plus éparses.

## 2 Le modèle coopératif

À partir de l'enquête sur les dépenses des ménages de 2009, il semblerait que les seuls biens privés pouvant être étudiés soient les dépenses en vêtements et les dons ou cadeaux en argent. Cependant, cette dernière catégorie n'apparaît pas nécessairement être un bien exclusif. Nous nous sommes donc concentrés sur les demandes en habillement pour la femme et pour l'homme (dans notre échantillon réduit aux couples sans enfants) afin de travailler sur le modèle coopératif développé par Browning et. al. (1994). De ce fait, nous avons pu estimer les paramètres  $\theta_0$ ,  $\theta_x$  et  $\{\theta_k\}$  de l'équation (12).<sup>26</sup> Notre première régression incluait une variable binaire pour le mariage (par opposition à l'union libre) ainsi que la différence de niveaux d'éducation, mais ce dernier paramètre n'étant aucunement significatif, nous avons décidé de ne pas en tenir compte dans l'estimation finale. Les résultats sont reportés dans le tableau 7 ci-dessous.<sup>27</sup>

Tableau 7 – Estimation des paramètres de l'équation (12)

Variable	Valeur estimée	Intervalle à 95%	
		Borne inf.	Borne sup.
Constante	-0,01	-	-
log(revenu femme) - log(revenu homme)	0,0682	0,00954	0,1268
(âge femme)-(âge homme)	0,00501	-0,00242	0,0124
log(dépenses totales en vêtements)	-0,0655	-0,3032	0,1722
mariage (variable binaire)	0,0505	-0,0347	0,1357

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

26. Les détails des calculs menant à l'estimation par les moindres carrés non linéaires sont reportés à l'annexe D.

27. La non-significativité de ces résultats nous amène à les considérer avec précaution.

La présence de multiples minimums locaux le long de la fonction de somme des carrés des résidus nous a obligé à estimer préalablement la fonction de dépenses à l'aide des moindres carrés ordinaires, puis à fixer les valeurs initiales d'itération des paramètres. Cependant, nous notons que les résultats de nos estimations ne sont, en général, pas significatifs. Il faut donc prendre ces résultats avec toute la prudence et le recul qui en découle.

Toutefois, il est intéressant d'observer la distribution des ménages de notre échantillon vis-à-vis de leur valeur de  $\rho$ , c'est-à-dire la fonction de répartition du pouvoir de dépense. Rappelons que l'image de la fonction  $\rho(a, x)$  est comprise entre 0 et 1, où 0 (respectivement 1) représente un ménage où l'homme (respectivement, la femme) prend toutes les décisions concernant les dépenses du ménage. Nous pouvons remarquer assez rapidement, à l'aide du tableau 8, qu'en moyenne, les femmes ont un peu plus de pouvoir que les hommes en terme de dépenses (la moyenne est autour de 0,6).

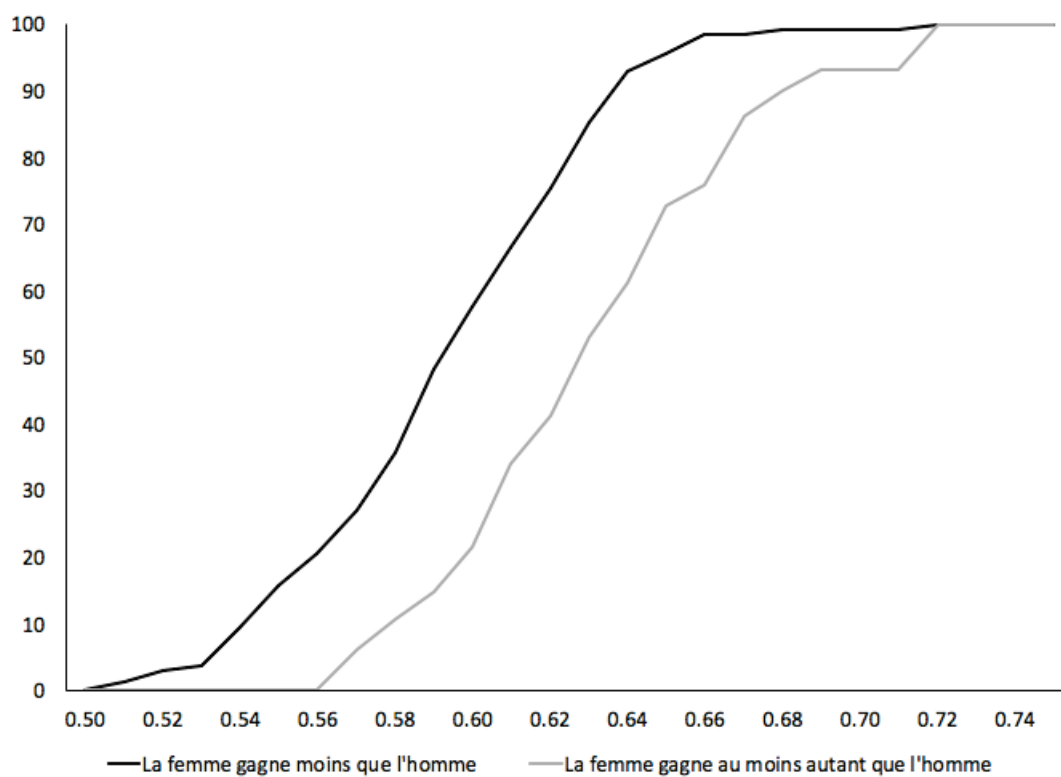
Cela dit, il est encore plus pertinent d'observer visuellement la grande différence qui existe entre certaines catégories de ménages. Dans la figure 8, nous avons simplement différencié les ménages où l'homme gagne strictement plus que sa femme et ceux où la femme gagne au moins autant que son conjoint. Nous observons alors que la distribution des ménages par rapport à la fonction  $\rho$  est tout à fait différente.

Tableau 8 – Distribution des ménages canadiens sans enfants en fonction de leur valeur estimée de  $\rho$ .

Valeur de $\rho$	Fréquence	Pourcentage
< 0,53	16563	2,4468
0,53 - 0,58	85317	12,6033
0,58 - 0,61	149589	22,0978
0,61 - 0,64	182635	26,9795
0,64 - 0,67	161738	23,8925
0,67 - 0,70	54887	8,1081
> 0,7	26211	3,872
<b>Total</b>	<b>676940</b>	<b>100</b>

*N.B. : Les données ont été regroupées à des fins de confidentialité.  
Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

FIGURE 8 – Densité de la fonction de répartition du pouvoir



*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

On voit donc que les femmes ont en moyenne un peu plus de pouvoir que les hommes quant aux dépenses du ménage. Cependant, nous devons relativiser ces résultats basés exclusivement sur les dépenses en habillement, puisque les hommes et les femmes n'ont pas le même comportement vis-à-vis de cette dépense (tableau 2).

# Conclusion

Par son nom même, le modèle unitaire suppose une certaine unité entre l'homme et la femme. Comme nous l'avons vu plus tôt, il est peu probable qu'à notre époque au Canada, un vecteur unique de préférences soit le symptôme de l'existence d'un dictateur dans le ménage. Il s'agirait plutôt d'un signe de grande cohésion au sein du couple.

Ainsi, lorsque Phipps et Burton (1998) ont montré qu'en 1992, certaines catégories de dépenses n'engendraient pas de rejet du modèle unitaire, ils nous permettent de supposer qu'au sein d'un couple représentatif canadien, l'homme et la femme n'ont pas de comportement différent vis-à-vis de certaines de leurs dépenses. Cependant, au-delà de l'intérêt que peuvent susciter leurs conclusions, nous avons jugé intéressant d'observer le comportement des ménages canadiens dix-sept ans plus tard, en 2009.

Les mentalités, les relations entre les conjoints mais aussi la place de chaque genre dans la société ont beaucoup évolué au cours de ces deux dernières décennies. En effet, les différences se sont atténuées et de plus en plus, les femmes ont accès à des professions avec autant de responsabilités et autant rémunérées que les hommes. Dorénavant, le modèle traditionnel de l'homme qui travaille et de la femme au foyer ne s'applique plus aux couples canadiens. Au sein du couple également, puisque les femmes travaillent plus, les hommes prennent de plus en plus le relai pour les tâches ménagères et les soins aux enfants. Bien que des inégalités subsistent encore, les modèles de vie des deux sexes concordent en grande partie.

Comme nous l'avons vu au cours de notre recherche, les résultats obtenus à partir des données de 2009 vont dans ce sens et on a pu observer l'évolution des standards de notre société au travers des modèles de dépenses des ménages canadiens. Certes, cette évolution n'est pas longiligne. Par exemple, les dépenses en logement et en entretien du ménage ne vont pas explicitement dans ce sens,

puisqu'on observe que les femmes ont maintenant un comportement différent de celui de leur conjoint. Cela dit, nous avons pu faire le lien avec l'augmentation du nombre de familles recomposées et la tendance encore très accentuée de la justice canadienne pour accorder la garde des enfants majoritairement à la mère.

Mis à part cet exemple et celui des dons et cadeaux, nous avons globalement observé une tendance des ménages à rejoindre le modèle unitaire et à avoir un vecteur de préférences unique pour le couple. Cette évolution est symptomatique d'une amélioration de la place des femmes sur le marché du travail et de la place de l'homme au foyer. Un des plus beaux exemples est celui de la garde d'enfants. Le non-rejet du modèle unitaire dans cette catégorie suppose que contrairement à 1992, les hommes ne laissent plus cette charge financière à la mère et eux aussi valorisent financièrement le temps passé avec leurs enfants. Notons que le Québec est un des précurseurs mondiaux en la matière, puisque le Régime Québécois d'Assurance Parental a été un des premiers à proposer des congés de paternité intéressants et valorisants.

Cependant, même si nos résultats sont très prometteurs et annoncent que les Canadiens s'affranchissent de plus en plus des problèmes liés aux inégalités de genre, nous devons conserver notre prudence et nos efforts. La nouvelle dynamique des familles recomposées et monoparentales peut changer la donne et nous obliger à reconsidérer un tout nouveau modèle de comportement des dépenses du ménage. De plus, maintenant que les pères et mères valorisent également le temps passé avec leurs enfants, il pourrait être pertinent de reconsidérer certains standards juridiques concernant la garde des enfants en cas de divorce ou de séparation. Dans ce sens également, il pourrait être intéressant de poursuivre les analyses sur l'impact du versement des allocations familiales en cas de séparation des parents.

Pour finir, nous insisterons sur l'importance de collecter auprès de la population les informations nécessaires à la conduite d'une telle étude, qui s'est révélée efficace pour prendre le pouls des mécanismes de décisions intra-ménages et ainsi observer s'il subsiste ou pas de grandes inégalités économiques de genre. Il nous

semble pertinent de poursuivre dans ce sens afin de toujours mieux ajuster les lois et les programmes d'aides financières à la réalité des familles canadiennes.

## Références

- [1] ALDERMAN, H., CHIAPPORI, P.-A., HADDAD, L., HODDINOTT, J., AND KANBUR, R. Unitary versus collective models of the household : is it time to shift the burden of proof? *The World Bank Research Observer* 10, 1 (1995), 1–19.
- [2] ANDREONI, J., BROWN, E., AND RISCHALL, I. Charitable giving by married couples who decides and why does it matter? *Journal of human Resources* 38, 1 (2003), 111–133.
- [3] ANDREONI, J., AND PAYNE, A. A. Charitable giving. *Handbook of public economics* 5 (2013), 1–50.
- [4] ATTANASIO, O., AND LECHENE, V. Tests of income pooling in household decisions. *Review of economic dynamics* 5, 4 (2002), 720–748.
- [5] BAILLARGEON, D., DULAC, G., AND BEAUPRÉ, J.-F. L’engagement des pères : Le rapport 2007-2008 sur la situation et les besoins des familles et des enfants. Tech. rep., Conseil de la famille et de l’enfance, 2008.
- [6] BASU, K. Gender and say : A model of household behaviour with endogenously determined balance of power. *The Economic Journal* 116, 511 (2006), 558–580.
- [7] BECKER, G. S. A theory of marriage : Part i. *The Journal of Political Economy* (1973), 813–846.
- [8] BECKER, G. S. A theory of social interactions. *Journal of Political Economy* 82, 6 (1974), 1063–1093.
- [9] BERGSTROM, T. C. A fresh look at the rotten kid theorem—and other household mysteries. *The Journal of Political Economy* (1989), 1138–1159.
- [10] BOURGUIGNON, F. The cost of children : may the collective approach to household behavior help? *Journal of Population Economics* 12, 4 (1999), 503–521.



- [11] BOURGUIGNON, F., BROWNING, M., CHIAPPORI, P.-A., AND LECHENE, V. Intra household allocation of consumption : A model and some evidence from french data. *Annales d'Economie et de Statistique* (1993), 137–156.
- [12] BOURGUIGNON, F., AND CHIAPPORI, P.-A. Collective models of household behavior : An introduction. *European Economic Review* 36, 2 (1992), 355–364.
- [13] BROWNING, M., BOURGUIGNON, F., CHIAPPORI, P.-A., AND LECHENE, V. Income and outcomes : A structural model of intrahousehold allocation. *Journal of political Economy* (1994), 1067–1096.
- [14] BROWNING, M., AND CHIAPPORI, P.-A. Efficient intra-household allocations : A general characterization and empirical tests. *Econometrica* (1998), 1241–1278.
- [15] BUREAU DE LA CONSOMMATION. Rapport sur les tendances en consommation. Tech. rep., Industrie Canada, 2004.
- [16] CHEN, Z., AND WOOLLEY, F. A cournot–nash model of family decision making. *The Economic Journal* 111, 474 (2001), 722–748.
- [17] CHIAPPORI, P.-A., AND DONNI, O. Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature. *L'Actualité économique* 82, 1-2 (2006), 9–52.
- [18] EAGLY, A. H. The his and hers of prosocial behavior : an examination of the social psychology of gender. *American Psychologist* 64, 8 (2009), 644.
- [19] EINOLF, C. J. Gender differences in the correlates of volunteering and charitable giving. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 40, 6 (2011), 1092–1112.
- [20] FINDLAY, L. C., AND KOHEN, D. E. Pratiques relatives aux congés des parents après la naissance ou l'adoption de jeunes enfants. *Tendances sociales canadiennes* 30 (2012).

- [21] FOLBRE, N. Hearts and spades : Paradigms of household economics. *World development* 14, 2 (1986), 245–255.
- [22] HECKMAN, J., ET AL. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47, 1 (1979), 153–161.
- [23] HOMISH, G. G., AND LEONARD, K. E. Spousal influence on smoking behaviors in a us community sample of newly married couples. *Social science & medicine* 61, 12 (2005), 2557–2567.
- [24] HOPKINS, J., LEVIN, C., AND HADDAD, L. Women’s income and household expenditure patterns : Gender or flow? evidence from niger. *American Journal of Agricultural Economics* 76, 5 (1994), 1219–1225.
- [25] KORNRICH, S., AND FURSTENBERG, F. Investing in children : Changes in parental spending on children, 1972–2007. *Demography* 50, 1 (2013), 1–23.
- [26] LIGON, E. A. Dynamic bargaining in households (with an application to bangladesh). *Available at SSRN 1776810* (2011).
- [27] LUNDBERG, S., AND POLLAK, R. A. Noncooperative bargaining models of marriage. *The American Economic Review* 84, 2 (1994), 132–137.
- [28] MARSHALL, K. Benefiting from extended parental leave. *Perspectives on labour and income* 4, 3 (2003), 5–11.
- [29] MARSHALL, K. Converging gender roles. *Perspectives on labour and income* 18, 3 (2006), 7.
- [30] MARSHALL, K. Fathers’ use of paid parental leave. *Perspectives on Labour and Income* 20, 3 (2008), 5.
- [31] PACAUT, P., GOURDES-VACHON, I., AND TREMBLAY, S. Les pères du québec - les soins et l’éducation de leurs jeunes enfants : Évolution et données récentes. Tech. rep., Ministère de la Famille et des Aînés du Québec, 2011.
- [32] PALAMETA, B. Who pays for domestic help? *Perspectives on Labour and Income* 15, 3 (2003).

- [33] PAULIN, M., J. FERGUSON, R., JOST, N., AND FALLU, J.-M. Motivating millennials to engage in charitable causes through social media. *Journal of Service Management* 25, 3 (2014), 334–348.
- [34] PHIPPS, S. A., AND BURTON, P. S. What’s mine is yours ? the influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. *Economica* 65, 260 (1998), 599–613.
- [35] RALEY, S., BIANCHI, S. M., AND WANG, W. When do fathers care? mothers’ economic contribution and fathers’ involvement in child care. *AJS ; American journal of sociology* 117, 5 (2012), 1422.
- [36] RAY, R., AND BASU, K. The collective model of the household and an unexpected implication for child labor : Hypothesis and an empirical test. *World Bank Policy Research Working Paper*, 2813 (2001).
- [37] SAMUELSON, P. A. Social indifference curves. *The Quarterly Journal of Economics* (1956), 1–22.
- [38] SINHA, M. Enquête sociale générale de 2011 : Rôle parental et pension alimentaire après une séparation ou un divorce. *produit n° 89-652-X au catalogue de Statistique Canada*, 1 (2014).
- [39] STATISTIQUE CANADA. Enquête sur les dépenses des ménages (edm) 2009 (fichier de familles), centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (ciqss, distributeur)., 2009.
- [40] STATISTIQUE CANADA. *Guide de l'utilisateur, Enquête sur les dépenses des ménages, 2009*, Décembre 2010.
- [41] STATISTIQUE CANADA. Enquête sur les dépenses des ménages : Résumé des changements, Janvier 2014.
- [42] STATISTIQUE CANADA. Tableau 203-0020 - enquête sur les dépenses des ménages (edm), équipement ménager à la date de l’interview, selon les provinces, territoires et certaines régions métropolitaines, annuel, 2014.

- [43] STATISTIQUE CANADA. Tableau 282-0004 - enquête sur la population active (epa), estimations selon le niveau de scolarité atteint, le sexe et le groupe d'âge, annuel (personnes sauf indication contraire), 2015.
- [44] STATISTIQUE CANADA. Tableau 202-0102 - gains moyens des femmes et des hommes, et ratio des gains des femmes par rapport à ceux des hommes, selon le régime du travail, dollars constants de 2011, annuel, 2016.
- [45] STATISTIQUE CANADA. Tableau 203-0027 - enquête sur les dépenses des ménages (edm), caractéristiques du logement et équipement ménager au moment de l'entrevue, canada, régions et provinces, annuel (nombre sauf indication contraire), 2016.
- [46] STATISTIQUE CANADA. Enquête sociale générale de 2011 : Aperçu des familles au canada - certains tableaux sur les familles au canada. *produit n° 89-650-X au catalogue de Statistique Canada*, 1 (Octobre 2012).
- [47] THOMAS, D. Intra-household resource allocation : An inferential approach. *Journal of human resources* (1990), 635–664.
- [48] ULPH, D. Un modèle non coopératif de consommation des ménages. *L'Actualité économique* 82, 1-2 (2006), 53–85.
- [49] VÉZINA, M. Enquête sociale générale de 2011 : Aperçu des familles au canada – Être parent dans une famille recomposée : un profil. *produit n° 89-650-X au catalogue de Statistique Canada*, 2 (Octobre 2012).

## Appendice A : Variables démographiques

L'ensemble des statistiques descriptives présentées dans cette annexe sont celles de notre échantillon d'analyse décrit aux pages 21 et 22.

Tableau 9 – Nombre d'enfants dans les ménages

Nombre d'enfants	Nombre de ménages	% du total des ménages
<b>0</b>	676 940	55,09 %
<b>1</b>	165 925	13,50 %
<b>2</b>	289 215	23,54 %
<b>3</b>	81 398	6,62 %
<b>4 ou plus</b>	15 362	1,25 %

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

Tableau 10 – Âge des individus

	Hommes	Femmes
<b>Moyenne</b>	42,47	40,33
<b>Écart-type</b>	14,20	12,26
<b>Variance</b>	201,77	150,41
<b><i>Limite supérieure du...</i></b>		
Premier quintile	33,60	32,24
Deuxième quintile	39,18	36,59
Troisième quintile	43,21	41,08
Quatrième quintile	50,38	47,35

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

Tableau 11 – Répartition des ménages par niveau d'éducation des individus

NIVEAU D'ÉDUCATION	HOMMES		FEMMES	
	Nombre	%	Nombre	%
Aucun grade, certificat ou diplôme	106 307	8,65 %	75 852	6,17 %
Certificat de fin d'études secondaires ou équivalent	234 502	19,08 %	219 751	17,88 %
Certificat de formation professionnelle	152 366	12,40 %	82 597	6,72 %
Certificat d'apprentissage officiel	27 423	2,23 %	5 054	0,41 %
Diplôme de collège, du CÉGEP, ou d'école de sciences infirmières	240 988	19,61 %	316 735	25,78 %
Diplôme, certificat universitaire inférieur au baccalauréat	60 396	4,91 %	76 709	6,24 %
Baccalauréat (B.A., B.Sc., B.Éd.)	255 754	20,81 %	287 820	23,42 %
Diplôme ou certificat universitaire supérieur au baccalauréat ou autres	151 104	12,3 %	164 322	13,37 %

Source : Statistique Canada, *Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

Tableau 12 – Répartition des ménages par province de résidence

Province ou territoire	Nombre de ménages	% du total des ménages
Terre-Neuve-et-Labrador	17 792	1,45 %
Île-du-Prince-Édouard	3 777	0,31 %
Nouvelle-Écosse	37 983	3,09 %
Nouveau-Brunswick	33 185	2,70 %
Québec	285 345	23,22%
Ontario	448 641	36,51 %
Manitoba	43 324	3,53 %
Saskatchewan	50 642	4,12 %
Alberta	169 075	13,76 %
Colombie-Britannique	135 108	10,99 %
Yukon	823	0,07 %
Territoires-du-Nord-Ouest	2 358	0,19 %
Nunavut	787	0,06 %

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

Tableau 13 – Taille de l'agglomération de résidence

Population dans l'agglomération	Nombre de ménages	% du total des ménages
Supérieure à 1 000 000	488652	39,77 %
Entre 500 000 et 999 999	186577	15,18 %
Entre 250 000 et 499 999	93297	7,59 %
Entre 100 000 et 249 999	109233	8,89 %
Entre 30 000 et 99 999	100307	8,16 %
Moins de 30 000	137664	11,20 %
Zone rurale	113110	9,20 %

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009*

## Appendice B : Le modèle de Heckman

Les résultats de l'estimation des paramètres de la deuxième étape par la méthode des moindres carrés ordinaires sont reportés dans le tableau 2 dans le texte. Les résultats associés à une estimation par le maximum de vraisemblance sont quant à eux reportés à l'appendice E. Nous ne reportons dans le tableau 14 que les estimés issus du modèle probit (5).<sup>28</sup>

Tableau 14 – Estimation probit des paramètres du modèle de Heckman

Paramètre	Constante	Revenu total	Âge de l'homme	Âge de la femme
<b>Vêtements pour enfants</b>	4,92 (0,218)	$-2,30 \times 10^{-6}$ ( $<0,001$ )	$-1,10 \times 10^{-3}$ ( $<0,001$ )	$3,14 \times 10^{-2}$ ( $<0,001$ )
<b>Garde d'enfants</b>	6,24 (0,799)	$1,97 \times 10^{-6}$ ( $<0,001$ )	$-9,23 \times 10^{-3}$ (0,554)	$-3,50 \times 10^{-2}$ (0,050)
<b>Tabac et alcool</b>	11,13 ( $<0,001$ )	$1,18 \times 10^{-5}$ ( $<0,001$ )	$-3,69 \times 10^{-2}$ (0,008)	$2,46 \times 10^{-2}$ (0,097)
<b>Dons</b>	4,98 (0,004)	$7,24 \times 10^{-6}$ ( $<0,001$ )	$-3,40 \times 10^{-2}$ (0,002)	$3,88 \times 10^{-2}$ (0,001)
<b>Matériel de transports</b>	16,34 ( $<0,001$ )	$6,61 \times 10^{-7}$ ( $<0,001$ )	$1,53 \times 10^{-3}$ (0,866)	$-1,68 \times 10^{-2}$ (0,079)

*Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages 2009, d'après l'estimation probit (5) page 25, sur notre échantillon d'étude.*

28. Les paramètres liés aux variables de contrôle et aux variables explicatives spécifiques à certaines catégories ne sont pas reportés ici.



## Appendice C : Le test du modèle unitaire

Comme Phipps et Burton (1998), nous avons caractérisé la fonction de dépense des ménages canadiens par une fonction de type quadratique :

$$E = \beta_0 + \beta_f y_f + \beta_{ff} y_f^2 + \beta_h y_h + \beta_{hh} y_h^2 + \beta_{fh} y_f y_h + \sum_k \beta_k A_k + \epsilon \quad (1)$$

L'hypothèse de mise en commun des revenus suppose que le revenu de l'homme et le revenu de la femme ont le même impact sur les dépenses du ménage. On peut donc réécrire la fonction de demande comme :

$$E = \delta_0 + \delta_Y Y + \delta_{YY} Y^2 + \sum_k \delta_k A_k + \epsilon \quad (2)$$

Où  $Y = y_f + y_h$  représente le revenu total avant impôts du ménage.

$$\Rightarrow E = \delta_0 + \delta_Y (y_f + y_h) + \delta_{YY} (y_f + y_h)^2 + \sum_k \delta_k A_k + \epsilon \quad (3)$$

$$\Rightarrow E = \delta_0 + \delta_Y y_f + \delta_Y y_h + \delta_{YY} y_f^2 + 2\delta_{YY} y_f y_h + \delta_{YY} y_h^2 + \sum_k \delta_k A_k + \epsilon \quad (4)$$

Si le modèle unitaire se vérifie, alors les équations (1) et (4) sont équivalentes.

On teste alors cette hypothèse. On a donc :

$$H_0 : \begin{cases} \beta_0 = \delta_0 \\ \beta_f = \delta_Y \\ \beta_h = \delta_Y \\ \beta_{ff} = \delta_{YY} \\ \beta_{hh} = \delta_{YY} \\ \beta_{fh} = 2\delta_{YY} \end{cases} \Rightarrow H_0 : \begin{cases} \beta_f = \beta_h \\ \beta_{ff} = \beta_{hh} \\ \beta_{fh} = 2\beta_{ff} \end{cases} \quad (5)$$

On peut donc tester cette hypothèse grâce à un test  $F$  à trois degrés de liberté. On note  $H_0$  l'hypothèse du modèle contraint et  $H_1$  celle du modèle non contraint.

On utilise la statistique  $F$  :

$$F = \frac{(SRC_0 - SRC_1)/q}{SRC_1/(n - k)}$$

Où  $q$  est le nombre de restrictions (ici 3),  $k$  le nombre de variables explicatives (ici, 17) et  $n$  la taille de l'échantillon (ici 1 228 840 ménages sauf pour les cinq catégories estimées grâce au modèle de Heckman).  $SRC$  représente la somme des carrés des résidus du modèle. Si  $H_0$  est vérifiée, notre statistique  $F$  suit une loi de Chi-carré à  $q$  degrés de liberté :

$$F \stackrel{a}{\sim} \chi_{(q)}^2$$

## Appendice D : Modèle coopératif

En se basant sur le modèle développé par Browning et. al. (1994), on pose  $x$  la dépense totale du couple en biens privés,  $x_f$  et  $x_h$  celles de la femme et de l'homme, respectivement, telles que :

$$\begin{cases} x = x_f + x_h \\ x_f = \rho(a, x).x \\ x_h = [1 - \rho(a, x)].x \end{cases}, \quad \rho \in [0; 1] \quad (1)$$

$\rho(a, x)$  est la fonction de répartition définie par certaines variables démographiques  $a$  et la dépense totale  $x$  :

$$\rho(a, x) = \frac{e^{\Psi(a, x)}}{1 + e^{\Psi(a, x)}} \quad \text{et} \quad \Psi(a, x) = 2(\theta_0 + \theta_x \ln x + \sum_k \theta_k . a_k) + \nu \quad (2)$$

On pose l'équation de la fonction de dépense de la femme :

$$\ln E_F = \phi_0 + \phi_x . \ln x_f + \phi_q . (\ln x_f)^2 + \sum_k \phi_k A_{fk} + \epsilon \quad (3)$$

À partir de (1) et (2), on obtient :

$$\ln x_f = \ln [\rho(a, x).x] = \ln x + \ln \rho(a, x)$$

$$\Rightarrow \ln x_f = \ln x + \ln \left[ \frac{e^{\Psi(a, x)}}{1 + e^{\Psi(a, x)}} \right]$$

Quand  $\Psi \sim 0$ , on peut utiliser l'approximation suivante :

$$\frac{e^{\Psi}}{1 + e^{\Psi}} \sim \frac{1 + \Psi/2}{2}$$

On a donc :

$$\ln x_f = \ln x + \ln \left[ \frac{1 + \Psi/2}{2} \right]$$

$$\Rightarrow \ln x_f = \ln x + \ln 0,5 + \ln(1 + \Psi/2)$$

Quand  $\Psi \sim 0$ , on peut aussi utiliser l'approximation suivante :

$$\ln(1 + \Psi/2) \sim \Psi/2$$

On a donc :

$$\begin{aligned} \ln x_f &= \ln x + \ln 0,5 + \frac{\Psi}{2} \\ \Rightarrow \ln x_f &= \ln x + \ln 0,5 + \theta_0 + \theta_x \ln x + \sum_k \theta_k \cdot a_k \\ \Rightarrow \ln x_f &= \theta_1 + (1 + \theta_x) \ln x + \sum_k \theta_k \cdot a_k \end{aligned} \quad (4)$$

On ré-insère (4) dans la fonction de dépense (3) :

$$\begin{aligned} \ln E_F &= \phi_0 + \phi_x \left[ \theta_1 + (1 + \theta_x) \ln x + \sum_k \theta_k \cdot a_k \right] \\ &\quad + \phi_q \cdot \left[ \theta_1 + (1 + \theta_x) \ln x + \sum_k \theta_k \cdot a_k \right]^2 \\ &\quad + \sum_k \phi_k A_{fk} + \epsilon \end{aligned} \quad (5)$$

Le modèle de l'équation (5) est estimable par les moindres carrés non linéaires.

Pour cela, il suffit de réécrire (5) comme :

$$\begin{aligned} \ln E_F &= \phi_0 + \phi_x \theta_1 + \phi_q \theta_1^2 \\ &\quad + (1 + \theta_x) [\phi_x + 2\phi_q \theta_1] \ln x \\ &\quad + \phi_q (1 + \theta_x)^2 (\ln x)^2 \\ &\quad + (\phi_x + 2\phi_q \theta_1) \sum_k \theta_k \cdot a_k \\ &\quad + \phi_q \left( \sum_k \theta_k \cdot a_k \right)^2 \\ &\quad + 2\phi_q (1 + \theta_x) (\ln x) \sum_k \theta_k \cdot a_k \\ &\quad + \sum_k \phi_k \cdot A_{fk} + \epsilon \end{aligned}$$

Sur SAS, on code le modèle non linéaire grâce à la procédure proc nlin :

```
proc nlin data=cooperatif1 method=gauss;
parameters a0=10 a1=10 a2=10 a3=10 p0=0.5 p1=0.5 p2=0.5 p3=0.5 p4=0.5
p5=0.5 p6=0.5 p7=0.5 p8=0.5 p9=0.5 p10=0.5 p11=0.5 u1=0.5 u2=0.5 u3=0.5
u4=0.5 u5=0.5 u6=0.5 e1=0.5 e2=0.5 e3=0.5 e4=0.5 e5=0.5 e6=0.5 e7=0.5
e8=0.5 b0=1 b1=1 d1=-0.01 t=-0.06 g1=0.06 g2=0.005 g3=0.05;
estim_ln_xw = d1+(t+1)*log_x+g1*diff_log_inc+g2*diff_age+g3*dummy_mariage;
model log_xw=a0 + a1*log_inc_tot + a2*age_w +a3*gov_w.dummy
+ p0*province_0+p1*province_1 +p2*province_2+p3*province_3+p4*province_4
+p5*province_5+p6*province_6+p7*province_7+p8*province_8+p9*province_9
+p10*province_10+p11*province_11
+u1*urbsize_1+u2*urbsize_2+u3*urbsize_3+u4*urbsize_4+u5*urbsize_5+u6*urbsize_6
+e1*edu_w_1 +e2*edu_w_2 +e3*edu_w_3 +e4*edu_w_4 +e5*edu_w_5 +e6*edu_w_6
+e7*edu_w_7 +e8*edu_w_8+b0*estim_ln_xw +b1*estim_ln_xw*estim_ln_xw;
run;
```

## Appendice E : Estimation du maximum de vraisemblance

Tableau 15 – Estimation des paramètres du modèle (4) par le maximum de vraisemblance

<b>Estimé (valeur du test <i>Chi-2</i>)</b>	$\hat{\beta}_h$	$\hat{\beta}_{hh}$	$\hat{\beta}_{fh}$	$\hat{\beta}_f$	$\hat{\beta}_{ff}$	$\hat{\beta}_m$
Entretien	-1,135E-05 (84030)	7,614E-12 (16461)	1,955E-11 (17668)	-1,345E-05 (49287)	1,548E-11 (14450)	-
Logement	-9,285E-06 (51535)	5,452E-12 (4138)	1,292E-11 (5417)	-1,402E-05 (47568)	1,839E-11 (19152)	-
Matériel récréatif	-8,986E-6 (47810)	7,995E-12 (16826)	7,933E-12 (3116)	-7,140E-6 (13208)	1,216E-11 (7316)	-
Nourriture achetée en magasin	-4,173E-06 (12514)	3,366E-12 (2800)	8,723E-12 (3400)	-4,649E-06 (6342)	2,693E-12 (439)	-
Nourriture consommée en restaurant	-7,405E-06 (40193)	6,172E-12 (6488)	1,447E-11 (7536)	-1,215E-05 (38646)	1,342E-11 (9958)	-
Services de transport	-6,262E-06 (25816)	3,599E-12 (2341)	8,764E-12 (2948)	-6,580E-06 (11851)	5,906E-12 (1780)	-
Services récréatifs	-9,346E-6 (48964)	4,697E-12 (1360)	9,237E-12 (1814)	-1,43E-05 (47041)	1,713E-11 (143440)	-
Vêtements pour la femme	-9,335E-06 (52402)	8,308E-12 (19298)	4,983E-12 (1235)	-1,136E-05 (35239)	1,939E-11 (19562)	-
Vêtements pour le mari	-1,043E-05 (72273)	8,676E-12 (19856)	2,285E-12 (243)	-6,141E-06 (10491)	1,322E-11 (7797)	-

Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2009

<b>Estimé (valeur du test Chi-2)</b>	$\hat{\beta}_h$	$\hat{\beta}_{hh}$	$\hat{\beta}_{fh}$	$\hat{\beta}_f$	$\hat{\beta}_{ff}$	$\hat{\beta}_m$
Vêtements pour enfants	-7,40E-06 (7014)	9,47E-12 (2714)	9,33E-12 (408)	-1,73E-06 (206)	4,74E-12 (153)	1,80 (584)
Garde d'enfants	-2,36E-05 (10901)	1,15E-11 (1315)	6,71E-11 (1256)	-2,50E-05 (10881)	2,33E-11 (829)	-4,06 (2280)
Alcool et tabac	5,51E-07 (143)	-1,98E-12 (580)	5,58E-12 (1022)	-3,24E-06 (2055)	2,20E-12 (225)	2,46 (34795)
Dons	-8,86E-06 (21480)	6,69E-12 (3460)	-4,40E-12 (303)	-1,02E-05 (17374)	1,74E-11 (10632)	-1,56 (9785)

Source : Statistique Canada, Enquête sur les Dépenses des Ménages, 2009

# Appendice F : Description détaillée des catégories de dépense

## 1. Nourriture achetée en magasin

f002 : Dépenses totales pour les aliments et les boissons non alcoolisées achetés au magasin

## 2. Nourriture achetée en restaurant

f001-f002

f001 : Dépenses alimentaires totales

## 3. Logement

g001 : Dépense totale pour le logement

## 4. Entretien du ménage

h001+i001+l101-h011

h001 : Dépense totale pour l'entretien ménager

i001 : Dépense totale pour les articles et accessoires d'ameublement

l101 : Dépense totale pour les soins de santé

h011 : Dépense totale pour la garde d'enfants

## 5. Services récréatifs

m119+m124+m139+m155+m159+m206

m119 : Dépenses pour services photographiques

m124 : Dépenses pour la location, l'entretien et la réparation de matériel de loisirs, sport, équipement de mise en forme, équipement photographique et instruments de musique

m139 : Dépense totale pour l'utilisation de véhicules de loisirs

m155 : Dépense totale pour les services de divertissement au foyer

m159 : Dépense totale pour les services de loisirs

m206 : Dépenses pour les services reliés au matériel de lecture et autres imprimés



**6. Services de transport :**

k009+k019+k023+k026+k027+k028+k029+k053+k030+k031

k009 : Dépense totale pour les véhicules loués à court terme

k019 : Dépenses pour l'utilisation des véhicules possédés ou loués

k023 : Dépense totale pour le stationnement

k026 : Dépenses pour les cours de conduite

k027 : Dépenses pour les permis de conduire et les examens de conduite

k028 : Dépenses pour primes d'assurance publique et privée pour véhicules

k029 : Dépenses pour frais d'immatriculation pour les véhicules possédés

k053 : Dépenses pour les services de sécurité et communication pour véhicules

k030 : Dépenses pour autres frais d'utilisation de véhicules possédés et en location

k031 : Dépense totale pour le transport public

**7. Garde d'enfants**

h011 : Dépense totale pour la garde d'enfants

**8. Tabac et alcool**

n101 : Dépense totale pour les produits de tabac et les boissons alcoolisées

**9. Matériel récréatif**

m102-m119-m124+m127+m149+m201-m206

m102 : Dépense totale pour le matériel de loisirs et services connexes

m119 : Dépenses pour services photographiques

m124 : Dépenses pour la location, l'entretien et la réparation de matériel de loisirs, sport, équipement de mise en forme, équipement photographique et instruments de musique

m127 : Dépense totale, pour l'achat de véhicules de loisirs

m149 : Dépense totale pour le matériel de divertissement au foyer

m201 : Dépenses pour le matériel de lecture et autres imprimés

m206 : Dépenses pour les services reliés au matériel de lecture et autres

imprimés

#### 10. Matériel de transport

k003+k055+k054+k018

k003 : Dépense totale pour l'achat d'automobiles, de camions et de fourgonnettes

k055 : Dépense totale pour les accessoires et matériel connexe

k054 : Dépense totale pour siège d'auto pour enfant ou siège rehausseur pour enfant

k018 : Frais totaux de location à long terme de véhicules

#### 11. Dons<sup>29</sup>

persmoneygiftspersincanada : Dépenses pour dons d'argent à des personnes habitant au Canada

persmoneygiftspersoutsidecanada : Dépenses pour dons d'argent à des personnes habitant à l'étranger

perscharitablecontrib : Dépenses pour dons de bienfaisance

#### 12. Vêtements pour la femme<sup>30</sup>

persclothingwomgirl : Dépenses pour vêtements, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

persfootwomgirl : Dépenses pour chaussures, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

persaccesswomgirl : Dépenses pour accessoires, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

persjewelwomgirl : Dépenses pour bijoux et montres, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

---

29. Le calcul des dépenses n'est ici pas une simple addition, puisque l'EDM 2009 présente ces dépenses là comme individuelles et non relatives au ménage.

30. Le calcul des dépenses n'est ici pas une simple addition, puisque l'EDM 2009 présente ces dépenses là comme individuelles et non relatives au ménage. Il a alors fallu différencier les vêtements pour la femme de ceux pour les filles qui ne sont plus des bébés.

### 13. Vêtements pour l'homme<sup>31</sup>

`persclothingmenboy` : Dépenses pour vêtements, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persfootwmenboy` : Dépenses pour chaussures, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persaccessmenboy` : Dépenses pour accessoires, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persjewelmenboy` : Dépenses pour bijoux et montres, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

### 14. Vêtements pour les enfants<sup>32</sup>

`persclothingwomgirl` : Dépenses pour vêtements, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

`persfootwwomgirl` : Dépenses pour chaussures, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

`persaccesswomgirl` : Dépenses pour accessoires, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

`persjewelwomgirl` : Dépenses pour bijoux et montres, femmes et filles âgée de 4 ans et plus

`persclothingmenboy` : Dépenses pour vêtements, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persfootwmenboy` : Dépenses pour chaussures, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

---

31. Le calcul des dépenses n'est ici pas une simple addition, puisque l'EDM 2009 présente ces dépenses là comme individuelles et non relatives au ménage. Il a alors fallu différentier les vêtements pour l'homme de ceux pour les garçons qui ne sont plus des bébés.

32. Le calcul des dépenses n'est ici pas une simple addition, puisque l'EDM 2009 présente ces dépenses là comme individuelles et non relatives au ménage. Il a alors fallu différentier les vêtements pour les enfants (garçons et filles) de ceux pour leur parent du même sexe. Puis, on leur additionne également les dépenses en vêtements pour les bébés.

`persaccessmenboy` : Dépenses pour accessoires, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persjewelmenboy` : Dépenses pour bijoux et montres, hommes et garçons âgée de 4 ans et plus

`persclothingdiaperchild` : Dépenses pour vêtements et couches en tissu, enfants âgé de moins de 4 ans

`persdisposdiaperchild` : Dépenses pour couches jetables, enfants âgé de moins de 4 ans