

PHILIPPE BELLEY

RATIONALITÉ COLLECTIVE ET RÔLE DES ENFANTS  
DANS LE PROCESSUS DE DÉCISION INTRAFAMILIAL

Mémoire

présenté

à la Faculté des études supérieures

de l'Université Laval

pour l'obtention

du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'économique  
FACULTÉ DES SCIENCES SOCIALES  
UNIVERSITÉ LAVAL

NOVEMBRE 2002

© PHILIPPE BELLEY, 2002



National Library  
of Canada

Acquisitions and  
Bibliographic Services

395 Wellington Street  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

Bibliothèque nationale  
du Canada

Acquisitions et  
services bibliographiques

395, rue Wellington  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

*Your file Votre référence*

*Our file Notre référence*

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-80344-9

**Canada**

# Résumé

Dans ce mémoire nous estimons un système de dépenses de consommation sur plusieurs catégories de biens non-durables. En utilisant les modèles de rationalité collective, le système estimé servira à tester si un enfant adulte (de seize ans et plus) demeurant chez ses parents possède un pouvoir de négociation dans le processus de décision intrafamilial du ménage. Nous utilisons le *Consumer Expenditure Survey* américain du Bureau of Labor Statistics comme base de données. Le système est estimé à partir de la méthode des moments généralisés. Selon les résultats obtenus, on ne peut en général rejeter l'hypothèse qu'un enfant possède un pouvoir de négociation au sein du ménage.

# Avant-propos

Ce mémoire a bénéficié du financement de la Chaire du Canada en politiques sociales et ressources humaines dont le titulaire est Bernard Fortin, du Fonds FCAR et du CIRPÉE (Centre interuniversitaire de recherche sur le risque, les politiques économiques et l'emploi).

Je tiens à remercier messieurs Bernard Fortin et Guy Lacroix de leur appui et de leurs encouragements. Sans leur expérience et leurs connaissances, je n'aurais pu mener à bien ce projet. De plus, leurs qualités personnelles, leur rigueur scientifique et leur éthique professionnelle resteront pour moi des modèles. Je les remercie aussi de la confiance qu'ils m'ont témoignée en livrant ce travail de recherche, que j'ai découvert aussi stimulant qu'important, à quelqu'un qu'ils connaissaient si peu.

Ensuite je voudrais remercier mes « vieux chums », Roger Ruiz-Carrillo et sa copine Nadia, Alexandre Lachance, David-Olivier Paniagua, Étienne Langlois, François Blanchet, Philippe Dufour, Yann Cochenec, Nicolas Robichaud, Geneviève Houde, Igor Ruiz-Carrillo, Naveen Murthy et Simon Daigle. Je garderai toujours en souvenir ces nombreuses soirées (et parfois, journées) que nous avons passées ensemble. Sans votre amitié et votre appui, ma maîtrise aurait été une tâche insurmontable. Grâce à vous, je l'ai eu mon permis d'bière !

Merci aussi à tout mes amis que j'ai connus au cours de mes études en économie : Louis-Philippe Morin, Hugues Verret, Stéphane Girard, Dany Brouillette, Mohsen

Bouaissa, Simon-Philippe Bonny, Érick Moyneur, Caroline Pruvost, Nawel Abid, Adel Barhoumi, Mélissa Lainesse, Marc Dupéré, Gilbert Ouellet, Jérôme Lapointe, Magalie Brochu, Éric Gravel, Nadia Joubert, Olivier Paradis-Béland, Alain Michaud, Nicolas Beaulieu, Joëlle Plamondon et François Boutin. Sans eux, les cours, les heures d'étude, les travaux d'équipe et l'environnement universitaire auraient été mornes et gris.

Je voudrais aussi remercier certains professeurs et membres du personnel du département d'économique. J'ai beaucoup appris de ces derniers et pas seulement d'un point de vue académique. Ils sont Gérard Bélanger, Odette Roussin, Lynda Khalaf, Patrick González et Jean-Yves Duclos.

Mes remerciements vont aussi à Benoit Delage. Son aide a été très précieuse dans les derniers mois de la rédaction de ce travail.

Enfin, je termine avec vous car c'est avec vous que tout a commencé. Du fond de mon coeur, je te remercie Michel, mon papa, je te remercie Yolande, ma maman et je te remercie Catherine, ma petite soeur. Dans les moments difficiles vous enduriez mes plaintes et mon caractère exécrable tout en m'appuyant d'encouragements. Dans les bons moments, vous partagiez ma joie tout en me félicitant de mes accomplissements. Vous m'avez tout donné et, vous le savez bien, j'ai tout pris.

# Table des matières

<b>Résumé</b>	<b>i</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>ii</b>
<b>1 Introduction</b>	<b>1</b>
<b>2 Le modèle théorique</b>	<b>7</b>
2.1 Le cas général . . . . .	7
2.2 Agents « caring » et biens privés . . . . .	13
<b>3 Le modèle paramétrique</b>	<b>17</b>
3.1 Les données . . . . .	17
3.2 L'approche empirique . . . . .	22
3.3 La forme fonctionnelle . . . . .	27
<b>4 Les résultats</b>	<b>39</b>
4.1 L'estimation des modèles . . . . .	39
4.2 Les tests de la rationalité collective . . . . .	46
<b>5 Conclusion</b>	<b>50</b>

<b>Bibliographie</b>	<b>52</b>
<b>A Tableaux de résultats</b>	<b>58</b>

# Liste des tableaux

A.1 Statistiques descriptives . . . . .	59
A.2 Résultat de l'estimation par MMG du modèle 1 . . . . .	60
A.3 Résultat de l'estimation par MMG du modèle 2 . . . . .	61
A.4 Résultat de l'estimation par MMG du modèle 3 . . . . .	62
A.5 Résultat de l'estimation par MMG du modèle 4 . . . . .	63
A.6 Résultat de l'estimation par MMG des systèmes conditionnels tirés du modèle 1 . . . . .	64
A.7 Résultat de l'estimation par MMG des systèmes conditionnels tirés du modèle 2 . . . . .	65
A.8 Résultat de l'estimation par MMG des systèmes conditionnels tirés du modèle 3 . . . . .	66
A.9 Résultat de l'estimation par MMG des systèmes conditionnels tirés du modèle 4 . . . . .	67
A.10 Résultats des tests de la rationalité collective . . . . .	68

# Chapitre 1

## Introduction

Les enfants ont une influence très importante sur le comportement des parents. Ces derniers devront les nourrir et prendre de leur temps pour s'en occuper. Pendant plusieurs années, ils ne pourront plus sortir sans laisser quelqu'un à la maison et ils devront songer aux méthodes de financement de certains projets futurs de leurs enfants. L'arrivée d'un nouveau-né va changer les habitudes de consommation, d'épargne et de loisir des parents. Il n'y a donc pas de doute que les enfants ont une influence sur l'allocation des ressources au sein du ménage.

S'assurer du bien-être de l'enfant impose de nouvelles contraintes aux parents. C'est en tenant compte de ces contraintes que les parents trouveront une solution au problème de l'allocation des ressources entre les différents membres de leur famille. En bas âge, tout porte à croire que les enfants n'ont pas leur mot à dire en ce qui concerne le choix de la « meilleure » solution. Les enfants n'influencent pas directement la prise de décisions dans le ménage. Cependant, il viendra probablement un moment où l'enfant tentera de prendre part au processus de décision. Mais quand cela se produira-t-il ? On pourrait aussi se demander si ce moment variera selon le sexe de l'enfant, selon qu'il est enfant unique, selon que l'un des parents est manquant ou

selon que le ménage habite une métropole ou un petit village.

Les réponses à ces questions intéressent les économistes. Par exemple, plusieurs travaux en économie étudient le comportement des ménages. Quelle est l'élasticité d'offre de travail d'une femme adulte ? La réponse à cette question variera probablement si cette femme a ou n'a pas d'enfant. Quel est l'effet d'une politique sociale sur le bien-être des membres d'un ménage ? Encore une fois, le traitement que l'économiste accordera à la présence d'enfants au sein du ménage pourrait changer les résultats. Les auteurs des travaux reliés à ces questions savent déjà que la présence d'enfants au sein du ménage doit être prise en compte dans l'analyse. À cette fin, connaître le niveau d'implication des enfants dans le processus de décision intrafamilial peut éclairer le chercheur sur la manière pertinente de modéliser l'effet des enfants sur le comportement du ménage. Connaître en outre les variables susceptibles d'influencer ce niveau d'implication peut aider les chercheurs à obtenir des résultats exploitant toute la richesse découlant de l'hétérogénéité des ménages.

Dans le présent travail, nous tenterons de savoir si la théorie néoclassique du consommateur peut être utilisée afin de modéliser le comportement d'un ménage et des individus qui le composent. La microéconomie considère habituellement le ménage comme étant l'entité décisionnelle de base ayant des préférences qui lui sont propres. C'est donc au niveau du ménage qu'on applique la théorie du consommateur. Les préférences du ménage sont représentées par une fonction d'utilité unique qui est maximisée, sujette à une contrainte budgétaire. Mais est-ce que ce modèle peut nous éclairer sur le pouvoir de l'enfant dans le processus de décision intrafamilial ? La réponse est non puisque ce modèle suppose que le ménage est une entité en soi et donc, que les préférences des parents et des enfants sont indissociables les unes des autres. De plus, cette approche, qu'on appellera le modèle unitaire, comporte des faiblesses de taille. Une première limite est d'ordre méthodologique. En effet, l'analyse microéconomique devrait se fonder sur l'individu comme agent de décision.

Ceci veut dire que chaque individu d'un ménage ayant ses propres préférences devrait être représenté par sa propre fonction d'utilité.

Certains économistes ont tenté de réconcilier le modèle unitaire avec la méthodologie microéconomique. Samuelson (1956) suppose que les membres du ménage sont tout d'abord parvenus à un consensus quant à la répartition des ressources au sein du ménage. Ce consensus permettant une agrégation des préférences des membres du ménage, il serait par la suite justifié de représenter le ménage par une fonction d'utilité unique. Cependant, le modèle reste muet en ce qui concerne la création et la pérennité de ce consensus. Il ne peut donc pas nous éclairer sur la participation de l'enfant au processus.

De son côté, Becker (1974) propose « Le théorème de l'enfant gâté ». Dans ce modèle, le ménage est constitué d'un individu altruiste et de un ou plusieurs individus égoïstes. Les préférences du ménage sont en fait celles de l'individu altruiste tenant compte des préférences des individus égoïstes. L'altruiste s'assure que les égoïstes maximisent sa fonction d'utilité en effectuant des transferts à ces derniers. Ce modèle suppose que l'agent altruiste dispose de suffisamment de ressources pour effectuer ces transferts. Dans ce cas, le pouvoir de l'enfant pourrait se mesurer par la part du revenu que l'altruiste lui donne. Mais le modèle reste vague lorsque vient le temps de déterminer qui est l'altruiste et qui sont les égoïstes. Le modèle de l'enfant gâté représente aussi un cas plausible mais très particulier.

Une autre faiblesse de l'approche unitaire est empirique. En effet, plusieurs prédictions du modèle unitaire ne sont pas appuyées par les données. Ces prédictions sont la mise en commun des revenus et le fait que la matrice de Slutsky soit symétrique et définie semi-négative. Ces propriétés sur la matrice de Slutsky sont la conséquence directe de l'utilisation d'une fonction d'utilité unique pour représenter le ménage. Cette restriction est généralement rejetée [Fortin et Lacroix (1997) et Browning et

Chiappori (1998)]. La restriction portant sur la mise en commun des revenus ou « income pooling », signifie que seul le revenu total du ménage devrait avoir un effet sur le comportement du ménage. La source de ce revenu ne devrait pas avoir d'influence sur la consommation et le loisir du ménage. Par exemple, si un couple est composé d'un homme et d'une femme, un dollar additionnel de revenu de la femme devrait avoir le même effet sur la consommation du ménage qu'un dollar additionnel de revenu de l'homme. Cette prédiction est rejetée par plusieurs études empiriques dont Schultz (1990), Thomas (1990), Thomas (1993), Fortin et Lacroix (1997) et Phipps et Burton (1998).

Les faiblesses de l'approche unitaire sont reconnues depuis longtemps et certains chercheurs se sont tournés vers d'autres approches. Manser et Brown (1980), McElroy et Horney (1981) ainsi que Lundberg et Pollak (1993) ont adopté une approche incorporant des éléments de la théorie des jeux coopératifs et non-coopératifs dans la modélisation du ménage. Ils développent l'idée que la formation d'un ménage implique un coût d'opportunité (ou utilité de réserve) propre à chacun des membres. Plus le coût d'opportunité d'un membre est élevé, plus ses préférences se reflèteront dans le comportement du ménage. Ce coût d'opportunité est fonction des prix et du revenu hors travail du membre. Il a un impact direct sur le comportement du ménage et élargit donc l'ensemble des comportements possibles pour un ménage « rationnel ». Ainsi, cette approche donne une explication théorique de l'absence de mise en commun des revenus et de l'absence de symétrie et de semi-négativité de la matrice de Slutsky. Une critique importante de l'utilisation de la théorie des jeux pour modéliser un ménage est qu'il est difficile de tester empiriquement les restrictions qu'impose ce genre de modèle sur le comportement observable du ménage.

Becker (1981) et Chiappori (1988, 1992) proposent une approche différente. Ils représentent chaque membre du ménage par sa propre fonction d'utilité et posent

comme seule hypothèse que le processus de décision du ménage conduit à des allocations Pareto-efficaces. Si on considère un couple, on peut supposer que les deux partenaires, parce qu'ils ont un intérêt l'un pour l'autre et qu'ils se connaissent bien, finirait, avec le temps, par exploiter efficacement leurs ressources. Cette hypothèse impose des restrictions empiriquement vérifiables sur le comportement du ménage. C'est ce qu'on appellera désormais l'approche collective. Quoique Chiappori (1988, 1992) se concentre sur un modèle d'offre de travail dans le contexte de données en coupe transversale, Bourguignon *et al.* (1995) élargissent le modèle aux demandes de consommation de biens du ménage également dans un contexte de coupe transversale. Browning et Chiappori (1998) développent un modèle plus général de demandes de consommation des ménages dans une situation où les prix relatifs sont variables.

Chiappori *et al.* (2002) introduisent la présence d'enfants dans le ménage. Dans leur modèle, les enfants sont considérés comme un bien public duquel les parents retirent un bien-être. En faisant quelques hypothèses sur les préférences individuelles des parents, Chiappori *et al.* (2002) montrent qu'on peut identifier un modèle structurel unique du comportement du ménage à partir des fonctions d'offre de travail des parents. Ce résultat a des implications très importantes puisqu'il permet de connaître l'allocation des ressources au sein du ménage sans avoir à l'observer directement. Avec ce résultat, on pourrait en outre estimer empiriquement les propensions marginales des parents à dépenser sur le bien public, *i.e.* les enfants. Notre approche est différente puisque nous supposons que l'enfant est un « preneur de décisions » au même titre que ses parents. Formellement, nous décrirons les préférences de l'enfant par une fonction d'utilité distincte de celles de ses parents. Nous utiliserons les résultats de Browning et Chiappori (1998), de Dauphin et Fortin (2001) ainsi que de Dauphin *et al.* (2002) qui décrivent le modèle collectif et ses implications empiriques lorsque le ménage compte plus de deux preneurs de décisions. Les travaux de Bourguignon *et al.* (1993), Browning *et al.* (1994), Fortin et Lacroix (1997), Browning et

Chiappori (1998) ainsi que Chiappori *et al.* (2002) indiquent que l'approche collective semble empiriquement viable. Dans ce sens, un des points forts du modèle collectif est qu'il génère des restrictions testables facilitant l'estimation empirique et la validation du modèle par rapport aux comportements observés des ménages. De plus, en imposant des restrictions additionnelles sur les fonctions d'utilité (par exemple, la séparabilité entre les biens de consommation dans les préférences), les modèles collectifs permettent de retrouver les composantes structurelles (telles les fonctions d'utilité) à partir des comportements observés. Cette caractéristique rend possible une interprétation des résultats empiriques et fournit ainsi une base formelle à des recommandations normatives.

Nous proposons ici un modèle théorique de rationalité collective du comportement de consommation du ménage tiré de la littérature existante. Ce modèle sera empiriquement testé sur des données sociodémographiques et de consommation de ménages américains. Nous chercherons à répondre aux questions suivantes. Premièrement, les comportements des ménages sont-ils compatibles avec l'hypothèse d'efficacité parétienne? Deuxièmement, si tel est le cas, est-il possible d'estimer le nombre de preneurs de décisions et leur influence respective dans l'allocation intrafamiliale des ressources à partir du comportement observé du ménage?

Dans la section qui suit, nous présentons les bases théoriques du modèle. Nous discuterons par la suite des données et de l'approche empirique utilisées pour estimer et tester le modèle. Enfin, il sera question des résultats et des avenues possibles de recherche.

# Chapitre 2

## Le modèle théorique

### 2.1 Le cas général

Le modèle collectif sur lequel nous nous attarderons décrit un système de fonctions de demande dans un cadre statique où l'on suppose que tous les ménages de l'échantillon font face aux mêmes prix relatifs. Ce modèle est en grande partie tiré de Bourguignon *et al.* (1995), de Dauphin et Fortin (2001) et de Dauphin *et al.* (2002). Pour un modèle plus général avec prix relatifs variables, on peut consulter Bourguignon et Chiappori (1998).

Supposons que chaque ménage est composé des individus  $i = 1, 2, \dots, I + 1$ , avec  $I > 0$ . Dans notre cas, on s'intéresse aux ménages composés d'un couple et de leur enfant ( $I + 1 = 3$ ) et on cherche à savoir si cet enfant intervient dans le processus de prise de décision au sein du ménage. Le modèle collectif nous permet de définir une fonction d'utilité propre à chacun des membres. Ces derniers tirent leur satisfaction de la consommation de  $N$  biens marchands. Soit  $\mathbf{x}^i$ , le vecteur de consommation privée du membre  $i$ , pour  $i = 1, 2, 3$ . Soit  $\mathbf{X}$ , le vecteur de consommation publique au sein du ménage. On représente la consommation du ménage par  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2, \mathbf{x}^3, \mathbf{X})$ , où

$\mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^N$ . La contrainte budgétaire du ménage est donnée par  $\mathbf{e}'\mathbf{x} = m$  où  $m$  est la dépense totale du ménage en consommation et  $\mathbf{e}$  est le vecteur unité de dimension  $N$ . Nous sommes dans le contexte d'une coupe transversale et nous pouvons donc normaliser tous les prix à l'unité.

La fonction d'utilité du membre  $i$ , donnée par  $U^i(\mathbf{x}; \mathbf{z})$  pour  $i = 1, 2, 3$ , est fortement concave et doublement différentiable. Le vecteur  $\mathbf{z} \in \mathbb{R}^T$  représente un vecteur de variables pouvant influencer les préférences individuelles des membres. Par exemple, l'âge et la scolarité des membres pourraient être inclus dans ce vecteur de variables.

Le choix de  $\mathbf{x}$ , étant donné les préférences spécifiques à chaque membre et étant donné la contrainte budgétaire, nécessite donc un processus de décision entre les membres du ménage. Suivant en cela Browning et Chiappori (1998), nous supposons que ce processus de décision dépend d'un ensemble de  $K$  facteurs de distribution,  $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_K)$ , qui sont indépendants des préférences individuelles et qui n'affectent pas l'ensemble des possibilités de consommation du ménage. Ces facteurs de distribution sont des variables influençant le pouvoir de négociation relatif des preneurs de décisions.

Par exemple, si l'épouse gagne 50% du revenu total du ménage, elle aura vraisemblablement plus de pouvoir de négociation que si elle ne gagnait que 30% de ce même revenu total. En conséquent, les parts du revenu total du ménage de chaque membre (qu'on appellera désormais les parts de revenu), pour un revenu total donné, nous semblent être de bons exemples de facteurs de distribution. Bourguignon *et al.* (1993) et Browning *et al.* (1994) ont utilisé le revenu des preneurs de décisions (pour un revenu total donné) comme facteurs de distribution. Dans la mesure où les facteurs de distribution ne peuvent pas influencer les préférences et la contrainte budgétaire, nous utiliserons plutôt les parts de revenu des preneurs de décisions comme facteurs de distribution.

Si l'absence d'accord entre les membres mène à la dissolution du ménage, le pouvoir de négociation des conjoints sera possiblement sensible à l'état du marché du mariage [Becker (1981, chap.3)]. Si les hommes se font relativement plus rares que les femmes sur ce marché, l'époux aura probablement une plus grande marge de manoeuvre pour imposer ses préférences à sa conjointe. Nous utiliserons donc le taux de masculinité comme facteur de distribution, *i.e.* le pourcentage d'hommes dans la population pertinente.

Enfin, nous ferons une dernière hypothèse concernant le processus de négociation. Nous supposerons que ce processus mène à une allocation efficace au sens de Pareto. Cette hypothèse est centrale au modèle de la rationalité collective [Chiappori (1988, 1992)]. Ceci signifie qu'il n'existe pas d'autre allocation satisfaisant également la contrainte budgétaire et pouvant améliorer le bien-être d'au moins un des preneurs de décisions sans diminuer le bien-être des autres preneurs de décisions. Cette hypothèse nous semble raisonnable dans la mesure où il est vraisemblable de penser que le ménage a été formé dans l'espoir d'une vie commune agréable pour tous les membres. Avec le temps, si le ménage ne se dissout pas, les membres apprennent à mieux se connaître et ils sont donc plus susceptibles de savoir ce qui plaît et ce qui ne plaît pas aux autres membres. Bref, il est plausible de supposer que la coopération et la symétrie d'information jumelées à l'aspect répétitif du processus de négociation mèneront les preneurs de décisions à exploiter efficacement les ressources dont ils disposent.

Un ménage comptant trois preneurs de décisions doit donc résoudre le programme suivant :

$$\max_{\{\mathbf{x}\}} \mu^1(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})U^1(\mathbf{x}; \mathbf{z}) + \mu^2(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})U^2(\mathbf{x}; \mathbf{z}) + U^3(\mathbf{x}; \mathbf{z}) \quad (\text{P1})$$

$$\text{sujet à : } \mathbf{e}'\mathbf{x} = m,$$

qui est équivalent au programme suivant :

$$\max_{\{\mathbf{x}\}} \mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})\mathbf{U}(\mathbf{x}; \mathbf{z}) + U^3(\mathbf{x}; \mathbf{z}) \quad (\text{P2})$$

$$\text{sujet à : } \mathbf{e}'\mathbf{x} = m$$

où  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z}) : \mathbb{R}^{1+K+T} \rightarrow \mathbb{R}_{++}^I$ ,  $\mathbf{U}(\mathbf{x}; \mathbf{z}) : \mathbb{R}^{N+T} \rightarrow \mathbb{R}^I$  pour  $I + 1 = 3$ .

Le vecteur  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  représente l'ensemble des poids relatifs des préférences individuelles des membres 1 et 2 dans l'agrégation des préférences au niveau du ménage. Ce vecteur synthétise donc le pouvoir relatif qu'ont les membres 1 et 2 d'imposer leurs préférences au ménage. On constate que les facteurs de distribution  $\mathbf{y}$  influencent les décisions du ménage uniquement par le biais de ce vecteur  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ . Les préférences individuelles et la contrainte budgétaire déterminent entièrement la frontière des allocations Pareto-efficaces. Les facteurs de distribution, par leur effet sur  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ , affectent le point choisi sur cette frontière par les preneurs de décisions mais non la frontière elle-même. C'est cette restriction sur l'influence des facteurs de distribution qui génère des contraintes testables sur les fonctions de demande du ménage.

Le modèle unitaire est donc un cas particulier du modèle de la rationalité collective. En effet, dans le cas où le vecteur  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  est constant, nous revenons au modèle unitaire. De même, si  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  peut varier mais que  $U^1(\cdot)$ ,  $U^2(\cdot)$  et  $U^3(\cdot)$  sont identiques, le modèle collectif dégénère en un modèle unitaire. Puisque sous les hypothèses du modèle unitaire,  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  ne peut influencer les choix du ménage, les facteurs de distribution ne devraient pas avoir d'effet sur les fonctions de demande du ménage. Ceci nous fournit un test relativement simple du modèle unitaire.

Le système de fonctions de demande qui solutionne (P2) sera tel que :

$$\mathbf{x} = \hat{\mathbf{x}}(m, \mathbf{z}, \mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})). \quad (2.1)$$

Puisque les poids ne sont pas observables, on observe  $\tilde{\mathbf{x}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ . Il faut donc tester si :

$$\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z}) = \hat{\mathbf{x}}(m, \mathbf{z}, \mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})). \quad (2.2)$$

On partitionne  $\mathbf{x}$  et  $\mathbf{y}$  ainsi :  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}'_1, \mathbf{x}'_2)$  et  $\mathbf{y} = (\mathbf{y}'_1, \mathbf{y}'_2)$  où  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$  sont de dimension  $J$ . Afin d'alléger la notation, on laisse tomber  $m$  et  $\mathbf{z}$ . L'équation (2.2) devient :

$$\mathbf{x}_1 = \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_1(\mu(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2)) \quad (2.3)$$

et

$$\mathbf{x}_2 = \tilde{\mathbf{x}}_2(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_2(\mu(\mathbf{y}_1, \mathbf{y}_2)). \quad (2.4)$$

Définissons  $\mathbf{D}_z \mathbf{F}(\mathbf{z})$  comme étant la matrice des dérivées partielles du vecteur de fonctions différentiables  $\mathbf{F}(\mathbf{z})$  par rapport au vecteur  $\mathbf{z}$  et dont le  $mn^e$  élément est  $\frac{\partial F_m(\mathbf{z})}{\partial z_n}$ . Les trois propositions qui suivent sont tirées de Dauphin et Fortin (2001) et de Dauphin *et al.* (2002).

**Proposition 1** *Posons  $N \geq I + 1$  et  $K \geq I + 1$ . Soit  $\mathbf{y}^* \in \mathbb{R}^K$ , un point auquel  $\tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y})$  est différentiable et tel que  $\mathbf{D}_{\mathbf{y}_1} \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y})$  est non-singulière. Alors, conditionnellement à  $\mathbf{x}_1^* = \tilde{\mathbf{x}}_1(\mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$ , il existe une fonction vectorielle continûment différentiable et unique  $\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2)$  qui résout (2.3) pour  $\mathbf{y}_1$  dans un voisinage de  $(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$  et telle que*

$$\mathbf{x}_1^* = \bar{\mathbf{x}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2) \equiv \tilde{\mathbf{x}}_1(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_1(\mu(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2)). \quad (2.5)$$

Étant donné la proposition 1, on peut définir la fonction  $\bar{\mathbf{x}}_2 : \mathbb{R}^K \rightarrow \mathbb{R}^{N-J}$

$$\bar{\mathbf{x}}_2(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2) \equiv \tilde{\mathbf{x}}_2(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2) \equiv \hat{\mathbf{x}}_2(\mu(\tilde{\mathbf{y}}_1(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2), \mathbf{y}_2)). \quad (2.6)$$

Le vecteur  $\bar{\mathbf{x}}_2(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2)$  représente un sous-système local de demandes conditionnelles pour les  $N - J$  biens qui ne sont pas inclus dans  $\mathbf{x}_1$ . Ces demandes sont conditionnées sur les demandes pour les  $J$  premiers biens et les  $K - J$  facteurs de distribution non inclus dans  $\mathbf{y}_1$ .

**Proposition 2** *Supposons que  $\mu(\mathbf{y})$  soit différentiable au point  $\mathbf{y}^*$  et que  $\hat{\mathbf{x}}(\mu(\mathbf{y}))$  soit différentiable au point  $\mu(\mathbf{y}^*)$ . Supposons aussi que  $N \geq I + 1$ ,  $K \geq I + 1$  et que de*

ces  $N$  demandes, un minimum de  $I$  satisfassent les conditions de la proposition 1. Alors, lorsque  $J \geq I$ , tout  $\tilde{x}_{2n}(\mathbf{y}^*)$  est, une fois conditionnée sur  $\mathbf{x}_1$ , inversible à tous les facteurs de distribution contenus dans  $\mathbf{y}_2$

$$\mathbf{D}_{\mathbf{y}_2} \bar{x}_{2n}(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*) = \mathbf{0}. \quad (2.7)$$

On peut expliquer ce résultat de la façon suivante. Les demandes sont conditionnées sur autant de biens qu'il y a d'éléments dans  $\mu(\mathbf{y})$ . Dans notre cas,  $\mu(\mathbf{y})$  contient deux éléments. Pour que les deux demandes dans  $\mathbf{x}_1$  soient maintenues constantes, les facteurs de distribution  $\mathbf{y}_1$  sur lesquels elles sont inversées doivent compenser les variations des autres facteurs de distribution,  $\mathbf{y}_2$ , de façon à maintenir les deux éléments de  $\mu(\mathbf{y})$  constants. Mais si  $\mu(\mathbf{y})$  demeure constant lorsque  $\mathbf{y}_2$  change, alors la demande  $\bar{x}_{2n}(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$  doit également demeurer constante et en conséquence,  $\mathbf{D}_{\mathbf{y}_2} \bar{x}_{2n}(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*) = \mathbf{0}$  pour tout  $\tilde{x}_{2n}(\mathbf{y}^*)$  tel que tous les éléments de  $\mathbf{D}_{\mathbf{y}_1} \tilde{x}_{2n}(\mathbf{y})$  sont non-nuls.

Notons que si  $N = I + 1$ , la contrainte budgétaire implique que  $\bar{x}_2(\mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*) = m - \mathbf{e}'\mathbf{x}_1^*$ . Le résultat de la proposition 2 devient trivial. Pour éviter cela, il faut avoir que  $N > I + 1$ , c'est-à-dire qu'on doit avoir plus de demandes que de preneurs de décisions.

**Proposition 3** *Supposons que les décisions du ménage soient efficaces au sens de Pareto. Supposons aussi que  $\text{rang}(\mathbf{D}_{\mu} \hat{\mathbf{x}}_2(\mu(\mathbf{y}^*))) = I$  pour tout  $J < I$ . Alors, sous les conditions de la proposition 2, le nombre de preneurs de décisions dans le ménage correspond au plus petit nombre de biens sur lesquels les fonctions de demande doivent être conditionnées afin de satisfaire le résultat (2.7), plus un.*

Plus concrètement, supposons que (2.7) est respecté lorsque  $J = 3$  et lorsque  $J' = 2$  mais pas lorsque  $J'' = 1$ . Alors, le nombre de preneurs de décisions  $I + 1 = J' + 1 = 3$ . Cependant, si (2.7) est respectée lorsque  $J = 3$ ,  $J' = 2$  et lorsque  $J'' = 1$ , alors le nombre de preneurs de décisions au sein du ménage  $I + 1 = J'' + 1 = 2$ .

Par conséquent, selon le nombre d'éléments,  $J$ , qu'on inclut dans  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$ , le résultat de la proposition 2 et de la proposition 3 nous donne la possibilité de tester conjointement si les comportements des ménages sont efficaces au sens de Pareto et s'il y a  $J + 1$  preneurs de décisions au sein de ces ménages.

## 2.2 Agents « caring » et biens privés

La présente section s'inspire principalement de Bourguignon *et al.* (1995). Dans la section précédente, nous n'imposons aucune restriction sur les préférences individuelles. Cependant, il est bon de noter que ce modèle ne peut être uniquement identifié à partir des fonctions de demandes [Chiappori et Ekeland (2001)]. Lorsque l'identification n'est pas possible, différents modèles structuraux généreront les mêmes fonctions de demande. L'identification d'un modèle structurel unique est important dans l'analyse du bien-être intra-familial. En effet, des modèles équivalents sur le plan de l'observation aboutiront généralement à des résultats différents en termes de bien-être. Sans unicité, toute recommandation normative reste douteuse puisqu'elle reposera sur un choix arbitraire d'un modèle structurel parmi tous les autres modèles générant les demandes observées.

Nous contournerons ce problème en imposant plus de structure aux préférences individuelles. En clair, nous ferons certaines hypothèses sur la forme que peuvent prendre les préférences individuelles. Idéalement, ces hypothèses devraient être testables empiriquement à partir des comportements observés.

**Hypothèse 1** *Nous supposons que les préférences individuelles prennent la forme « caring »*

$$U^i(\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2, \mathbf{x}^3, \mathbf{X}; \mathbf{z}) = W^i[u^1(\mathbf{x}^1, \mathbf{X}), u^2(\mathbf{x}^2, \mathbf{X}), u^3(\mathbf{x}^3, \mathbf{X})] \text{ pour } i = 1, 2, 3. \quad (2.8)$$

La fonction  $W^i[\cdot]$ , pour  $i = 1, 2, 3$ , est continue, croissante et quasi-concave pour les  $u^i(\cdot)$ . Tout comme Becker (1981), nous appellerons les fonctions  $W^i[\cdot]$  des fonctions d'utilité « caring ». On note une certaine forme d'altruisme dans ces fonctions car l'individu  $i$  se souciera de la consommation de l'individu  $j \neq i$  dans la mesure où cette consommation apporte un bien-être à  $j$ . Évidemment, on aura des agents complètement égoïstes dans le cas particulier où  $W^i[\cdot] = u^i(\cdot)$  pour  $i = 1, 2, 3$ .

Toujours dans le but d'identifier un unique modèle structurel, nous devons nous concentrer sur les biens privés et ignorer les décisions concernant les biens publics  $\mathbf{X}$ . Pour ce faire, nous pourrions conditionner le choix des  $\mathbf{x}^i$  sur celui de  $\mathbf{X}$ . Mais, nous procéderons plus simplement en supposant la séparabilité entre biens privés et biens publics dans les préférences individuelles. Implicitement, nous supposons qu'il est possible de faire la distinction sans ambiguïté entre un bien privé et un bien public. En réalité, il n'est pas clair que nous puissions faire une telle distinction. Par exemple, le téléphone est un bien public au ménage pour ce qui est de recevoir un appel téléphonique mais il devient un bien privé lorsqu'un des membres l'utilise pour faire un appel.

**Hypothèse 2** *Nous supposons la séparabilité entre biens privés et biens publics dans les préférences individuelles*

$$u^i(\mathbf{x}^i, \mathbf{X}) = f^i[v^i(\mathbf{x}^i), \mathbf{X}] \text{ pour } i = 1, 2, 3. \quad (2.9)$$

Sous l'hypothèse de la rationalité collective (l'allocation des ressources du ménage est efficace au sens de Pareto) et sous les hypothèses 1 et 2, le ménage arrive à un optimum de Pareto sans externalité ni bien public. Selon le deuxième théorème fondamental du bien-être, un tel optimum peut être décentralisé en une économie de  $I + 1$  personnes. Dans ce contexte, le programme (P1) se divise en trois étapes. Dans la première étape, les membres du ménage décident de l'allocation de  $m$  entre

les biens privés et les biens publics. Dans la deuxième étape, l'ensemble des dépenses sur les biens privés,  $D$ , est alloué entre les trois membres selon ce que l'on appelle la « règle de partage » [Becker (1981)]. Cette règle de partage décrit la répartition de la dépense totale sur les biens privés entre les preneurs de décisions comme une fonction des facteurs de distribution et de la dépense totale sur les biens privés. Dans la troisième étape, chacun des membres du ménage choisit sa consommation privée selon sa contrainte budgétaire. Cette dernière étape peut être décrite par le programme suivant

$$\begin{aligned} \max_{\{\mathbf{x}^i\}} v^i(\mathbf{x}^i) \text{ pour } i = 1, 2, 3 & \quad (\text{P3}) \\ \text{sujet à : } \mathbf{e}'\mathbf{x}^i = D^i & \end{aligned}$$

où  $D^1 = \rho^1(D, \mathbf{y})$ ,  $D^2 = \rho^2(D, \mathbf{y})$ ,  $D^3 = D - \rho^1(D, \mathbf{y}) - \rho^2(D, \mathbf{y})$  représentent la règle de partage et où

$$\mathbf{e}'(\mathbf{x}^1 + \mathbf{x}^2 + \mathbf{x}^3) = D.$$

Les fonctions de demande du ménage devront désormais satisfaire des restrictions additionnelles. Ce qui suit est tiré de Bourguignon *et al.* (1995) dans le cas d'un ménage à deux preneurs de décisions et peut être généralisé au cas où il y a trois preneurs de décisions.

**Proposition 4** *Les fonctions de demande d'un ménage résultant du programme (P3) devront satisfaire les restrictions suivantes*

*i) les fonctions  $\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}(D, \mathbf{y})$  auront la forme suivante*

$$\tilde{\mathbf{x}}(D, \mathbf{y}) = \alpha(\rho^1(D, \mathbf{y})) + \beta(\rho^2(D, \mathbf{y})) + \gamma(D - \rho^1(D, \mathbf{y}) - \rho^2(D, \mathbf{y})); \quad (2.10)$$

*ii) en supposant que  $\mathbf{x}_1 \in \mathbb{R}_+^{J=2}$  et  $\mathbf{y}_1 \in \mathbb{R}^{J=2}$ , les fonctions  $\mathbf{x}_2 = \bar{\mathbf{x}}_2(D, \mathbf{x}_1, \mathbf{y}_2)$  auront la forme suivante*

$$\bar{\mathbf{x}}_2(D^1 + D^2 + D^3, \alpha_1(D^1) + \beta_1(D^2) + \gamma_1(D^3), \alpha_2(D^1) + \beta_2(D^2) + \gamma_2(D^3))$$

$$\begin{aligned}
&= \bar{x}_2(D^1, \alpha_1(D^1) + \beta_1(0) + \gamma_1(0), \alpha_2(D^1) + \beta_2(0) + \gamma_2(0)) \\
&\quad + \bar{x}_2(D^2, \alpha_1(0) + \beta_1(D^2) + \gamma_1(0), \alpha_2(0) + \beta_2(D^2) + \gamma_2(0)) \\
&\quad + \bar{x}_2(D^3, \alpha_1(0) + \beta_1(0) + \gamma_1(D^3), \alpha_2(0) + \beta_2(0) + \gamma_2(D^3)) \\
&\quad - 2\bar{x}_2(0, \alpha_1(0) + \beta_1(0) + \gamma_1(0), \alpha_2(0) + \beta_2(0) + \gamma_2(0)). \tag{2.11}
\end{aligned}$$

Dans (2.10),  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  sont, respectivement, les fonctions de demandes individuelles des membres 1, 2 et 3; (2.10) est restrictive car les demandes pour tous les biens dépendent des mêmes arguments  $\rho^1(\cdot)$ ,  $\rho^2(\cdot)$  et  $D - \rho^1(\cdot) - \rho^2(\cdot)$ . Dans (2.11),  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_2$  et  $\gamma_2$  représentent les demandes des trois preneurs de décisions pour les deux biens conditionnant inclus dans  $\mathbf{x}_1$ ; (2.11) est restrictive car les fonctions  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_2$  et  $\gamma_2$  sont les mêmes pour tous les bien inclus dans  $\mathbf{x}_2$ .

Nous utiliserons les résultats (2.7) et (2.11) pour tester conjointement la rationalité collective, les hypothèses de préférences « caring » et de biens privés ainsi que le nombre de preneurs de décisions au sein du ménage sur les estimations paramétriques de  $\bar{x}_2(D, \mathbf{x}_1, \mathbf{y}_2)$ .

# Chapitre 3

## Le modèle paramétrique

### 3.1 Les données

Nous utiliserons le *Consumer Expenditure Survey* américain (CEX), 1988 à 1991, du Bureau of Labor Statistics comme base de données afin de construire l'échantillon utilisé pour l'aspect empirique de ce travail. Le CEX est constitué de deux parties ayant chacune un questionnaire et un échantillon distincts. La première partie est une enquête où les ménages de l'échantillon complètent un journal de bord sur leurs dépenses de consommation pour deux périodes consécutives d'une semaine. Nous nous attarderons plutôt sur la deuxième partie. Cette dernière est une enquête longitudinale rotative trimestrielle. Chaque ménage de l'échantillon est interviewé à tous les trois mois pour cinq trimestres consécutifs. La première interview est de type « reconnaissance » et n'apparaît pas dans la base de données. On peut donc recueillir un maximum de quatre trimestres d'informations sur un ménage ; d'où l'aspect longitudinal de l'enquête. Pour chaque trimestre de données, l'échantillon est composé au quart de ménages à leur deuxième interview, d'un autre quart de ménage à leur troisième interview et ainsi de suite ; d'où l'aspect rotatif de l'enquête.

Cette enquête trimestrielle offre des informations détaillées sur environ 60% à 70% des dépenses totales d'un ménage. Des estimés globaux sont calculés pour les dépenses en nourriture et sur certains autres produits. Les données du CEX couvrent donc entre 90% et 95% des dépenses totales d'un ménage puisqu'on y recueille aucune information sur les dépenses en médicaments sans prescription ni sur les dépenses en petits électroménagers. De plus, on peut en tirer des données sur les revenus et les aspects sociodémographiques du ménage et de chaque membre qui le compose. Par exemple, on peut savoir dans quel État réside un ménage et l'âge, la scolarité et le revenu de chaque membre du ménage.

Nous cherchons à savoir si un enfant adulte (de seize ans et plus) vivant avec ses parents a un pouvoir de décision au sein du ménage, *i.e.* s'il participe au processus de négociation menant à la prise des décisions concernant les choix de consommation du ménage. Nous incluons donc dans notre échantillon tous les ménages constitués de deux adultes et de leurs enfants. Nous excluons les ménages comptant plus d'un enfant de seize ans et plus. Nous excluons aussi les ménages n'ayant aucun enfant de seize ans et plus. Un enfant de seize ans ou plus peut légalement travailler et occuper un logement. Il peut donc possiblement quitter le foyer familial advenant l'absence d'accord avec ses parents au sujet de l'allocation des ressources au sein du ménage. Enfin, nous éliminons de l'échantillon les ménages pour lesquels nous disposons de moins de quatre trimestres de données.

Le modèle collectif suppose une allocation des ressources efficace au sens de Pareto. Nous justifions cette hypothèse en supposant que le ménage ait été formé dans l'optique d'une vie commune agréable et qu'avec le temps, une meilleure connaissance réciproque des membres permettrait au ménage d'utiliser efficacement ses ressources. Pour respecter ce cadre, nous retenons seulement les ménages dont la structure familiale reste la même au cours des quatre trimestres.

Le test des hypothèses du modèle collectif que nous proposons repose sur les facteurs de distribution. Le CEX nous permet de connaître le revenu de chaque membre d'un ménage. Dans le présent travail, nous incluons dans la variable revenu tous les revenus de travail avant impôt, les revenus avant taxe d'entreprises et les allocations de sécurité sociale (*social security*). Ces variables sont recueillies pour chaque membre du ménage. La taille de notre échantillon souffre donc du fort taux de non-réponse à ces variables. En effet, en éliminant les ménages pour lesquels on ne dispose pas des revenus individuels pour chacun des trois preneurs de décisions, on réduit la taille de l'échantillon de 52%. La part de revenu de l'homme est le revenu du père divisé par la somme des revenus des trois membres. Nous calculons la part de revenu de la femme et de l'enfant de la même manière. Les parts de revenu du père et de la mère sont utilisées comme facteurs de distribution. Nous avons conservé dans l'échantillon les ménages où au moins un des preneurs de décisions gagne un revenu.

Le taux de masculinité est le troisième et dernier facteur de distribution auquel nous aurons recours. Pour le calculer, nous utiliserons le *Census of Population and Housing* de 1990. De toute évidence, le marché du mariage dans l'État du Maine aura peu d'impact sur le pouvoir de négociation des membres d'un ménage habitant l'État de la Californie. Par conséquent, nous devons associer à chaque ménage un taux de masculinité couvrant une région géographique pertinente. Le CEX fournit deux variables sur la localisation des ménages qui sont la Région (Nord-Est, Midwest, Sud et Ouest) et l'État. C'est sur la base de l'État de résidence que nous associerons un taux de masculinité à chaque ménage. En plus de savoir si le ménage habite une zone urbaine ou rurale, on peut aussi connaître la taille de la population de la zone géographique primaire d'échantillonnage habitée par le ménage. Ces deux dernières variables jumelées avec la Région et l'État de résidence permettent d'identifier des zones géographiques d'une population inférieure à 100 000 habitants, ce qui n'est pas permis par le *Census Disclosure Review Board* pour une enquête accessible au

public comme le CEX. Pour les ménages où une telle identification est possible, l'État de résidence est censuré. Ceci explique pourquoi notre échantillon ne contient aucun ménage habitant une région rurale. Formellement, le taux de masculinité est calculé comme le nombre d'hommes résidant dans le même État, de la même race et ayant le même âge que le père de chaque ménage divisé par le nombre d'hommes et de femmes de même âge et de même race dans cet État<sup>1</sup>.

En appliquant l'ensemble de ces critères aux données du CEX pour les quatre trimestres de 1990, nous obtenons un échantillon de 22 observations! Malgré que le test proposé doive théoriquement se faire sur une coupe transversale, nous avons décidé de relâcher cette contrainte. Nous appliquons donc les critères de sélection aux données du dernier trimestre de 1988 au dernier trimestre de 1991. Nous obtenons ainsi 10 groupes de ménages. Pour chacun de ces ménages, nous disposons de données couvrant une année entière. Les ménages du premier groupe sont observés du dernier trimestre de 1988 au troisième trimestre de 1989, les ménages du deuxième groupe sont observés du premier trimestre de 1989 au dernier trimestre de 1989 et le dernier groupe est observé du premier trimestre de 1991 au dernier trimestre de 1991. Nous tiendrons compte de cette répartition dans le temps des observations dans la forme fonctionnelle de notre modèle paramétrique.

Les données du CEX couvrant le dernier trimestre de 1988 au dernier trimestre de 1991 fournissent des informations sur 16 156 ménages. Cependant, en considérant les ménages pour lesquels nous disposons de quatre trimestres de données, nous obtenons 9 715 ménages. Par la suite, en retenant seulement les ménages comptant deux parents et un seul enfant de seize ans et plus, dont la structure familiale est la même au travers des quatre trimestres et auxquels nous pouvons associer un État de résidence, nous

---

<sup>1</sup>Nous avons estimé l'ensemble de nos modèles en utilisant un taux de masculinité ayant la même définition mais relié à l'âge de la mère. Nous avons aussi estimé les modèles en utilisant la moyenne de ces deux taux de masculinité. Quoique les paramètres estimés peuvent varier légèrement d'une définition à l'autre, les résultats des tests de la rationalité collective sont robustes.

obtenons 532 ménages. Ensuite, en retranchant les ménages où l'information sur les revenus individuels n'est pas disponible pour les deux parents et l'enfant de seize ans ou plus, nous arrivons à un échantillon de 255 ménages. À cette étape, on conserve seulement les ménages où au moins un des preneurs de décisions gagne un revenu, réduisant l'échantillon à 253 ménages. Finalement, en éliminant les ménages pour lesquels on ne peut identifier la Région de résidence, on obtient un échantillon de 247 ménages. C'est sur cet échantillon de 247 ménages que reposera l'estimation de notre modèle paramétrique.

Comme on peut le constater au tableau 1, le père est en moyenne âgé d'un peu plus de deux ans que sa conjointe. Le marché du mariage affecte probablement peu la prise de décisions lorsque les deux conjoints dépassent un certain âge. Ainsi, il aurait été pertinent d'éliminer les couples dans la soixantaine et plus. En raison de la taille de l'échantillon, nous conserverons ces ménages. Le père, la mère et l'enfant ont en moyenne le même nombre d'années de scolarité. Les preneurs de décisions observés dans l'échantillon ont donc en moyenne complété leurs études secondaire. Pour 58,7% des ménages de l'échantillon, l'enfant est de sexe masculin.

Puisque nous avons inclus les revenus d'entreprises dans les revenus personnels, les parts de revenu négatives et supérieures à zéro s'expliquent par des pertes liées à l'exploitation d'entreprise. On observe que la part de revenu du père est, en moyenne, supérieure à celle de la mère qui est elle-même supérieure à celle de l'enfant. Cependant, une analyse des données révèle que dans certains cas, la part de revenu de l'enfant est supérieure à celle de la mère et parfois même supérieure à la part de revenu du père. Il y a 15 ménages où le père ne gagne pas de revenu. Pour 50 ménages de l'échantillon, l'enfant ne gagne pas de revenu, tandis que la mère ne gagne pas de revenu dans 65 cas. On observe quatre ménages où l'enfant est le seul des trois preneurs de décisions à gagner un revenu.

La moyenne du taux de masculinité est quelque peu inférieure à la demie. Dans la mesure où les femmes ont une espérance de vie supérieure à celle des hommes, l'inclusion des conjoints de 60 ans ou plus dans l'échantillon explique en partie ce taux de masculinité moyen inférieur à la demie. En conservant uniquement dans l'échantillon les ménages de race blanche dont les conjoints ont moins de 60 ans, le taux de masculinité varie entre 0,4642 et 0,5375 pour une moyenne de 0,4921.

Au tableau 1, on constate que moins du quart des ménages de l'échantillon comptent plus de trois membres. Évidemment, étant donné le processus de sélection des observations, tous les membres de ces ménages, exception faite des trois preneurs de décisions, ont moins de seize ans. Les ménages comptant plus de trois membres ont, en moyenne, entre un et deux enfants âgés de moins de seize ans. À la lumière de ces chiffres, on peut établir que les ménages de notre échantillon comptent, au total, entre 3 et 11 membres.

Un peu moins de 90% des ménages sont de race blanche. En ce qui concerne la Région de résidence, environ 85% de l'échantillon est réparti également entre les États des Régions du Nord-Est, du Midwest et du Sud.

## 3.2 L'approche empirique

Nous cherchons à tester la rationalité collective et le nombre de preneurs de décisions au sein du ménage. À cette fin, nous utiliserons les propositions 1, 2 et 3 définies précédemment et tirées de Dauphin et Fortin (2001) et de Dauphin *et al.* (2002).

Nous réaliserons les tests de la rationalité collective et du nombre de preneurs de décisions à l'aide d'estimations paramétriques des fonctions de demande dans un cadre statique où les prix relatifs, maintenus constants, sont supposés identiques pour tous les ménages de l'échantillon. Ces fonctions de demande auront donc pour principal

argument, la dépense annuelle totale sur les sept catégories de dépenses décrites dans la section suivante. Puisque les prix sont maintenus constants, nous estimons un système de courbes d'Engel. En plus d'un choix parcimonieux de variables explicatives sociodémographiques, nos courbes d'Engel seront fonction de facteurs de distribution.

Les tests des hypothèses de la rationalité collective et du nombre de preneurs de décisions s'effectuent comme suit. Premièrement, on estime le système de fonctions de demande  $\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ , où  $m$  est la dépense annuelle totale sur les sept catégories de dépenses,  $\mathbf{y}$  est un vecteur de facteurs de distribution et  $\mathbf{z}$  est un vecteur de variables sociodémographiques. On nommera le système

$$\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z}) \quad (3.12)$$

un système de fonctions de demandes non-conditionnelles. Lorsque  $\mathbf{x} = \tilde{\mathbf{x}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  est estimé, on peut tester une des hypothèses du modèle unitaire en testant la significativité statistique conjointe des paramètres reliés aux facteurs de distribution. Un rejet de l'hypothèse nulle, voulant que l'ensemble des paramètres reliés aux facteurs de distribution soient statistiquement nuls, est équivalent à un rejet du modèle unitaire. En effet, les facteurs de distribution influencent les choix d'un ménage par son effet sur le vecteur  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  des poids relatifs des préférences individuelles. Dans le modèle unitaire, soit que ce vecteur est constant ou bien que les préférences individuelles sont identiques. Par conséquent,  $\mu(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ , et donc  $\mathbf{y}$ , ne peut pas influencer les choix d'un ménage. Ce test permet de rejeter ou non le modèle unitaire. En revanche, il ne nous permet pas d'affirmer que les hypothèses du modèle de la rationalité collective sont cohérentes avec les données.

Suite à l'estimation du système de fonctions de demande non-conditionnelles, on doit vérifier si la condition énoncée à la deuxième phrase de la proposition 1 est respectée. On pose  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}'_1, \mathbf{x}'_2)$  et  $\mathbf{y} = (\mathbf{y}'_1, \mathbf{y}'_2)$  où  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$  sont de dimension  $J$ . On inverse la fonction  $\mathbf{x}'_1 = \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}'_1, \mathbf{y}'_2, \mathbf{z})$  pour obtenir la fonction  $\mathbf{y}'_1 = \tilde{\mathbf{y}}_1(m, \mathbf{x}'_1, \mathbf{y}'_2, \mathbf{z})$ .

Pour pouvoir faire cela, le théorème des fonctions implicites requiert que  $\mathbf{x}_1^* = \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z})$  soit différentiable au point  $(\mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*)$  et que le jacobien de la fonction  $\tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$  par rapport aux arguments  $\mathbf{y}_1^*$ ,  $\mathbf{D}_{\mathbf{y}_1} \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}, \mathbf{z})$ , soit non-singulier. Bref, la matrice des dérivées partielles, si elles existent, des fonctions  $\mathbf{x}_1^* = \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z})$  par rapport aux éléments de  $\mathbf{y}_1^*$  doit être inversible. Lorsque ces conditions sont respectées, on peut écrire

$$\mathbf{x}_1^* = \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) = \tilde{\mathbf{x}}_1(m, \tilde{\mathbf{y}}_1(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}), \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) = \bar{\mathbf{x}}_1(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) \quad (3.13)$$

et

$$\mathbf{x}_2^* = \tilde{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{y}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) = \tilde{\mathbf{x}}_2(m, \tilde{\mathbf{y}}_1(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}), \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) = \bar{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}). \quad (3.14)$$

Le système de fonctions de demande

$$\mathbf{x}_2^* = \bar{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) \quad (3.15)$$

sera appelé un système de fonctions de demande conditionnelles. Si  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$  contiennent un seul élément ( $J = 1$ ), la condition de la proposition 1 consiste à vérifier si

$$\frac{\partial \bar{x}_1(\cdot)}{\partial y_1} \neq 0. \quad (3.16)$$

Si  $\mathbf{x}_1 = (x_{11}, x_{12})'$  et  $\mathbf{y}_1 = (y_{11}, y_{12})'$ , on doit vérifier que la matrice

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial \bar{x}_{11}(\cdot)}{\partial y_{11}} & \frac{\partial \bar{x}_{11}(\cdot)}{\partial y_{12}} \\ \frac{\partial \bar{x}_{12}(\cdot)}{\partial y_{11}} & \frac{\partial \bar{x}_{12}(\cdot)}{\partial y_{12}} \end{pmatrix}$$

est inversible (*i.e.* le rang de la matrice est égale à deux). Nous ferons cela en vérifiant si le déterminant de cette matrice est différent de zéro :

$$\left( \frac{\partial \bar{x}_{11}(\cdot)}{\partial y_{11}} \right) \left( \frac{\partial \bar{x}_{12}(\cdot)}{\partial y_{12}} \right) - \left( \frac{\partial \bar{x}_{12}(\cdot)}{\partial y_{11}} \right) \left( \frac{\partial \bar{x}_{11}(\cdot)}{\partial y_{12}} \right) \neq 0. \quad (3.17)$$

Pour tester la rationalité collective et l'existence de deux preneurs de décisions, on inclut un seul élément dans  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$ , *i.e.*  $J = 1$ . Pour trois preneurs de décisions on inclut deux éléments dans  $\mathbf{x}_1$  et  $\mathbf{y}_1$ , *i.e.*  $J = 2$ .

Supposons que l'on souhaite tester la rationalité collective et trois preneurs de décisions. On pose que  $\mathbf{x}$  contient trois éléments ( $N = 3$ ),  $x_1$ ,  $x_2$  et  $x_3$ , et qu'on dispose de trois facteurs de distribution ( $K = 3$ ),  $y_1$ ,  $y_2$  et  $y_3$ . Il y a alors neuf tests de la condition de la proposition 1 à faire, soit

$$1. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix};$$

$$2. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix};$$

$$3. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_2 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix};$$

$$4. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_3 \end{pmatrix};$$

$$5. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_3 \end{pmatrix};$$

$$6. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_2 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_3 \end{pmatrix};$$

$$7. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_2 \\ y_3 \end{pmatrix};$$

$$8. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_2 \\ y_3 \end{pmatrix};$$

$$9. \mathbf{x}_1 = \begin{pmatrix} x_2 \\ x_3 \end{pmatrix}, \mathbf{y}_1 = \begin{pmatrix} y_2 \\ y_3 \end{pmatrix}.$$

Idéalement, on devrait rejeter l'hypothèse nulle que le déterminant de la matrice des dérivées partielles est nul dans les neuf cas. Sous ces conditions, on peut réaliser neuf tests de la rationalité collective et trois preneurs de décisions. Ces neuf tests sont

effectués sur l'estimation paramétrique du système de fonctions de demande (3.15). On inclut dans  $\mathbf{x}_2$  toutes les demandes de  $\mathbf{x}$ , non incluses dans  $\mathbf{x}_1$ , qui respectent la condition suivante<sup>2</sup> : toutes les demandes incluses dans  $\mathbf{x}_2$  sont telles que tous les éléments de  $\mathbf{D}_{\mathbf{y}_1} \tilde{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{y}^*, \mathbf{z})$  sont différents de zéro. On estime donc un modèle  $\mathbf{x}_2^* = \bar{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z})$  pour chacun des neuf tests possibles exposés plus haut. La forme fonctionnelle des fonctions de demande conditionnelles est la même que celle des fonctions de demande non-conditionnelles sauf qu'on y remplace les facteurs de distribution  $\mathbf{y}_1^*$  par les demandes  $\mathbf{x}_1^*$ . Ceci s'explique par la linéarité des fonctions de demande non-conditionnelles. Par la suite, on teste sur ces systèmes de fonctions de demandes conditionnelles si les paramètres reliés aux facteurs de distribution  $\mathbf{y}_2^*$  sont conjointement nuls. Formellement, on teste l'hypothèse nulle

$$\mathbf{D}_{\mathbf{y}_2} \bar{\mathbf{x}}_2(m, \mathbf{x}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}) = \mathbf{0}. \quad (3.18)$$

Un rejet de cette hypothèse est équivalent à un rejet de la rationalité collective avec trois preneurs de décisions. Notons que cette condition est nécessaire mais non suffisante pour affirmer que la rationalité collective est cohérente avec les données.

Nous testerons la rationalité collective avec trois preneurs de décisions mais nous testerons aussi la rationalité collective avec deux preneurs de décisions. Comme le stipule la proposition 3, nous pourrions dire que la participation de l'enfant au processus de décision intrafamilial est cohérente avec les données seulement si on ne rejette pas la rationalité collective avec trois preneurs de décisions et qu'on rejette la rationalité collective avec deux preneurs de décisions.

---

<sup>2</sup>Cette condition est suffisante mais pas nécessaire pour affirmer que la rationalité collective est cohérente avec les données.

### 3.3 La forme fonctionnelle

Nous nous intéressons à la consommation des ménages mais nous n'observons que les dépenses sur cette consommation. Cette distinction est importante dans la mesure où l'on peut payer aujourd'hui et consommer demain ou consommer aujourd'hui et payer demain. Bref, la dépense n'est pas nécessairement une bonne mesure de la consommation.

Sous ces conditions, la distinction entre bien durable et bien non-durable est importante. Un bien non-durable est consommé immédiatement. Ainsi, la dépense pour un bien non-durable au temps  $t$  est une bonne approximation de sa consommation à la même période. Cependant, un bien durable amène un flux de services et c'est ce flux de services que les membres d'un ménage consomment. Par conséquent, la dépense sur un bien durable nous semble être une manière inadéquate de mesurer la valeur de ce flux de services. Nous supposerons que la distinction entre un bien non-durable et un bien durable peut être faite sans ambiguïté. Pour le présent travail, nous ignorerons les dépenses en biens durables. D'un point de vue théorique, ceci revient à supposer une séparabilité faible entre la consommation de biens durables et la consommation de biens non-durables. Ainsi, les choix concernant les biens durables ont une influence sur les choix de biens non-durables uniquement par un effet-revenu. C'est-à-dire que l'achat d'un bien durable aura un impact sur l'achat d'un bien non-durable uniquement dans la mesure où il y a moins d'argent disponible pour l'achat de biens non-durables s'il y a eu achat de biens durables. Cette hypothèse est restrictive puisqu'elle suppose que l'achat et la possession de biens durables ne changent pas les préférences pour les biens non-durables. Sous une telle hypothèse, le choix d'acheter des plats congelés pour le four à micro-ondes serait indépendant de l'accès à un congélateur et à un four à micro-ondes. Cependant, cette hypothèse est fréquente dans la littérature [Banks *et al.* (1997)].

Nous considérons sept catégories de biens non-durables : *i*) nourriture à la maison (*pnourmai*), *ii*) nourriture hors de la maison (*pnourest*), *iii*) vêtements et services pour hommes de seize ans et plus (*pveth*), *iv*) vêtements et services pour femmes de seize ans et plus (*pvethf*), *v*) biens non-durables en transport (*ptransp*), *vi*) entretien, chauffage et éclairage (*pentchau*) et *vii*) divertissement, lecture et éducation (*pdiver*). Dans le tableau 1, les dépenses pour chacune de ces catégories sont exprimées sous la forme de parts de dépense (*i.e.* la dépense annuelle sur une des catégories divisée par la dépense totale annuelle sur les sept catégories). On constate que la nourriture à la maison est en moyenne la part de dépense la plus importante mais aussi la plus variable. Les vêtements pour hommes accaparent, en moyenne, la plus faible part des dépenses tout en étant la moins variable de toutes. On observe des dépenses annuelles nulles pour les catégories *pnourest*, *pveth*, *pvethf* ainsi que *pdiver*.

L'idée derrière cette catégorisation des dépenses est la suivante. Le modèle collectif propose une schématisation particulière de la prise de décisions au sein d'un ménage. Par conséquent, il nous semble souhaitable de ventiler les dépenses en produits de consommation pour lesquels les goûts des membres du ménage sont susceptibles de différer. Empiriquement, le processus de décision et les variables qui l'influencent sont ainsi plus à même de s'exprimer au travers de données sur ce type de produits. Par exemple, nous avons désagrégé les dépenses sur la nourriture en deux catégories parce que, d'une part, les préférences des membres d'un ménage pour la nourriture consommée à la maison peuvent être différentes des préférences pour la nourriture consommée au restaurant. D'autre part, l'importance relative qu'accorde un preneur de décisions (la mère, par exemple) à l'une et l'autre des dépenses sur la nourriture sera probablement différente de celle d'un autre preneur de décisions (le père, par exemple).

Une telle ventilation des dépenses se bute cependant à un problème plus technique, celui des dépenses nulles. Le note au bas du tableau 1 nous donne, pour

chaque catégorie de dépenses, le nombre de ménages déclarant une dépense nulle. Nous tentons d'estimer la consommation du ménage à partir des dépenses observées. Dans ce contexte, Keen (1986) énonce trois explications possibles à ces zéros. Dans la première, les zéros sont le résultat d'une fausse déclaration de la part des répondants ou d'un rapport erroné de l'enquêteur. La deuxième explication veut que les variations des préférences (ou des revenus) d'un ménage à l'autre font en sorte que certains ménages ne consomment pas certaines catégories de biens. C'est en partie pour éviter ce problème que nous définissons des catégories de dépenses relativement englobantes. La troisième explication est celle des achats peu fréquents. Les dépenses que nous utilisons couvrent une année complète. Si l'achat de certains biens se fait à des intervalles de plus d'une année, on pourrait observer une dépense nulle pour ce bien même si le ménage consomme ce bien.

Malgré que les dépenses nulles que nous observons pourraient bien être le résultat d'une mauvaise déclaration ou de variations dans les préférences, nous supposons que ces dépenses nulles sont le résultats d'achats infréquents. Comme Keen (1986), nous pallierons à ce problème en estimant un système de courbes d'Engel où l'on suppose le revenu total endogène et en instrumentant adéquatement cette dernière variable. Nous utiliserons donc un estimateur à variables instrumentales.

Il est bien connu que la variance des dépenses d'un ménage sur des produits individuels augmente avec le niveau de la dépense totale du ménage. Ce dernier aspect soulève un problème d'hétéroscédasticité conditionnelle du terme d'erreur stochastique des équations paramétriques. Comme Pollak et Wales (1992, p.130), nous minimiserons ce problème en utilisant comme variables dépendantes les parts de dépenses allant aux différentes catégories de biens de consommation. Formellement, nous utiliserons  $w_k = \frac{x_k}{m}$ , pour  $k = 1, \dots, N$  (dans notre cas,  $N = 7$ ), comme variables dépendantes, où  $x_k$  représente la dépense totale du ménage sur les produits de la catégorie  $k$  et où

$m = \sum_{k=1}^N x_k$  est la dépense totale. Puisque, par construction,  $\sum_{k=1}^N w_k = 1$ , connaître la valeur de la dernière part de dépense n'apporte aucune information supplémentaire si on connaît la valeur des six premières parts de dépense. Par conséquent, nous incluons six des sept catégories de dépenses dans le système de fonctions de demande. On peut montrer que les valeurs des paramètres estimés resteront les mêmes si on change la part de dépense résiduelle<sup>3</sup>. Étant donné que nous utilisons des parts de dépense comme variables dépendantes, nous écrirons dorénavant le système (3.12) ainsi

$$\mathbf{w} = \tilde{\mathbf{w}}(m, \mathbf{y}, \mathbf{z}) \quad (3.19)$$

et l'équation (3.15) ainsi

$$\mathbf{w}_2^* = \bar{\mathbf{w}}_2(m, \mathbf{w}_1^*, \mathbf{y}_2^*, \mathbf{z}). \quad (3.20)$$

La spécification des équations des parts de dépense sera celle utilisée par Working (1943) et Leser (1963). La part de dépense du ménage  $h$  sur la catégorie de produits  $k$  est donnée par

$$w_{kh} = a_k + b_k \ln m_h \quad (3.21)$$

augmentée des facteurs de distribution et d'un choix parcimonieux de variables socio-démographiques. Les fonctions d'utilité générant des courbes d'Engel ayant la forme fonctionnelle (3.21) sont appelées PIGLOG [Muellbauer (1975,1976)]. Soulignons que le modèle Translog [Jorgenson *et al.*(1983)] ainsi que le modèle AIDS [Deaton et Muellbauer (1984)] font partie de la famille des modèles PIGLOG, Lewbel (1996).

Nous estimons donc des courbes d'Engel. Ces courbes décrivent la consommation en fonction du revenu, si les prix sont maintenus constants. La variable explicative revenu est par conséquent très importante. Nous ferons ici l'hypothèse que les choix de consommation sur les sept catégories de biens, que nous avons définies plus haut, sont

---

<sup>3</sup>Nous avons fait des estimations en changeant la part de dépense résiduelle. Les paramètres estimés restent identiques. De plus, les résultats des tests de la rationalité collective sont robustes au choix de la part de dépense résiduelle.

faiblement séparables de tous les autres choix faits par le ménage. Ces choix (loisirs et consommation de biens durables, par exemple) influencent donc les dépenses sur les catégories étudiées uniquement par un effet-revenu. Par conséquent, la dépense totale sur les catégories étudiées,  $m$ , est une statistique exhaustive de l'influence, sur les dépenses étudiées, de ces autres décisions prises par les membres du ménage. Cette hypothèse est fréquente dans la littérature [Banks *et al.*(1997)]. Elle nous évite d'avoir à modéliser et estimer ces décisions ou de tenir compte de ces dernières. Nous ajoutons donc  $\ln m$ , où  $m = \sum_{k=1}^7 x_k$ , comme variable explicative. Cette variable sera évidemment considérée endogène. Pour minimiser ce problème, nous instrumenterons  $\ln m$  à l'aide de variables telles la scolarité et la scolarité au carré des trois preneurs de décisions.

Les variables explicatives incluses dans la forme fonctionnelle comprennent l'âge et l'âge au carré des trois preneurs de décisions. Nous tenons compte du sexe de l'enfant en ajoutant une variable muette égale à l'unité si l'enfant est un garçon.

Comme nous l'avons exposé auparavant, l'échantillon est composé de 10 groupes de ménages qu'on distingue par la période pendant laquelle on les observe. En regroupant le premier et le deuxième groupe, le troisième et le quatrième groupe et ainsi de suite, nous séparons l'échantillon en cinq groupes<sup>4</sup>. Nous incluons donc quatre variables muettes dans les variables explicatives afin de tenir compte de cette répartition dans le temps des ménages de l'échantillon. De plus, nous tenons compte de la Région de résidence des ménages en ajoutant des variables muettes pour les ménages résidant dans les Régions du Nord-Est, du Midwest et du Sud. Ces deux derniers ensembles de variables muettes serviront aussi indirectement à capter l'effet de changements de prix dans le temps et dans l'espace.

Certains ménages de l'échantillon comptent des enfants en plus des trois preneurs

---

<sup>4</sup>On peut consulter le bas du tableau 1 pour connaître le nombre de ménages dans chacun de ces groupes.

de décisions. Étant donné les critères de sélection de l'échantillon, ces enfants ont moins de seize ans. Le nombre de ces enfants est donc ajouté comme variable explicative exogène. Browning (1992) souligne que le nombre d'enfants au sein du ménage n'a probablement pas un effet linéaire sur les dépenses de consommation. Par conséquent, nous ajoutons une variable muette égale à l'unité pour tous les ménages comptant plus de trois membres.

Nous ajoutons un terme d'erreur stochastique à toutes ces variables explicatives et la forme fonctionnelle (3.21) devient

$$w_{kh} = a_k + b_k \ln m_h + \mathbf{d}_k \mathbf{y}_h + \mathbf{e}_k \mathbf{z}_h + \varepsilon_{kh} \quad (3.22)$$

où  $\mathbf{y}_h$  est le vecteur de facteurs de distribution du ménage  $h$  et où  $\mathbf{z}_h$  est le vecteur de variables sociodémographiques du ménage  $h$ . La forme fonctionnelle (3.22) sera celle utilisée dans le modèle 1. Le système des équations de la forme (3.22) est la version paramétrique du système de demandes non-conditionnelles (3.19). Les équations du système de fonctions de demande conditionnelles (3.20) auront la forme paramétrique suivante

$$w_{2kh} = \alpha_k + \beta_k \ln m_h + \eta_k \mathbf{w}_{1h} + \mu_k \mathbf{y}_{2h} + \varphi_k \mathbf{z}_h + \nu_{kh}. \quad (3.23)$$

Le test de la rationalité collective que nous proposons revient à tester  $H_o : \mu_k = \mathbf{0} \forall k$ . Si on teste la rationalité collective pour trois preneurs de décisions,  $\mathbf{w}_{1h}$  contient deux éléments tandis qu'il n'en contient qu'un lorsqu'on teste la rationalité collective et deux preneurs de décisions.

La spécification (3.22) est linéaire en  $\ln m$ . Quoique cette spécification puisse être adéquate pour certains types de produits, Banks *et al.* (1997) suggèrent d'ajouter un terme quadratique de  $\ln m$  à l'équation (3.22) pour certains autres types de biens de consommation. L'ajout de  $\ln m$  au carré permet à un produit d'être un bien de luxe pour certaines valeurs de  $m$  et d'être un produit de nécessité pour d'autres valeurs de  $m$ . Une telle flexibilité est intéressante étant donné que la dépense totale

varie beaucoup d'un ménage à l'autre et que l'élasticité-revenu change d'un produit à l'autre. L'équation (3.22) devient donc

$$w_{kh} = a_k + b_k \ln m_h + c_k (\ln m_h)^2 + \mathbf{d}_k \mathbf{y}_h + \mathbf{e}_k \mathbf{z}_h + \varepsilon_{kh}. \quad (3.24)$$

Pour obtenir une estimation plus efficace, nous estimons le système de courbes d'Engel de la forme (3.24) et nous le réestimons en posant  $c_k = 0$  dans les équations où le paramètre relié au terme  $(\ln m_h)^2$  est statistiquement non-significatif. Nous obtenons ainsi le modèle 2. Les équations du système (3.20) prendront la forme fonctionnelle

$$w_{2kh} = \alpha_k + \beta_k \ln m_h + \gamma_k (\ln m_h)^2 + \eta_k \mathbf{w}_{1h} + \mu_k \mathbf{y}_{2h} + \varphi_k \mathbf{z}_h + \nu_{kh}. \quad (3.25)$$

Encore une fois, on rejette la rationalité collective si on rejette  $H_o : \mu_k = \mathbf{0} \forall k$ .

Notre échantillon est composé en partie de ménages où un seul des trois preneurs de décisions travaille. On y retrouve aussi des ménages où les trois preneurs de décisions travaillent. Les modèles 1 et 2 ne tiennent pas compte de cette hétérogénéité observée dans l'échantillon. Nous faisons donc implicitement l'hypothèse que les choix loisir/travail sont faiblement séparables des choix de consommation. Les résultats obtenus par Browning et Meghir (1991) sur un échantillon de ménages anglais rejettent cette hypothèse. Dans cette étude, les auteurs estiment un système de fonctions de demande conditionnelles à la participation des membres au marché du travail et aussi à leurs heures annuelles de travail. Si les choix loisir/travail affectent les préférences pour les biens de consommation, une estimation d'un système de fonctions de demande ne tenant pas compte de ces choix sera probablement biaisée. Le CEX nous fournit des informations sur la participation ou non de chacun des membres à une activité génératrice de revenus et les heures qu'ils y consacrent annuellement. Dans certains ménages, des preneurs de décisions travaillent à leur propre compte. C'est pour cette raison que nous utilisons l'expression « participation à une activité génératrice de revenus » plutôt que « participation au marché du travail ». Nous ajoutons

cette paire de variables (participation et heures annuelles) pour chacun des preneurs de décisions aux variables explicatives. Tout comme Browning et Meghir (1991), nous les poserons endogènes. Si les choix loisir/travail affectent les décisions de consommation, les variables exprimant ces choix seront probablement corrélées avec les termes d'erreurs des courbes d'Engel. L'équation (3.24) devient

$$w_{kh} = a_k + b_k \ln m_h + c_k (\ln m_h)^2 + \mathbf{d}_k \mathbf{y}_h + \mathbf{e}_k \mathbf{z}_h + \mathbf{f}_k \mathbf{t}_h + \varepsilon_{kh} \quad (3.26)$$

où  $\mathbf{t}_h$  contient, pour chacun des trois preneurs de décisions, une variable muette égale à l'unité si la personne participe à une activité génératrice de revenus et une variable donnant le nombre d'heures que la personne y consacre annuellement. Cette dernière variable est nulle si la personne ne participe pas à une activité génératrice de revenus. Pour obtenir un estimateur efficace, nous estimons le modèle 2 augmenté des variables  $\mathbf{t}_h$ . Nous le réestimons ensuite en posant nuls les paramètres de  $\mathbf{f}_k$  qui ont été trouvés statistiquement non-significatifs dans l'estimation précédente. Nous obtenons ainsi le modèle 3. Pour ce modèle, l'équation (3.25) devient

$$w_{2kh} = \alpha_k + \beta_k \ln m_h + \gamma_k (\ln m_h)^2 + \delta_k \mathbf{t}_h + \eta_k \mathbf{w}_{1h} + \mu_k \mathbf{y}_{2h} + \varphi_k \mathbf{z}_h + \nu_{kh} \quad (3.27)$$

où un rejet de  $H_o : \mu_k = \mathbf{0} \forall k$  revient à rejeter les hypothèses de la rationalité collective.

Le modèle 4 est le dernier modèle qui sera estimé dans ce travail. Nous l'utiliserons afin de tester les implications paramétriques des hypothèses de la rationalité collective et de trois preneurs de décisions ayant des préférences « caring » et consommant uniquement des biens privés. Nous utilisons les sept catégories de biens définies précédemment. Nous supposons donc que ces biens sont des biens privés. Ainsi, nous définissons la dépense totale sur les biens privés par  $D = \sum_{k=1}^7 x_k$ . La forme fonctionnelle (3.21) est modifiée pour celle proposée par Bourguignon *et al.* (1995) et devient

$$x_{kh} = a_k D_h + b_k D_h \ln D_h. \quad (3.28)$$

La variable dépendante est donc la dépense en niveau, sur la catégorie  $k$ , du ménage  $h$ . L'équation (3.28) est augmentée des mêmes facteurs de distribution et variables sociodémographiques utilisés dans le modèle 1. En y ajoutant un terme d'erreur stochastique, l'équation (3.28) devient

$$x_{kh} = a_k D_h + b_k D_h \ln D_h + \mathbf{d}_k \mathbf{y}_h + \mathbf{e}_k \mathbf{z}_h + \varepsilon_{kh} \quad (3.29)$$

et nous donne la forme fonctionnelle des équations du système (3.12). Les variables  $D_h$  et  $D_h \ln D_h$  sont posées endogènes. Les équations du système (3.15) ont la forme

$$x_{2kh} = \alpha_k D_h + \beta_k D_h \ln D_h + \eta_k \mathbf{x}_{1h} + \mu_k \mathbf{y}_{2h} + \varphi_k \mathbf{z}_h + \nu_{kh}. \quad (3.30)$$

On peut montrer avec (2.11) et (3.30) que tester la rationalité collective où les preneurs de décisions ayant des préférences « caring » consomment uniquement des biens privés revient à tester  $H_o : \mu_k = \mathbf{0} \cap \beta_k = 0 \forall k$ .

Étant donné la présence de variables potentiellement endogènes du côté droit des équations de nos quatre systèmes paramétriques, ces derniers sont estimés par variables instrumentales. Pour obtenir des estimateurs efficaces, nous supposons que les termes d'erreur pour un même ménage sont corrélés entre eux et que cette corrélation est nulle entre les ménages. Nous utiliserons la méthode des moments généralisée (MMG) pour estimer les quatre modèles décrits plus haut. L'estimateur ainsi obtenu sera convergent et efficace même si les variables souffrent d'erreurs de mesure. Soulignons aussi que l'estimateur MMG admet l'hétéroscédasticité des termes d'erreur mais ne requiert pas de spécifier la forme que prend cette hétéroscédasticité. Sous ces conditions, l'estimateur MMG devrait être asymptotiquement plus efficace que les moindres carrés en trois étapes (MC3E) ou le maximum de vraisemblance en information complète (MVIC).

Si on considère une écriture générale des quatre modèles proposés précédemment, le système de fonctions de demande pour six catégories de biens du ménage  $h$ , pour

$h = 1, \dots, H$ , est donné par

$$y_{1h} = \delta_1' \mathbf{X}_{1h} + \mu_{1h},$$

$$y_{2h} = \delta_2' \mathbf{X}_{2h} + \mu_{2h},$$

$$y_{3h} = \delta_3' \mathbf{X}_{3h} + \mu_{3h},$$

$$y_{4h} = \delta_4' \mathbf{X}_{4h} + \mu_{4h},$$

$$y_{5h} = \delta_5' \mathbf{X}_{5h} + \mu_{5h},$$

et

$$y_{6h} = \delta_6' \mathbf{X}_{6h} + \mu_{6h}$$

où  $y_{1h}, \dots, y_{6h}$  sont les variables dépendantes,  $\delta_{1h}, \dots, \delta_{6h}$  sont les vecteurs de paramètres à estimer,  $\mathbf{X}_{1h}, \dots, \mathbf{X}_{6h}$  sont les vecteurs de variables explicatives et où  $\mu_{1h}, \dots, \mu_{6h}$  sont des termes d'erreurs d'espérance mathématique nulle. On place ces termes d'erreur dans un vecteur pour obtenir  $\mu_h = (\mu_{1h}, \dots, \mu_{6h})'$ . Ces termes d'erreur sont hétéroscédastiques ce qui signifie que si

$$\Sigma_h = \mathbb{E}[\mu_h \mu_h'],$$

alors

$$\Sigma_h \neq \Sigma_i \quad \forall h \neq i.$$

Ces termes d'erreur sont corrélés entre eux pour un même ménage mais sont orthogonaux l'un à l'autre entre les ménages :

$$\mathbb{E}[\mu_{kh} \mu_{li}] \neq 0 \quad \forall h = i \text{ et pour } k, l = 1, \dots, 6$$

et

$$\mathbb{E}[\mu_{kh} \mu_{li}] = 0 \quad \forall h \neq i \text{ et pour } k, l = 1, \dots, 6.$$

Soit

$$\mu = [(y_{1h} - \delta_1' \mathbf{X}_{1h})', (y_{2h} - \delta_2' \mathbf{X}_{2h})', \dots, (y_{6h} - \delta_6' \mathbf{X}_{6h})']',$$

le vecteur des termes d'erreurs empilés. Supposons qu'il existe un ensemble d'instruments  $\mathbf{Z}$ . On pose  $\bar{\mathbf{Z}} = \mathbf{I} \otimes \mathbf{Z}$ , où  $\mathbf{I}$  est la matrice identité de dimension  $6 \times 6$ . On supposera que les moments empiriques respectent les conditions suivantes

$$\mathbb{E}[\mu_{kh}\mathbf{Z}_h] = \mathbf{0} \quad \forall k \text{ et } \forall h$$

où  $\mathbf{Z}_h$  est un vecteur ligne de la matrice  $\mathbf{Z}$ . L'estimateur MMG pour  $\delta = (\delta'_1, \delta'_2, \dots, \delta'_6)'$ , lorsqu'il y a plus de conditions de moments qu'il n'y a de paramètres à estimer, est donné par  $\hat{\delta}_{MMG}$  qui minimise

$$\mu'[\bar{\mathbf{Z}}(\bar{\mathbf{Z}}'\Omega\bar{\mathbf{Z}})^{-1}\bar{\mathbf{Z}}']\mu \quad (3.31)$$

où  $(\bar{\mathbf{Z}}'\Omega\bar{\mathbf{Z}})$  est la matrice variance-covariance de  $\bar{\mathbf{Z}}'\mu$ . La matrice  $\Omega$  prend la forme

$$\begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} & \cdot & \cdot & \cdot & \Omega_{16} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} & \cdot & \cdot & \cdot & \Omega_{26} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \Omega_{61} & \Omega_{62} & \cdot & \cdot & \cdot & \Omega_{66} \end{bmatrix}$$

où les sous-matrices  $\Omega_{kl}$ , pour  $k, l = 1, \dots, 6$ , sont des matrices diagonales dont l'élément  $h$  typique sur cette diagonale est donné par  $\frac{1}{H}(\mu_{kh}\mu_{lh})$ . Les sous-matrices  $\Omega_{kl}$  ne sont pas observées. La stratégie consiste donc à estimer les modèles par la méthode des moindres carrés avec variables instrumentales (MCVI). Ceci revient à minimiser (3.31) en remplaçant  $\Omega$  par la matrice identité de même dimension. On obtient ainsi  $\hat{\delta}_{VI}$  et nous approximations le  $h^e$  élément de la diagonale de la matrice  $\Omega_{kl}$  par

$$\hat{\mu}_{kh}\hat{\mu}_{lh} = (y_{kh} - \hat{\delta}'_{kVI}\mathbf{X}_{kh})(y_{lh} - \hat{\delta}'_{lVI}\mathbf{X}_{lh}).$$

On obtient ainsi  $\hat{\Omega}$ , un estimateur de White (1980) de la matrice de variance-covariance  $\Omega$ . On minimise ensuite (3.31) en remplaçant  $\Omega$  par  $\hat{\Omega}$  pour obtenir  $\hat{\delta}_{MMG}$  dont la

matrice de variance-covariance asymptotique est estimée par l'inverse de

$$\mathbf{X}\bar{\mathbf{Z}}(\bar{\mathbf{Z}}'\Omega\bar{\mathbf{Z}})^{-1}\bar{\mathbf{Z}}'\mathbf{X} \quad (3.32)$$

où  $\mathbf{X}$  est la matrice qu'on obtient en empilant  $\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_6$ . La  $h^e$  ligne de  $\mathbf{X}_k$  est donnée par  $\mathbf{X}_{kh}$ . C'est cet estimateur  $\hat{\delta}_{MMG}$  que nous utiliserons pour estimer les paramètres des quatre modèles proposés dans cette section.

# Chapitre 4

## Les résultats

### 4.1 L'estimation des modèles

L'exogénéité des variables de revenu, des facteurs de distribution et des variables de choix loisir/travail a été testée par le test de Hausman. Pour les quatre modèles, on ne peut rejeter l'exogénéité des variables de revenu et des facteurs de distribution. Cependant, étant donné les dépenses nulles observées dans certaines catégories de dépenses dues à des achats infréquents, nous estimons les modèles en posant endogènes les variables de revenu, tout comme Keen (1986). Quant à eux, les facteurs de distribution sont considérés exogènes, comme dans Browning *et al.* (1994) et Chiappori *et al.* (2002). Finalement, on ne peut rejeter l'exogénéité des variables décrivant les choix loisir/travail des trois preneurs de décisions utilisées dans le modèle 3. Malgré cela, à l'instar de Browning et Meghir (1991), nous les supposons endogènes. Toutes ces variables endogènes sont instrumentées avec le même ensemble de 41 instruments. Les considérations théoriques concernant le choix de bons instruments ainsi qu'une série d'expérimentations avec divers groupes d'instruments nous ont conduit à choisir cet ensemble. La scolarité et la scolarité au carré des trois preneurs de décisions,

l'ethnie de l'époux, le logarithme naturel de la somme des revenus des trois preneurs de décisions, ainsi qu'une variable muette nulle si le ménage est locataire du logement qu'il occupe, sont inclus parmi l'ensemble d'instruments.

Les modèles 1 et 4 comptent 126 paramètres tandis qu'on dénombre 129 paramètres pour le modèle 2 et 141 pour le modèle 3. Rappelons que chacun des modèles contient six équations. Les quatre spécifications proposées passent le test de suridentification de Hansen. Notons enfin que l'ensemble des tests d'hypothèse, à l'exception des tests de suridentification et d'exogénéité, ont été effectués à l'aide de statistiques de Wald.

Nous avons retenu trois modèles non-conditionnels ayant la forme générale (3.19). Les variables dépendantes sont donc des parts de dépense. Nous utiliserons ces trois modèles pour tester empiriquement les hypothèses de la rationalité collective. Ces hypothèses sont que les trois preneurs de décisions ont des préférences distinctes et différentes, que la prise de décisions au sein du ménage se schématise par un processus de négociation entre les preneurs de décisions, que ce processus de négociation dépend de facteurs de distribution (des variables indépendantes des préférences et qui n'affectent pas l'ensemble des possibilités de consommation) et que ce processus de négociation mène à une allocation Pareto-éfficente des ressources du ménage.

Dans le premier modèle, rapporté au tableau 2, les courbes d'Engel dépendent linéairement de la variable de revenu. Ici, et pour les deux autres modèles, cette variable de revenu est mesurée par le logarithme naturel de la dépense totale sur les sept catégories de dépenses modélisées dans le système de fonctions de demande. L'effet estimé de la variable de revenu pour chaque type de bien nous semble intuitivement intéressant. Par le signe du paramètre rattaché à la variable de revenu, on peut affirmer que, pour les ménages de cet échantillon, la nourriture est un bien de nécessité lorsque consommée à la maison ( $pnourmai$ ) et un bien de luxe lorsque consommée

hors de la maison (*pnourest*). Les vêtements, tant pour les hommes (*pveth*) que pour les femmes (*pvethf*), sont des biens de luxe. Le divertissement, l'éducation et la lecture (*pdiver*) sont également des biens de luxe. Les produits non-durables en transport (*ptransp*) sont des biens de nécessité.

Par ailleurs, il nous semble important de discuter de l'interprétation des paramètres reliés aux facteurs de distribution. Intuitivement, une augmentation du taux de masculinité (du nombre d'hommes par rapport au nombre de femmes) entraîne une hausse du pouvoir de négociation de l'épouse due à une amélioration des opportunités hors mariage de l'épouse. Dans la mesure où l'individu qui paie est plus à même de prendre des décisions de consommation, une augmentation de la part de revenu de l'homme (de la femme) entraîne vraisemblablement une hausse du pouvoir de négociation de l'homme (de la femme) par rapport aux deux autres preneurs de décisions.

Puisqu'une augmentation du taux de masculinité et de la part de revenu de la femme signifie une hausse de son pouvoir de négociation, on doit s'attendre à ce que le taux de masculinité et la part de revenu de la femme affectent les différentes catégories de dépenses dans le même sens. Cependant, ce n'est pas ce que l'on observe puisque, pour *pnourmai* et *pveth*, le paramètre de la part de revenu de la femme et celui du taux de masculinité sont de signes opposés. En supposant que le taux de masculinité affecte aussi le pouvoir de négociation du troisième preneur de décisions, et sachant que ce preneur de décisions peut être une femme ou un homme, il est possible que ce facteur de distribution n'affecte pas les dépenses dans le même sens que la part de revenu de l'épouse. On pourrait aussi s'attendre à ce que le signe du paramètre de la part de revenu de l'homme soit toujours à l'opposé de celui du paramètre de la part de revenu de la femme. Cependant, on observe que les paramètres de la part de revenu du père et de la part de revenu de la mère pour une même équation sont, dans certains cas, du même signe. La présence du troisième preneur de décisions semble

être la meilleure explication à ce phénomène.

Les résultats obtenus pour les paramètres estimés des facteurs de distribution sont intéressants et parfois même surprenants. Cependant, en les comparant d'une spécification à l'autre, on constate que ces résultats sont peu robustes. Un facteur de distribution est parfois statistiquement significatif dans un modèle sans l'être dans un autre. Par exemple, aucun facteur de distribution n'est significatif pour *ptransp* dans le modèle 1 tandis qu'ils sont tous significatifs pour cette même catégorie de dépenses dans le modèle 3. De même, parmi ceux qui sont toujours significatifs, certains changent de signe d'une spécification à l'autre. Il sera donc question, un peu plus loin dans cette section, de l'interprétation des paramètres des facteurs de distribution significatifs et de même signe pour tous les modèles proposés.

Dans le modèle 2, rapporté au tableau 3, on ajoute un terme quadratique de la variable de revenu à certaines équations du système. Ces équations sont *pveth*, *ptransp* et *pdiver*. Tous les paramètres rattachés aux variables de revenu sont significatifs pour toutes les catégories de dépenses. On observe une certaine cohérence dans les estimations des paramètres linéaires et quadratiques des variables de revenu. Pour les biens de luxe dans le modèle 1, *pveth* et *pdiver*, le paramètre du terme linéaire de la variable de revenu est négatif tandis que le paramètre du terme quadratique est positif. Pour le bien de nécessité dans le modèle 1, *ptransp*, le paramètre du terme linéaire de la variable de revenu est positif tandis que le paramètre du terme quadratique est négatif. Un test  $F$  sur les paramètres du terme quadratique de la variable de revenu rejette que ces derniers soient conjointement nuls. En comparant les résultats du modèle 2 aux résultats du modèle 1, on constate que les paramètres estimés des équations auxquelles on a ajouté un terme quadratique de la variable de revenu changent tandis que les paramètres estimés des équations où on n'a pas ajouté de terme quadratique restent sensiblement les mêmes. Cette dernière observation, jumelée au résultat du test  $F$ , suggèrent que l'ajout des termes quadratiques est pertinent et possiblement

nécessaire à une estimation sans biais.

Dans le cas du troisième modèle, rapporté au tableau 4, les courbes d'Engel du modèle 2 sont conditionnées sur des variables décrivant les choix loisir/travail des trois preneurs de décisions. À l'exception de  $pveth$ , on obtient, pour les variables de revenu, des paramètres estimés significatifs et de mêmes signes que ceux obtenus au modèle 2. Pour  $pveth$ , les paramètres sont de mêmes signes mais ils ne sont pas statistiquement significatifs. Soulignons que  $pveth$  est la seule équation à laquelle aucune variable décrivant les choix loisir/travail n'a été ajoutée. En comparant ce modèle au modèle 2, on constate que l'ajout de ces variables change de manière non-négligeable les valeurs estimées des paramètres de toutes les équations. Un test  $F$  sur les paramètres des variables décrivant les choix loisir/travail indique qu'ils sont conjointement statistiquement significatifs. Ces deux dernières observations suggèrent que les choix des preneurs de décisions concernant leurs loisirs ne doivent pas être négligés dans l'estimation de systèmes de fonctions de demande.

Enfin, un système d'équations de la forme (3.12), rapporté au tableau 5, ayant des dépenses en niveau pour variables dépendantes, est estimé pour tester les implications empiriques des hypothèses de la rationalité collective lorsque les individus ont des préférences de type « caring » et qu'ils consomment uniquement des biens privés. Ces deux dernières hypothèses sont décrites aux hypothèses 1 et 2. Ce modèle a, comme variables de revenu, la dépense totale (terme linéaire) et la dépense totale multipliée par le logarithme naturel de la dépense totale (terme semi-quadratique). Étant donnée la présence des deux variables de revenu et l'absence de variables décrivant les choix loisir/travail, on peut tenter la comparaison entre ce modèle et le modèle 2. Pour  $pnourmai$  et  $ptransp$  (des biens de nécessité dans le modèle 1) on observe que le paramètre associé au terme linéaire de la variable de revenu est positif tandis qu'il est négatif pour le terme semi-quadratique. Dans le modèle 2, pour les biens de nécessité, on observe un paramètre positif pour le terme linéaire et négatif

pour le terme quadratique. Pour *pnourmai*, *pveth* et *pdiver* (des biens de luxe dans le modèle 1), on observe que le paramètre associé au terme linéaire de la variable de revenu est négatif tandis qu'il est positif pour le terme semi-quadratique. Dans le modèle 2, pour les biens de luxe, on observe un paramètre négatif pour le terme linéaire et positif pour le terme quadratique. Cependant, dans le cas de *pveth* (bien de luxe dans le modèle 1), le paramètre du terme linéaire est significatif mais positif et le paramètre du terme semi-quadratique est non-significatif et négatif. Les paramètres des facteurs de distribution qui sont significatifs dans le modèle 2 et dans le modèle 4 gardent les mêmes signes d'un modèle à l'autre.

Dans les quatre modèles proposés, les dépenses *pveth* ainsi que les dépenses *ptransp* sont plus élevées pour les ménages où le troisième preneur de décisions est de sexe masculin. Les dépenses *pveth* sont plus faibles pour les ménages où le troisième preneur de décisions est un homme. La présence d'enfant de moins de seize ans dans le ménage affecte négativement *pveth*. Les paramètres estimés de facteurs de distribution pour certaines catégories de dépenses sont robustes d'un modèle à l'autre. Ils restent significatifs, affichent le même signe et, compte tenu des différences de spécification, conservent relativement la même valeur.

Tous les facteurs de distribution sont statistiquement significatifs pour au moins deux catégories de dépenses. Seule exception, le paramètre de la part de revenu de la mère est significatif uniquement pour *pveth* dans le modèle 4. Nous considérons un facteur de distribution statistiquement significatif lorsque la *p-value* de sa statistique *t* individuelle est inférieure à 0,1.

D'un modèle à l'autre, le taux de masculinité affecte positivement *pnouvert* et *pdiver*. L'amélioration des opportunités hors mariage de l'épouse pourrait inciter l'époux

à investir davantage dans des activités de séduction. Ce qui se traduirait par des dépenses plus élevées dans *pnourest* (sorties au restaurant) et dans *pdiver* (sorties culturelles ou livres sur la psychologie féminine). Cette dernière explication est cependant un peu affaiblie lorsqu'on constate que *pvetf* est affectée négativement par le taux de masculinité. Dans la mesure où les vêtements féminins peuvent être considérés comme des moyens de séduction, l'augmentation des opportunités hors-mariage de l'épouse pourrait avoir deux effets. D'une part, l'épouse a moins d'incitatif à investir dans la séduction et ses instruments. D'autre part, l'époux a plus d'incitatif à ne pas investir dans des biens qui pourraient attirer d'éventuels compétiteurs. La part de revenu de la mère affecte positivement *pvetf*. L'épouse se soucie donc (par altruisme et/ou par goût) de la garde-robe des preneurs de décisions masculins. D'autres diront que le manque d'intérêt des principaux intéressés pour leur garde-robe force l'épouse à s'assurer que la dite garde-robe contienne le minimum requis (rappelons-nous que parmi les sept catégories de dépenses étudiées, *pvetf* est celle qui, en moyenne, accapare la plus faible part de la dépense totale sur les sept catégories). La part de revenu du père affecte positivement *pdiver*. Ce qui ne veut pas dire que seul le père s'intéresse à ce type de dépense. Dans les modèles 1 à 3, la part de revenu de la mère affecte positivement *pdiver*. Cependant, le paramètre rattaché à la part de revenu de l'épouse n'est jamais statistiquement significatif dans l'équation *pdiver*.

Sous les hypothèses du modèle unitaire, les facteurs de distribution ne devraient pas influencer les fonctions de demande du ménage. Les quatre modèles proposés rejettent cette hypothèse. Un test de la significativité conjointe des paramètres reliés aux facteurs de distribution rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les paramètres sont conjointement nuls. Nos données rejettent donc le modèle unitaire.

## 4.2 Les tests de la rationalité collective

On estime chacun de ces quatre systèmes de fonctions de demande non-conditionnelles comprenant six équations comptant chacune trois facteurs de distribution. On veut tester la rationalité collective pour deux et pour trois preneurs de décisions sur chacun de ces modèles. Pour l'un et l'autre cas, le nombre de tests possibles dépendra des résultats du test de la condition de la proposition 1.

Dans le cas où l'on teste la rationalité collective pour deux preneurs de décisions,  $x_1$  et  $y_1$  contiennent un seul élément. Dans ce cas, le nombre maximal de tests, donné par le nombre d'équations d'un système, multiplié par le nombre de facteurs de distribution par équation, est de 18. Le nombre effectif de tests est donné par le nombre total de facteurs de distribution qui sont statistiquement significatifs dans les équations du système estimé. Nous considérons un facteur de distribution statistiquement significatif lorsque la *p-value* de sa statistique  $t$  individuelle est inférieure à 0,1. On suppose ainsi qu'un facteur de distribution statistiquement non-significatif ne respecte pas la condition (3.16). Les résultats de nos estimations et de nos tests nous permettent d'effectuer 9 tests de la rationalité collective avec 2 preneurs de décisions pour le modèle 1, 11 tests pour le modèle 2, 10 tests pour le modèle 3 et 9 tests pour le modèle 4.

Dans le cas où l'on teste la rationalité collective pour trois preneurs de décisions,  $x_1$  et  $y_1$  contiennent deux éléments. Le nombre maximal de tests est donné par le nombre de combinaisons non-redondantes des équations d'un système multiplié par le nombre de combinaisons non-redondantes des facteurs de distribution. On peut donc faire un maximum de 45 tests de la rationalité collective si on inclut 3 facteurs de distribution par équation et 6 équations par système. On teste donc la condition (3.17) pour ces 45 possibilités et on supposera la condition (3.17) respectée lorsque la *p-value* de la statistique de Wald s'y rapportant est inférieure à 0,1. Nos résultats

nous permettent d'effectuer huit tests, de la rationalité collective avec trois preneurs de décisions, pour le modèle 1, neuf tests pour le modèle 2, neuf tests pour le modèle 3 et sept tests pour le modèle 4.

À chaque test correspond un système de fonctions de demande conditionnelles. On estime ce système et on applique un test  $F$  sur l'ensemble des paramètres reliés aux facteurs de distribution qui n'ont pas été remplacés par une demande. En conséquent, on applique un test  $F$  sur l'ensemble des paramètres reliés aux variables incluses dans  $y_2$ . Supposons que l'on teste la rationalité collective pour trois preneurs de décisions et que  $x_2$  contient trois demandes. Sachant que  $y_2$  contient un seul élément, le test de la rationalité collective pour trois preneurs de décisions est équivalent à tester la significativité conjointe de trois paramètres. Un rejet de l'hypothèse nulle, voulant que ces paramètres soient conjointement nuls, est équivalent à un rejet des hypothèses de la rationalité collective avec trois preneurs de décisions. Si ces paramètres sont conjointement significatifs, la condition (3.18) n'est pas respectée. Nous considérons que cette condition est rejetée si la  $p$ -value de la statistique  $F$  est inférieure à 0,1.

Soulignons que les variables de revenu, les variables décrivant les choix loisir/travail des preneurs de décisions ainsi que les demandes conditionnantes ( $x_1$ ) sont posées endogènes dans l'estimation des systèmes de fonctions de demande conditionnelles. Puisqu'on y remplace certains facteurs de distribution par des demandes conditionnantes, les facteurs de distribution enlevés des équations s'ajoutent à la liste des instruments.

Nous estimons donc un total de 72 systèmes de fonctions de demande conditionnelles dont 33 serviront à tester la rationalité collective avec 3 preneurs de décisions. Évidemment, nous ne pouvons rapporter l'ensemble des résultats de ces 72 estimations. Par conséquent, nous avons choisi 11 résultats représentatifs et les rapportons

aux tableaux 6 à 9. En comparant les systèmes conditionnels entre eux ou en les comparant aux systèmes non-conditionnels, on observe que les valeurs des paramètres estimés varient beaucoup tant du point de vue du signe, que de l'amplitude ou de l'écart-type. Certains de ces modèles échouent le test de suridentification de Hansen. Par conséquent, les résultats obtenus dans ces estimations sont ignorés.

En ce qui concerne le modèle 1, on estime neuf systèmes conditionnels pour tester la rationalité collective avec deux preneurs de décisions. Trois de ces systèmes ne passent pas le test de suridentification. Pour les six systèmes restant, on rejette la rationalité collective pour deux preneurs de décisions dans quatre cas. On estime huit systèmes conditionnels pour tester la rationalité collective avec trois preneurs de décisions. Un seul de ces derniers ne passe pas le test de suridentification. Des sept systèmes restant, un seul rejette la rationalité collective pour trois preneurs de décisions. Quoique les résultats soient mitigés, les données penchent clairement en faveur de la rationalité collective pour trois preneurs de décisions.

Dans le cas du modèle 2, qui comprend un terme au carré de la variable de revenu pour certaines catégories de dépenses, on estime 11 systèmes conditionnés afin de tester la rationalité collective avec 2 preneurs de décisions. Nous obtenons sept rejets, un non-rejet et trois systèmes échouant le test de suridentification. Pour la rationalité collective avec trois preneurs de décisions, nous appliquons neuf tests et obtenons un rejet, sept non-rejets et un système conditionnel échouant le test de Hansen. Malgré que la spécification du modèle 2 soit différente de celle du modèle 1, les données penchent, encore une fois, en faveur de la rationalité collective pour trois preneurs de décisions.

Les résultats pour le modèle 3 suivent la même tendance. Rappelons que ce modèle inclut des variables décrivant les choix loisir/travail des preneurs de décisions. Nous effectuons 10 tests de la rationalité collective pour 2 preneurs de décisions. Les

10 systèmes estimés passent le test de Hansen. On obtient un non-rejet et neuf rejets. Pour trois preneurs de décisions, nous estimons neuf systèmes conditionnels qui passent tous le test de suridentification. On obtient cinq non-rejets et quatre rejets.

Enfin, en ce qui concerne le modèle 4, rappelons que nous y testons les hypothèses de la rationalité collective mais aussi les hypothèses des préférences individuelles ayant une forme « caring ». En testant la rationalité collective et les préférences « caring » on ajoute simplement un groupe de paramètres aux paramètres conjointement testés. Il est donc possible de tester séparément rationalité collective et rationalité collective avec préférences « caring ». Pour deux preneurs de décisions, nous estimons neuf systèmes conditionnels. Ces neuf systèmes réussissent le test de suridentification et tous rejettent tant la rationalité collective avec préférences « caring » que la rationalité collective. Pour trois preneurs de décisions, on estime sept systèmes conditionnels qui passent tous le test de suridentification. La rationalité collective avec préférences « caring » est rejetée quatre fois et n'est pas rejetée trois fois. La rationalité collective, testée seule, n'est jamais rejetée. Dans cette spécification, les données rejettent clairement la rationalité collective avec deux preneurs de décisions tandis qu'elles ne rejettent pas la rationalité collective avec trois preneurs de décisions. Cependant, les résultats penchent plus en faveur d'un rejet des préférences individuelles ayant la forme « caring ». Le tableau 10 résume l'ensemble de ces résultats.

# Chapitre 5

## Conclusion

Nous cherchions à savoir si, à partir d'un certain âge, les enfants vivant avec leurs parents participent au processus de négociation intrafamilial menant à la prise des décisions du ménage. Cependant, le modèle unitaire, traditionnellement utilisé pour analyser les choix du ménage, ne permet pas de répondre à cette question. En effet, ce modèle suppose qu'un ménage est une entité décisionnelle en soi, et empêche donc toute distinction entre les préférences des membres du ménage.

Le modèle de la rationalité collective nous fournit un cadre théorique simple où il est possible de modéliser un ménage comme un ensemble d'individus ayant des préférences distinctes. Ce modèle fait l'unique hypothèse que l'allocation des ressources, suite à la prise de décisions, est efficace au sens de Pareto. L'existence de variables affectant le pouvoir de négociation des membres, les facteurs de distribution, permet l'identification de restrictions qu'impose l'hypothèse d'efficacité parétienne. Cet ensemble de restrictions non-paramétriques a un équivalent paramétrique et nous testons si ces restrictions sont effectivement respectées par les données. Nous nous attardons aux choix de consommation des ménages et testons les restrictions paramétriques du modèle collectif sur un système paramétrique de fonctions de demande. Nous limitons

notre analyse à sept catégories de dépenses. Ces restrictions paramétriques varient selon le nombre supposé d'individus participant au processus de négociation, nous permettant ainsi d'identifier le nombre de preneurs de décisions dans le ménage. De plus, nous testons les restrictions paramétriques découlant des hypothèses selon lesquelles les préférences individuelles sont, d'une part, de la forme « caring » et, d'autre part, séparables entre consommation publique et consommation privée. Ajouter une telle structure aux préférences individuelles permet d'identifier un seul et unique modèle structurel à partir d'un système paramétrique de fonctions de demande, ce qui n'est pas possible si on ne fait que supposer l'efficacité au sens de Pareto de l'allocation des ressources au sein de ménage.

Nous testons ces restrictions sur un échantillon de 247 ménages comptant le père, la mère et un seul enfant ayant seize ans ou plus. Cet échantillon est tiré du *Consumer Expenditure Survey* américain, 1988 à 1991, du Bureau of Labor Statistics. Afin de tester l'hypothèse d'efficacité au sens de Pareto des allocations intrafamiliales, nous proposons quatre spécifications différentes pour le système de fonctions de demande non-conditionnelles. Nous estimons ensuite 72 systèmes de fonctions de demande conditionnelles.

Une seule des quatre spécifications proposées pour le système non-conditionnel est utilisée pour tester les restrictions paramétriques découlant des préférences de type « caring » pour les individus. En somme, les données sur les ménages et leurs dépenses que nous avons recueillies rejettent fortement les hypothèses de la rationalité collective avec deux preneurs de décisions. En effet, sur l'ensemble des 39 tests, on en ignore 6, pour des raisons statistiques, et on obtient 29 rejets ainsi que 4 non-rejets. En ce qui concerne la rationalité collective avec trois preneurs de décisions, les résultats suivent la tendance inverse. On effectue 33 tests, on en ignore 2, encore une fois pour des raisons statistiques, et on obtient ainsi 25 non-rejets et 6 rejets. Selon ces tests, on est porté à conclure que les ménages sélectionnés dans notre échantillon

comptent trois preneurs de décisions et font des choix de consommation menant à des allocations des ressources efficaces au sens de Pareto.

Une extension de ce travail permettra un meilleur traitement des dépenses nulles, des dépenses en biens durables et des choix loisir/travail des preneurs de décisions. On pourrait aussi y tester la rationalité collective avec trois preneurs de décisions en incluant dans l'échantillon des ménages où l'enfant le plus âgé peut avoir moins de seize ans. Il serait en outre intéressant de tester les hypothèses de la rationalité collective lorsque les prix peuvent varier. La base de données exploitée dans ce travail s'y prêterait bien.

# Bibliographie

- [1] Banks, J., R. Blundell et A. Lewbel (1997), "Quadratic Engel Curves and Consumer Demand", *Review of Economics and Statistics*, 79, 527-539.
- [2] Becker, G. (1981), *A treatise on the family*, Cambridge, Mass. : Harvard University Press.
- [3] Becker, G. (1974), "A Theory of Social Interactions", *Journal of Political Economy*, 82, 1063-1093.
- [4] Bourguignon, F. (1999), "The Cost of Children : May the Collective Approach to Household Behavior Help?", *Journal of Population Economics*, 12, 503-521.
- [5] Bourguignon, F. et P.-A. Chiappori (1992), "Collective Models of Household Behavior : An Introduction", *European Economic Review*, 36, 355-364.
- [6] Bourguignon, F., M. Browning et P.-A. Chiappori (1995), "The Collective Approach to Household Behaviour", *Working Paper 95-04*, Paris : DELTA.
- [7] Bourguignon, F., M. Browning, P.-A. Chiappori et V. Lechène (1993), "Intra-Household Allocation of Consumption : a Model and some Evidence from French Data", *Annales d'Économie et de Statistique*, 29, 137-156.
- [8] Browning, M. (1992), "Children and Household Economic Behavior", *Journal of Economic Literature*, 30, 1434-1475.
- [9] Browning, M. et C. Meghir (1991), "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", *Econometrica*, 59, 925-951.

- [10] Browning, M., F. Bourguignon, P.-A. Chiappori et V. Lechène (1994), "Incomes and Outcomes : A Structural Model of Intra-Household Allocation", *Journal of Political Economy*, 102, 1067-1096.
- [11] Browning, M., F. Bourguignon, P.-A. Chiappori et V. Lechène (1994), "Incomes and Outcomes : A Structural Model of Intra-Household Allocation", *Journal of Political Economy*, 102, 1067-1096.
- [12] Browning M. et P.-A. Chiappori (1998), "Efficient Intra-Household Allocations : a General Characterization and Empirical Tests", *Econometrica*, 66, 1241-1278.
- [13] Chiappori, P.-A. (1988), "Rational Household Labor Supply", *Econometrica*, 56, 63-89.
- [14] Chiappori, P.-A. (1988), "Nash Bargained Households Decisions : a Comment", *International Economic Review*, 29, 791-796.
- [15] Chiappori, P.-A. (1991), "Nash Bargained Households Decisions : a Rejoinder", *International Economic Review*, 32, 761-762.
- [16] Chiappori, P.-A. (1992), "Collective Labor Supply and Welfare", *Journal of Political Economy*, 100, 437-467.
- [17] Chiappori, P.-A. (1997), "Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply", *Journal of Political Economy*, 105, 191-209.
- [18] Chiappori, P.-A. et I. Ekeland (2002), "The Micro Economics of Group Behavior : General Characterization", *Working Paper*.
- [19] Chiappori, P.-A. et I. Ekeland (2001), "The Micro Economics of Group Behavior : Identification", *Working Paper*.
- [20] Chiappori, P.-A., B. Fortin et G. Lacroix (2002), "Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply", *Journal of Political Economy*, 110, 37-72.

- [21] Chiappori, P.-A., R. Blundell et C. Meghir (2002), "Collective Labor Supply With Children", *Mimeo*, University of Chicago.
- [22] Dauphin, A. et B. Fortin (2001), "A Test of Collective Rationality for Multi-Person Households", *Economics Letters*, 71, 211-216.
- [23] Dauphin, A., B. Fortin et G. Lacroix (2002), "A Test of Collective Rationality within Bigamous Households in Burkina Faso", *Working Paper*.
- [24] Deaton A.S. et J. Muellbauer (1984), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge : Cambridge University Press.
- [25] Deaton A.S., J. Ruiz-Castillo et D. Thomas (1989), "The Influence of Household Composition on Household Expenditure Patterns : Theory and Spanish Evidence", *Journal of Political Economy*, 97, 179-200.
- [26] Fortin, B. et G. Lacroix (1997), "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labor Supply", *Economic Journal*, 107, 933-955.
- [27] Gray, J.S. (1998), "Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply", *American Economic Review*, 88, 628-642.
- [28] Grossbard-Shechtman, A.S. (1993), *On the Economics of Marriage- A Theory of Marriage, Labor and Divorce*, Boulder : Westview Press.
- [29] Hayashi, F. (1995), "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves", *Journal of Political Economy*, 103, 661-674.
- [30] Jorgensen, D.W., L.J. Lau et T.M. Stoker (1983), "The Transcendental Logarithmic Model of Aggregate Consumer Behavior", dans Basman R. et G. Rhodes (eds.), *Advances in Econometrics*, Greenwich : JAT Press.
- [31] Kapteyn, A. et P. Kooreman (1992), "Household Labor Supply : What Kind of Data Can Tell us How Many Decision Makers There Are?", *European Economic Review*, 36, 365-371.

- [32] Keen, M. (1986), "Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves", *Journal of Applied Econometrics*, 1, 277-286.
- [33] Leser, C.E.V. (1963), "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 31, 694-703.
- [34] Lewbel, A. (1996), "Demand Estimation with Expenditure Measurement Errors on the Left and Right Hand Side", *Review of Economics and Statistics*, 78, 718-725.
- [35] Lundberg, S et R.A. Pollak (1993), "Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market", *Journal of Political Economy*, 101, 988-1011.
- [36] Lundberg, S. et R.A. Pollak (1996), "Bargaining and Distribution in Marriage", *Journal of Economic Perspectives*, 10, 139-158.
- [37] Manser M. et M. Brown (1980), "Marriage and Household Decision Making : a Bargaining Analysis", *International Economic Review*, 21, 31-44.
- [38] McElroy, M.B. (1990), "The Empirical Content of Nash-Bargained Household Behaviour", *Journal of Human Resources*, 25, 559-583.
- [39] McElroy, M.B. et M.J. Horney (1981), "Nash Bargained Household Decisions : Toward a Generalization of the Theory of Demand", *International Economic Review*, 22, 333-349.
- [40] McElroy, M.B. et M.J. Horney (1990), "Nash Bargained Household Decisions : Reply", *International Economic Review*, 31, 237-242.
- [41] Mroz, T.A. (1987), "The Sensivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions", *Econometrica*, 55, 765-799.
- [42] Muellbauer, J. (1975), "Aggregation, Income Distribution, and Consumer Demand", *Review of Economic Studies*, 62, 269-283.
- [43] Muellbauer, J. (1976), "Community Preferences and the Representative Consumer", *Econometrica*, 44, 525-543.

- [44] Phipps, S.A. et P.S. Burton (1998), "What's Mine is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure", *Economica*, 65, 599-613.
- [45] Pollak, R.A. et T.J. Wales (1992), *Demand System Specification and Estimation*, Oxford : Oxford University Press.
- [46] Robin, J.M. (1993), "Economic Analysis of the Short-run Fluctuations of Households' Purchases", *Review of Economic Studies*, 60, 923-934.
- [47] Samuelson, P.A. (1956), "Social Indifference Curves", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1-22.
- [48] Schultz, T.P. (1990), "Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility", *Journal of Human Resources*, 25, 599-634.
- [49] Thomas, D. (1990), "Intra-Household Resource Allocation : An Inferential Approach", *Journal of Human Resources*, 25, 635-664.
- [50] Thomas, D. (1993), "The Distribution of Income and Expenditure Within the Household", *Annales d'Économie et de Statistique*, 29, 109-135.
- [51] Vermeulen, F. (2000), "Collective Household Models : Principles and Main Results", *Mimeo*, Leuven : Katholieke Universiteit Leuven.
- [52] White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, 817-838.
- [53] Working, H. (1943), "Statistical Laws of Family Expenditure", *Journal of the American Statistical Association*, 38, 43-56.

# Annexe A

## Tableaux de résultats

**Tableau 1**  
**Statistiques descriptives**

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Âge père	54,26	10,93	31	90
Âge mère	51,88	9,89	35	83
Âge enfant	24,04	6,65	17	54
Scolarité père	12,55	2,85	1	18
Scolarité mère	12,25	2,28	1	18
Scolarité enfant	12,61	2,53	0	18
Enfant de sexe masculin	0,5870	0,4934	0	1
Part de revenu père	0,5711	0,2741	-0,06383	1
Part de revenu mère	0,2371	0,2355	-0,00007273	1,06383
Part de revenu enfant	0,1918	0,2088	0	1
Taux de masculinité	0,4736	0,03369	0,2661	0,5375
Dépense totale	14243,76	5232,09	3352,25	30554,79
<i>pnourmai</i>	0,3210	0,1090	0,09582	0,7206
<i>pnourest</i>	0,1015	0,06792	0	0,4786
<i>pveth</i>	0,02752	0,02352	0	0,1349
<i>pvetf</i>	0,04191	0,03946	0	0,2382
<i>ptransp</i>	0,2238	0,08960	0,02881	0,6445
<i>pentchau</i>	0,2032	0,07563	0,04356	0,4869
<i>pdiver</i>	0,08102	0,08624	0	0,4849
Nombre d'enfants	1,53	1,07	1	8
Présence d'enfants	0,2308	0,4222		
Race blanche	0,8826	0,3226		
Nord-Est	0,2794	0,4496		
Midwest	0,2996	0,4590		
Sud	0,2794	0,4496		
Ouest	0,1417	0,3495		

Note : On compte 247 ménages dans l'échantillon. On observe des dépenses nulles dans les catégories *pnourest* (1 ménage), *pveth* (17 ménages), *pvetf* (14 ménages) et *pdiver* (3 ménages). On compte 49 ménages dans le Groupe 1, 54 ménages dans le Groupe 2, 47 ménages dans le Groupe 3, 43 ménages dans le Groupe 4 et 54 ménages dans le Groupe 5.

Tableau 2

Résultats des estimés MMG du système non-conditionnel décrit au modèle 1.

Variabes	( <i>pnourmai</i> )	( <i>pnourest</i> )	( <i>pveth</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	( <i>pdiver</i> )
Constante	15424,67 (1523,00)	-6497,60 (903,00)	-1288,20 (383,00)	-3038,10 (527,00)	5104,47 (1364,00)	-7841,30 (1216,00)
ln(m)	-1698,20 (121,00)	926,75 (70,40)	163,76 (24,00)	498,62 (48,10)	-304,50 (115,00)	873,20 (94,60)
Âge homme	-72,00 (42,20)	5,52 (30,70)	-23,00 (10,80)	-2,70 (15,30)	-16,00 (37,60)	4,92 (27,90)
Âge femme	59,26 (61,60)	-91,00 (34,20)	33,62 (13,00)	46,63 (13,00)	31,82 (47,50)	-34,50 (33,70)
Âge enfant	102,50 (37,20)	-55,60 (26,70)	-19,30 (9,52)	-18,00 (12,20)	125,80 (37,90)	-105,90 (25,80)
Âge homme au carré	0,74 (0,41)	-0,06 (0,29)	0,19 (0,10)	-0,10 (0,15)	0,20 (0,38)	-0,06 (0,26)
Âge femme au carré	-0,40 (0,57)	0,99 (0,32)	-0,30 (0,12)	-0,40 (0,12)	-0,60 (0,45)	0,36 (0,29)
Âge enfant au carré	-1,60 (0,65)	0,80 (0,45)	0,30 (0,16)	0,33 (0,20)	-2,10 (0,64)	1,73 (0,43)
Groupe 2	130,37 (128,00)	-115,70 (71,10)	33,83 (27,60)	41,71 (45,50)	105,63 (103,00)	-29,00 (79,70)
Groupe 3	139,56 (127,00)	-189,50 (76,10)	-16,40 (30,20)	-21,10 (36,00)	-48,00 (131,00)	68,82 (97,30)
Groupe 4	-2,70 (139,00)	-198,10 (80,30)	-34,80 (28,30)	-45,40 (42,60)	-46,40 (118,00)	265,39 (84,70)
Groupe 5	477,83 (128,00)	-388,60 (73,90)	-53,20 (25,70)	-52,60 (43,10)	-51,70 (103,00)	-82,90 (75,80)
Nord-Est	269,31 (135,00)	-168,80 (78,40)	47,70 (29,40)	-73,90 (39,40)	-569,50 (132,00)	339,93 (73,30)
Midwest	-405,00 (139,00)	127,00 (87,30)	45,87 (27,10)	-50,30 (38,30)	-282,70 (121,00)	315,87 (73,80)
Sud	-209,40 (138,00)	-60,10 (81,70)	13,70 (30,30)	50,93 (41,40)	-382,10 (134,00)	167,37 (86,00)
Nombre d'enfants	50,71 (72,60)	-49,40 (36,60)	-7,60 (11,00)	-41,90 (18,90)	-130,70 (53,80)	-106,40 (52,70)
Présence d'enfants	326,58 (185,00)	26,95 (104,00)	-92,50 (33,30)	-98,50 (45,60)	-71,50 (143,00)	-75,00 (141,00)
Sexe enfant	-26,30 (80,50)	-47,30 (55,00)	147,27 (16,30)	-336,10 (27,10)	241,84 (76,40)	-24,20 (61,00)
Part revenu homme	633,88 (211,00)	-230,80 (107,00)	-60,00 (43,70)	-381,10 (64,80)	-292,80 (210,00)	496,81 (135,00)
Part revenu femme	74,39 (222,00)	-122,20 (137,00)	172,12 (54,50)	-143,50 (73,60)	-271,50 (228,00)	79,55 (164,00)
Taux de masculinité	3481,49 (2182,00)	3811,36 (1261,00)	-41,50 (640,00)	-2892,80 (790,00)	-1905,10 (2357,00)	4200,10 (1749,00)

Notes : (a) Écarts-type entre parenthèses.

(b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.

(c) La fonction objective suit une  $\chi^2_{(120)}$  et a une valeur de 121,97.

(d) Les variables dépendantes sont des parts de dépenses.

(e) Les équations ont ln(m) comme variable de revenu.

Tableau 3

Résultats des estimés MMG du système non-conditionnel décrit au modèle 2.

Variabiles	( <i>pnourmai</i> )	( <i>pnourest</i> )	( <i>pveth</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	( <i>pdiver</i> )
Constante	15295,04 (1540,00)	-6958,00 (968,00)	9517,63 (3756,00)	-3446,10 (559,00)	-121842,00 (19356,00)	71307,45 (12990,00)
ln(m)	-1702,80 (121,00)	938,65 (71,00)	-2161,50 (835,00)	515,82 (49,70)	26907,61 (4132,00)	-15987,10 (2788,00)
ln(m) au carré			122,77 (44,30)		-1433,30 (219,00)	886,59 (149,00)
Âge homme	-73,50 (42,20)	-5,00 (30,60)	-27,00 (11,20)	-3,00 (15,20)	10,44 (35,80)	-6,50 (27,60)
Âge femme	67,10 (61,10)	-84,90 (34,50)	30,23 (12,40)	45,49 (13,10)	15,75 (53,10)	-35,10 (35,80)
Âge enfant	92,83 (38,50)	-43,80 (27,60)	-9,60 (10,40)	-9,00 (12,70)	61,25 (45,00)	-78,50 (31,40)
Âge homme au carré	0,74 (0,41)	0,04 (0,29)	0,23 (0,11)	-0,10 (0,15)	-0,10 (0,36)	0,09 (0,25)
Âge femme au carré	-0,50 (0,57)	0,93 (0,33)	-0,30 (0,12)	-0,40 (0,12)	-0,40 (0,50)	0,38 (0,31)
Âge enfant au carré	-1,30 (0,67)	0,63 (0,46)	0,12 (0,17)	0,20 (0,21)	-0,90 (0,76)	1,09 (0,51)
Groupe 2	103,91 (130,00)	-109,10 (74,30)	48,10 (28,10)	53,32 (44,50)	94,56 (107,00)	-24,70 (79,10)
Groupe 3	91,17 (135,00)	-186,70 (82,50)	-17,40 (31,80)	-24,40 (35,90)	25,15 (133,00)	59,30 (94,90)
Groupe 4	32,97 (140,00)	-194,90 (86,40)	-34,10 (29,30)	-40,00 (40,90)	0,29 (113,00)	182,55 (88,40)
Groupe 5	460,86 (135,00)	-385,70 (76,80)	-40,60 (26,30)	-41,20 (40,50)	-71,90 (98,70)	-82,00 (76,80)
Nord-Est	265,31 (134,00)	-165,80 (76,30)	40,70 (30,60)	-77,90 (41,30)	-518,10 (119,00)	339,24 (78,60)
Midwest	-437,70 (142,00)	125,27 (86,50)	44,79 (28,50)	-52,70 (39,80)	-189,10 (116,00)	285,57 (77,50)
Sud	-201,80 (136,00)	-69,90 (82,20)	12,50 (30,90)	52,41 (41,20)	-271,00 (128,00)	115,13 (91,30)
Nombre d'enfants	45,33 (71,50)	-47,50 (36,40)	-10,10 (11,60)	-38,30 (19,90)	-92,80 (54,90)	-133,10 (54,10)
Présence d'enfants	319,41 (187,00)	48,54 (104,00)	-80,40 (33,70)	-94,50 (47,00)	-221,90 (142,00)	4,92 (146,00)
Sexe enfant	-16,20 (79,70)	-46,90 (57,00)	140,93 (16,70)	-353,20 (28,20)	233,01 (74,70)	4,57 (59,40)
Part revenu homme	630,66 (210,00)	-252,10 (110,00)	-47,60 (46,40)	-359,20 (64,30)	-195,20 (210,00)	445,06 (125,00)
Part revenu femme	78,41 (226,00)	-138,00 (143,00)	185,70 (55,10)	-137,60 (76,20)	-175,50 (233,00)	64,28 (163,00)
Taux de masculinité	3751,33 (2158,00)	4419,12 (1319,00)	406,77 (750,00)	-2623,10 (814,00)	-4931,20 (2204,00)	5914,20 (1778,00)

- Notes :
- (a) Écarts-type entre parenthèses.
  - (b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.
  - (c) La fonction objective suit une  $\chi^2_{(117)}$  et a une valeur de 118,05.
  - (d) Les variables dépendantes sont des parts de dépenses.
  - (e) Les équations ont ln(m) et ln(m) au carré comme variables de revenu.

Tableau 4

Résultats des estimés MMG du système non-conditionnel décrit au modèle 3.

Variables	( <i>pnourmai</i> )	( <i>pnoureat</i> )	( <i>pveth</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	( <i>pdiver</i> )
Constante	10074,77 (2101,00)	-6476,00 (1101,00)	4839,92 (4188,00)	-2846,10 (701,00)	-61695,60 (21999,00)	93082,55 (23473,00)
ln(m)	-720,30 (212,00)	827,30 (106,00)	-1155,20 (934,00)	302,07 (67,00)	14253,40 (4690,00)	-20730,40 (5146,00)
ln(m) au carré			71,41 (49,40)		-784,30 (253,00)	1146,74 (278,00)
Âge homme	-59,40 (58,50)	5,68 (29,40)	-29,90 (11,50)	11,95 (18,00)	-30,20 (47,10)	144,61 (52,90)
Âge femme	39,17 (79,00)	-83,10 (32,10)	45,18 (13,40)	39,65 (18,90)	38,99 (65,70)	-201,50 (65,20)
Âge enfant	17,29 (43,60)	-28,20 (29,20)	-9,90 (10,60)	-6,70 (15,70)	34,13 (51,90)	-37,00 (55,20)
Âge homme au carré	0,51 (0,54)	-0,06 (0,28)	0,25 (0,11)	-0,20 (0,17)	0,28 (0,46)	-1,30 (0,48)
Âge femme au carré	-0,40 (0,70)	0,96 (0,30)	-0,40 (0,13)	-0,30 (0,18)	-0,50 (0,59)	1,67 (0,58)
Âge enfant au carré	0,15 (0,80)	0,38 (0,49)	0,17 (0,18)	0,21 (0,26)	-0,90 (0,88)	0,64 (0,91)
Groupe 2	-24,00 (166,00)	-71,60 (78,90)	74,37 (29,40)	88,83 (47,10)	129,05 (157,00)	-199,90 (135,00)
Groupe 3	-213,00 (154,00)	-94,40 (89,50)	24,30 (33,20)	30,65 (42,20)	58,53 (148,00)	-82,40 (140,00)
Groupe 4	-211,20 (181,00)	-91,40 (84,30)	-19,60 (30,50)	3,20 (44,70)	-36,70 (147,00)	62,63 (142,00)
Groupe 5	289,72 (167,00)	-317,00 (82,00)	-46,50 (26,00)	1,78 (44,50)	-72,40 (131,00)	-258,00 (126,00)
Nord-Est	419,09 (163,00)	-157,70 (81,00)	58,09 (30,60)	-40,70 (44,60)	-660,70 (144,00)	383,60 (148,00)
Midwest	-499,90 (166,00)	90,25 (90,60)	74,31 (27,70)	-15,10 (45,10)	-380,60 (137,00)	370,94 (147,00)
Sud	-20,70 (167,00)	-90,00 (82,00)	26,79 (29,30)	29,03 (51,30)	-295,30 (147,00)	-65,20 (161,00)
Nombre d'enfants	-5,30 (84,90)	-13,70 (37,50)	-9,30 (12,30)	13,96 (21,20)	-4,20 (105,00)	20,09 (71,20)
Présence d'enfants	262,01 (208,00)	-42,10 (102,00)	-57,90 (36,60)	-133,60 (57,00)	-158,20 (209,00)	-119,20 (189,00)
Sexe enfant	66,70 (92,30)	-61,10 (57,50)	150,72 (18,20)	-409,00 (33,70)	263,64 (94,60)	-31,80 (90,80)
Heures travail homme	-1,00 (0,20)			0,06 (0,04)	-0,20 (0,14)	
Heures travail femme						0,92 (0,30)
Heures travail enfant					0,81 (0,14)	
Participation homme	2093,84 (539,00)					-1490,60 (377,00)
Participation femme		120,80 (134,00)				-1598,20 (618,00)
Participation enfant	-988,60 (371,00)			422,61 (77,00)		863,57 (333,00)
Part revenu homme	-397,10 (545,00)	-97,10 (116,00)	5,11 (51,50)	129,51 (114,00)	2322,02 (592,00)	2076,05 (409,00)
Part revenu femme	-1142,80 (462,00)	-155,00 (193,00)	220,80 (65,20)	357,89 (112,00)	2118,98 (548,00)	74,62 (755,00)
Taux de masculinité	3531,14 (2669,00)	3862,94 (1384,00)	-745,80 (797,00)	-2493,90 (949,00)	-5847,00 (2466,00)	5459,59 (2734,00)

Notes : (a) Écarts-type entre parenthèses.

(b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.

(c) La fonction objective suit une  $\chi^2_{(105)}$  et a une valeur de 76,05.

(d) Les variables dépendantes sont des parts de dépenses.

(e) Les équations ont ln(m) et ln(m) au carré comme variables de revenu.

(f) Idem au modèle 2 mais les équations sont conditionnées sur les choix loisir/travail.

Tableau 5

Résultats des estimés MMG du système non-conditionnel décrit au modèle 4.

Variabiles	( <i>pnourmat</i> )	( <i>pnourest</i> )	( <i>pveth</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	( <i>pdiver</i> )
D	2,32 (0,66)	-0,61 (0,36)	-0,09 (0,14)	0,51 (0,28)	2,46 (0,69)	-4,75 (0,65)
Dln(D)	-0,21 (0,06)	0,08 (0,03)	0,01 (0,01)	-0,04 (0,03)	-0,21 (0,07)	0,47 (0,06)
Âge homme	-45,35 (56,06)	-17,25 (37,63)	-26,69 (13,57)	11,23 (22,94)	-38,74 (47,35)	-45,40 (48,33)
Âge femme	-59,73 (57,81)	-68,17 (36,09)	44,80 (12,11)	66,39 (21,41)	17,40 (54,83)	-0,34 (43,49)
Âge enfant	186,34 (58,93)	-58,90 (40,47)	0,17 (12,82)	-9,09 (22,13)	90,25 (59,42)	-177,89 (49,47)
Âge homme au carré	0,59 (0,54)	0,17 (0,34)	0,18 (0,12)	-0,30 (0,22)	0,34 (0,45)	0,58 (0,46)
Âge femme au carré	0,49 (0,55)	0,83 (0,34)	-0,39 (0,11)	-0,56 (0,19)	-0,52 (0,50)	0,06 (0,38)
Âge enfant au carré	-3,09 (1,01)	0,88 (0,63)	0,01 (0,21)	0,29 (0,38)	-1,18 (0,96)	2,54 (0,78)
Groupe 2	-82,04 (172,40)	-122,18 (112,00)	82,58 (38,72)	171,75 (69,38)	181,01 (154,50)	-92,28 (130,50)
Groupe 3	-25,06 (179,10)	-317,47 (114,70)	18,99 (44,97)	-12,15 (58,56)	2,92 (174,30)	243,77 (144,50)
Groupe 4	-77,81 (183,60)	-371,28 (110,60)	-30,37 (37,61)	-18,41 (61,93)	53,95 (161,70)	324,65 (143,90)
Groupe 5	423,33 (159,80)	-463,81 (99,07)	-30,12 (34,94)	5,39 (67,29)	-154,34 (116,60)	-54,38 (118,50)
Nord-Est	314,44 (180,10)	-214,08 (109,00)	15,79 (38,70)	-101,92 (66,34)	-881,02 (149,80)	611,54 (130,60)
Midwest	-748,73 (182,10)	162,11 (124,20)	62,11 (35,45)	-3,93 (60,70)	-312,45 (148,60)	471,73 (124,20)
Sud	-331,69 (187,40)	-174,62 (121,90)	27,61 (38,40)	109,94 (67,37)	-403,05 (174,00)	191,34 (151,80)
Nombre d'enfants	0,42 (112,50)	17,90 (61,13)	-5,15 (14,10)	15,37 (35,17)	-136,91 (73,83)	-207,85 (114,10)
Présence d'enfants	338,31 (252,00)	-21,65 (152,50)	-99,00 (44,24)	-197,14 (82,98)	-332,46 (197,50)	-26,61 (244,30)
Sexe enfant	148,44 (111,00)	-58,43 (84,38)	178,32 (22,68)	-542,88 (49,22)	341,31 (101,60)	-5,22 (89,47)
Part revenu homme	834,16 (313,60)	-356,60 (159,70)	-44,93 (62,05)	-517,78 (108,50)	-698,42 (282,50)	763,59 (185,70)
Part revenu femme	-50,86 (321,00)	-114,91 (207,90)	240,22 (79,05)	-163,30 (128,60)	-371,13 (322,30)	-135,92 (251,40)
Taux de masculinité	-1744,32 (2395,10)	6051,87 (1560,90)	-1207,19 (698,40)	-4557,70 (1148,50)	-2889,20 (2296,80)	16082,95 (2654,50)

Notes : (a) Écarts-type entre parenthèses.

(b) La fonction objective suit une  $\chi^2_{(120)}$  et a une valeur de 106,23.

(c) Les variables dépendantes sont des dépenses en niveau.

(d) Les équations ont D et Dln(D) comme variables de revenu et n'ont pas de constante.

Tableau 6

Systèmes conditionnels tirés du modèle 1 et estimés par MMG.  
 Les spécifications A et B testent rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.  
 La spécification C teste rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

Variables	Spécification A		Spécification B		Spécification C	
	( <i>pvetf</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>pdiver</i> )	( <i>pnourex</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>pdiver</i> )
Constante	-1577,50 (1084,00)	468,45 (1820,00)	-3919,60 (2693,00)	-7202,00 (1532,00)	-1668,60 (891,00)	-3639,40 (1683,00)
ln(m)	228,83 (108,00)	-174,10 (226,00)	799,37 (358,00)	941,64 (137,00)	263,37 (94,80)	455,09 (176,00)
Âge homme	-19,80 (26,60)	-63,20 (32,20)	65,45 (47,00)	26,29 (40,70)	-31,10 (22,90)	-2,20 (37,40)
Âge femme	63,33 (28,40)	143,88 (45,90)	-93,60 (72,70)	-90,80 (48,30)	83,14 (23,80)	6,30 (47,90)
Âge enfant	7,86 (19,60)	2,94 (27,90)	-97,50 (41,70)	-45,30 (33,40)	4,89 (17,20)	-95,10 (31,60)
Âge homme au carré	0,08 (0,25)	0,50 (0,29)	-0,70 (0,42)	-0,20 (0,39)	0,16 (0,22)	-0,01 (0,35)
Âge femme au carré	-0,50 (0,26)	-1,30 (0,45)	0,92 (0,70)	1,02 (0,46)	-0,70 (0,22)	-0,04 (0,41)
Âge enfant au carré	-0,06 (0,32)	0,16 (0,44)	1,45 (0,69)	0,49 (0,55)	0,00 (0,28)	1,59 (0,51)
Groupe 2	55,86 (64,80)	97,95 (80,20)	-188,50 (109,00)	-142,80 (99,70)	70,32 (52,30)	-126,00 (102,00)
Groupe 3	-27,80 (56,90)	13,81 (84,80)	-48,40 (126,00)	-130,70 (112,00)	-32,30 (49,90)	-19,30 (113,00)
Groupe 4	-73,10 (62,00)	-4,00 (94,60)	209,69 (135,00)	-198,40 (114,00)	-79,70 (58,30)	249,44 (106,00)
Groupe 5	-8,10 (62,60)	145,64 (106,00)	-173,90 (134,00)	-408,60 (102,00)	47,46 (57,90)	-106,40 (99,30)
Nord-Est	6,13 (61,30)	123,49 (84,40)	151,02 (128,00)	-185,50 (114,00)	34,88 (50,80)	244,20 (109,00)
Midwest	-91,00 (56,50)	-156,30 (88,40)	229,29 (131,00)	141,62 (111,00)	-92,50 (53,50)	177,51 (101,00)
Sud	70,62 (58,30)	97,93 (84,80)	-21,20 (132,00)	-125,00 (113,00)	95,34 (55,30)	39,87 (109,00)
Nombre d'enfants	-30,80 (22,40)	-30,10 (30,00)	-99,10 (64,60)	5,13 (49,30)	-37,60 (20,30)	-118,20 (54,00)
Présence d'enfants	10,68 (64,60)	37,59 (83,90)	-40,00 (169,00)	-71,30 (124,00)	-13,70 (57,40)	92,48 (161,00)
Sexe enfant	-339,00 (47,60)	-306,10 (53,00)	-52,30 (80,90)	-84,80 (65,90)	-327,80 (35,20)	-53,20 (76,50)
Facteurs de distribution						
Part revenu homme						
Part revenu femme		-32,30 (88,80)	-237,10 (169,00)	49,35 (117,00)	59,92 (55,10)	-245,10 (158,00)
Taux de masculinité	-1711,90 (1312,00)			2863,37 (1912,00)	-2106,60 (1144,00)	3620,39 (2442,00)
Demandes conditionnantes						
<i>pnourmai</i>	-1204,70 (597,00)	-2241,30 (683,00)	-898,00 (920,00)	428,03 (670,00)	-1706,20 (472,00)	-1311,00 (797,00)
<i>pnourex</i>		3469,28 (1700,00)	-2387,80 (2800,00)			
<i>pvetf</i>	2019,39 (2092,00)					

Notes :

(a) Écarts-type entre parenthèses.

(b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.

Spécification A La fonction objective suit une  $\chi^2_{(20)}$  et a une valeur de 28,12. Remplace Part revenu homme et Part revenu femme, on conditionne sur *pnourmai* et *pvetf*. Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.

Spécification B La fonction objective suit une  $\chi^2_{(40)}$  et a une valeur de 44,08. Remplace Part revenu homme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pnourmai* et *pnourex*. Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.

Spécification C La fonction objective suit une  $\chi^2_{(60)}$  et a une valeur de 61,19. Remplace Part revenu homme, on conditionne sur *pnourmai*. Rejet de la rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

Tableau 7

Systèmes conditionnels tirés du modèle 2 et estimés par MMG.  
La spécification D teste rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.  
La spécification E teste rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

Variables	Spécification D		Spécification E
	( <i>pvetf</i> )	( <i>pdiver</i> )	( <i>pueh</i> )
Constante	-20,40 (1846,00)	67329,83 (22191,00)	-866,70 (7860,00)
ln(m)	-118,60 (229,00)	-14450,60 (4735,00)	171,72 (1717,00)
ln(m) au carré		813,30 (254,00)	-1,10 (91,50)
Âge homme	-70,10 (32,90)	79,71 (51,50)	-4,10 (16,20)
Âge femme	149,67 (46,50)	-111,50 (76,40)	15,81 (19,20)
Âge enfant	7,71 (28,20)	-74,50 (48,50)	-18,40 (13,20)
Âge homme au carré	0,55 (0,29)	-0,80 (0,46)	0,00 (0,16)
Âge femme au carré	-1,30 (0,45)	1,12 (0,73)	-0,10 (0,18)
Âge enfant au carré	0,11 (0,45)	0,97 (0,80)	0,30 (0,22)
Groupe 2	107,55 (80,10)	-188,80 (115,00)	28,72 (41,60)
Groupe 3	21,30 (84,70)	-117,20 (126,00)	12,74 (43,40)
Groupe 4	-1,80 (94,40)	144,20 (142,00)	-16,70 (41,40)
Groupe 5	131,83 (106,00)	-188,30 (147,00)	-49,90 (35,80)
Nord-Est	134,55 (88,30)	104,29 (144,00)	16,67 (42,90)
Midwest	-139,90 (89,10)	183,89 (135,00)	62,38 (37,90)
Sud	95,63 (85,70)	-64,60 (140,00)	1,92 (40,80)
Nombre d'enfants	-27,20 (30,00)	-122,40 (66,60)	-9,80 (15,90)
Présence d'enfants	41,58 (84,60)	32,45 (181,00)	-57,00 (46,00)
Sexe enfant	-323,60 (53,70)	-10,20 (85,90)	180,55 (45,20)
Facteurs de distribution			
Part revenu homme			-79,80 (54,80)
Part revenu femme	-12,70 (89,20)	-217,90 (172,00)	
Taux de masculinité			-942,90 (1186,00)
Demandes conditionnantes			
<i>pnourmai</i>	-2397,20 (678,00)	-968,10 (868,00)	
<i>pnourez</i>	2859,03 (1741,00)	-2952,70 (3312,00)	
<i>pvetf</i>			1025,08 (1065,00)

- Notes : (a) Écarts-type entre parenthèses.  
(b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.
- Spécification D La fonction objective suit une  $\chi^2_{(39)}$  et a une valeur de 44,24.  
Remplace Part revenu homme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pnourmai* et *pnourez*. Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.
- Spécification E La fonction objective suit une  $\chi^2_{(19)}$  et a une valeur de 16,27.  
Remplace Part revenu femme, on conditionne sur *pvetf*.  
Non-rejet de la rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

ANNEXE A. TABLEAUX DE RÉSULTATS

Tableau 8

Systèmes conditionnels tirés du modèle 3 et estimés par MMG.  
 Les spécifications F et G testent rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.  
 La spécification H teste rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

Variables	Spécification F		Spécification G		Spécification H	
	( <i>pdiver</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>pveth</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	
Constante	83893,26 (45876,00)	-125,40 (1363,00)	3488,34 (5967,00)	-544,70 (921,00)	-91725,60 (29580,00)	
ln(m)	-18942,60 (9912,00)	-168,60 (177,00)	-770,40 (1320,00)	59,67 (94,40)	21272,68 (6251,00)	
ln(m) au carré	1078,94 (535,00)		47,69 (70,20)		-1192,50 (333,00)	
Âge homme	122,05 (85,00)	-34,00 (31,60)	-23,50 (14,90)	-9,30 (24,40)	-13,30 (52,10)	
Âge femme	-36,80 (98,40)	96,62 (38,00)	37,36 (19,20)	53,46 (23,50)	62,75 (65,00)	
Âge enfant	-127,40 (71,50)	8,90 (25,00)	-15,00 (12,80)	0,81 (18,30)	73,22 (61,40)	
Âge homme au carré	-1,20 (0,74)	0,35 (0,28)	0,19 (0,14)	0,05 (0,23)	0,24 (0,51)	
Âge femme au carré	0,38 (0,85)	-0,90 (0,36)	-0,30 (0,18)	-0,40 (0,22)	-0,80 (0,60)	
Âge enfant au carré	1,82 (1,17)	-0,07 (0,43)	0,25 (0,21)	0,05 (0,30)	-1,10 (1,05)	
Groupe 2	-210,70 (201,00)	119,85 (68,60)	46,15 (39,80)	91,45 (54,80)	119,61 (136,00)	
Groupe 3	-11,00 (192,00)	31,87 (64,70)	-10,70 (43,30)	15,41 (51,00)	102,55 (154,00)	
Groupe 4	304,33 (238,00)	60,89 (78,30)	-35,60 (39,50)	39,53 (55,40)	34,30 (145,00)	
Groupe 5	-147,30 (175,00)	73,10 (86,40)	-36,30 (34,40)	53,97 (56,90)	160,15 (116,00)	
Nord-Est	245,68 (232,00)	-34,10 (80,30)	44,62 (39,50)	-49,30 (52,50)	-486,80 (150,00)	
Midwest	206,11 (195,00)	-65,70 (67,00)	32,20 (37,40)	-62,60 (52,20)	-322,20 (148,00)	
Sud	-112,80 (216,00)	30,79 (70,20)	-7,20 (38,00)	-8,90 (56,00)	-357,80 (160,00)	
Nombre d'enfants	-143,80 (87,00)	-32,50 (32,60)	-10,10 (15,60)	-21,00 (25,20)	-99,30 (97,00)	
Présence d'enfants	277,91 (267,00)	13,21 (68,40)	-50,80 (47,80)	-61,60 (56,10)	-41,30 (185,00)	
Sexe enfant	-194,10 (254,00)	-322,80 (47,40)	141,39 (21,90)	-370,00 (37,10)	236,62 (83,20)	
Heures de travail homme		0,16 (0,07)		0,16 (0,06)	0,17 (0,15)	
Heures de travail femme	0,80 (0,52)					
Heures de travail enfant					0,19 (0,08)	
Participation homme	-403,50 (637,00)					
Participation femme	-1849,60 (1029,00)					
Participation enfant	-316,90 (507,00)	177,88 (93,50)		115,54 (73,70)		
<b>Facteurs de distribution</b>						
Part revenu homme		-309,00 (151,00)	-95,50 (44,20)	-338,40 (111,00)	-3,50 (298,00)	
Part revenu femme	-557,00 (1399,00)					
Taux de masculinité			-365,20 (1014,00)	-1177,60 (1123,00)	-3521,80 (2615,00)	
<b>Demandes conditionnantes</b>						
<i>pnourmai</i>			-416,90 (268,00)	-863,70 (415,00)	-3388,40 (1112,00)	
<i>pnourent</i>		2878,35 (1650,00)				
<i>pvetf</i>	-3225,70 (5939,00)					
<i>ptransp</i>	1809,49 (2193,00)	-572,50 (624,00)				

Notes :

(a) Écarts-type entre parenthèses.

(b) Tous les paramètres et écarts-type ont été multipliés par 10000.

Spécification F La fonction objective suit une  $\chi^2_{(15)}$  et a une valeur de 13,10. Remplace Part revenu homme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pvetf* et *ptransp*.  
 Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.

Spécification G La fonction objective suit une  $\chi^2_{(18)}$  et a une valeur de 18,70. Remplace Part revenu femme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pnourent* et *ptransp*.  
 Rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.

Spécification H La fonction objective suit une  $\chi^2_{(54)}$  et a une valeur de 52,44. Remplace Part revenu femme, on conditionne sur *pnourmai*. Rejet de la rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

**Tableau 9**  
 Systèmes conditionnels tirés du modèle 4 et estimés par MMG.  
 Les spécifications I et J testent rationalité collective pour 3 preneurs de décisions.  
 La spécification H teste rationalité collective pour 2 preneurs de décisions.

Variables	Spécification I		Spécification J		Spécification K			
	( <i>pnourest</i> )	( <i>pdiver</i> )	( <i>pnourest</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>pnourest</i> )	( <i>pvetf</i> )	( <i>ptransp</i> )	( <i>pdiver</i> )
D	0,02 (0,51)	-2,44 (0,79)	-0,04 (0,60)	-0,48 (0,46)	-0,41 (0,40)	1,12 (0,40)	2,75 (0,77)	-4,13 (0,88)
Dln(D)	0,02 (0,05)	0,27 (0,07)	0,02 (0,06)	0,07 (0,04)	0,06 (0,04)	-0,09 (0,04)	-0,24 (0,07)	0,41 (0,08)
Âge homme	76,03 (54,77)	-5,51 (69,33)	55,74 (53,68)	-39,27 (35,80)	-26,01 (47,87)	5,72 (29,91)	-63,20 (67,38)	-73,58 (57,49)
Âge femme	-95,29 (52,75)	162,05 (70,52)	-70,98 (52,10)	69,41 (40,83)	-31,35 (42,47)	38,19 (26,17)	-27,41 (72,12)	40,73 (62,14)
Âge enfant	-39,06 (60,77)	-59,43 (77,85)	-42,80 (60,65)	5,10 (36,58)	-42,81 (49,41)	40,79 (26,69)	153,40 (68,75)	-156,17 (69,67)
Âge homme au carré	-0,68 (0,48)	-0,23 (0,61)	-0,53 (0,48)	0,25 (0,32)	0,20 (0,44)	-0,25 (0,28)	0,61 (0,65)	0,89 (0,54)
Âge femme au carré	1,04 (0,48)	-1,30 (0,64)	0,86 (0,47)	-0,60 (0,37)	0,50 (0,40)	-0,27 (0,24)	-0,10 (0,68)	-0,32 (0,55)
Âge enfant au carré	0,51 (0,93)	1,08 (1,20)	0,53 (0,92)	0,02 (0,58)	0,60 (0,75)	-0,61 (0,44)	-2,22 (1,12)	2,24 (1,09)
Groupe 2	-163,50 (165,40)	-4,52 (213,50)	-93,66 (162,50)	60,87 (105,40)	-100,51 (134,10)	158,28 (77,78)	156,39 (171,90)	-179,77 (167,10)
Groupe 3	-259,57 (181,30)	58,66 (232,90)	-225,16 (182,70)	-27,20 (106,10)	-278,16 (158,10)	29,24 (77,74)	-178,32 (204,80)	185,15 (192,10)
Groupe 4	-283,82 (196,60)	278,38 (272,00)	-209,35 (194,70)	32,96 (129,40)	-315,19 (169,50)	-20,02 (84,83)	65,79 (181,50)	134,50 (200,50)
Groupe 5	-426,59 (159,30)	174,63 (209,30)	-461,91 (154,60)	64,66 (113,20)	-497,70 (134,50)	181,11 (91,82)	-127,00 (136,60)	26,59 (153,60)
Nord-Est	-290,55 (151,30)	408,79 (210,40)	-291,97 (157,10)	185,54 (105,20)	-183,49 (127,20)	-23,85 (80,66)	-665,91 (184,40)	631,52 (165,00)
Midwest	50,02 (179,00)	95,37 (221,80)	73,89 (176,40)	-50,54 (107,20)	106,17 (150,80)	-149,66 (79,97)	-398,69 (177,80)	225,97 (168,40)
Sud	-243,66 (167,70)	203,37 (217,50)	-200,38 (166,10)	138,70 (108,60)	-162,65 (144,50)	57,54 (82,08)	-420,68 (203,40)	60,88 (170,60)
Nombre d'enfants	92,53 (85,50)	-219,76 (107,40)	70,92 (84,94)	-74,95 (44,31)	-5,29 (78,16)	7,15 (31,47)	-110,30 (96,05)	-213,00 (107,10)
Présence d'enfants	-160,14 (223,10)	150,54 (284,50)	-141,48 (227,10)	-47,74 (123,00)	-5,61 (191,80)	-153,53 (97,31)	-396,21 (225,40)	433,43 (276,20)
Sexe enfant	-22,33 (131,90)	-672,84 (181,90)	-108,02 (106,10)	-477,82 (69,15)	-53,04 (91,18)	-499,29 (57,61)	300,68 (116,90)	67,67 (119,60)
<b>Facteurs de distribution</b>								
<b>Part revenu homme</b>								
Part revenu femme	240,73 (187,80)	-464,39 (302,50)	130,20 (204,60)	-73,95 (132,70)	179,36 (145,70)	110,11 (89,91)	51,89 (184,40)	-903,66 (258,80)
Taux de masculinité					3293,55 (1737,40)	-5714,99 (1401,80)	-2187,67 (2754,60)	16044,10 (3066,70)
<b>Demandes conditionnantes</b>								
<i>pnourmai</i>	-0,01 (0,10)	-0,63 (0,14)	0,01 (0,09)	-0,32 (0,06)	-0,02 (0,08)	-0,21 (0,04)	-0,19 (0,09)	-0,34 (0,10)
<i>pvetf</i>	0,10 (0,16)	-1,37 (0,29)						
<i>pdiver</i>			0,03 (0,07)	-0,31 (0,07)				

Notes :

(a) Écarts-type entre parenthèses.

- Spécification H** La fonction objective suit une  $\chi^2_{(40)}$  et a une valeur de 26,97. Remplace Part revenu homme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pnourmai* et *pvetf*. Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions. Rejet de la rationalité collective et « caring » pour 3 preneurs de décisions.
- Spécification I** La fonction objective suit une  $\chi^2_{(40)}$  et a une valeur de 31,86. Remplace Part revenu homme et Taux de masculinité, on conditionne sur *pnourmai* et *pdiver*. Non-rejet de la rationalité collective pour 3 preneurs de décisions. Non-rejet de la rationalité collective et « caring » pour 3 preneurs de décisions.
- Spécification J** La fonction objective suit une  $\chi^2_{(80)}$  et a une valeur de 83,27. Remplace Part revenu homme, on conditionne sur *pnourmai*. Rejet de la rationalité collective pour 2 preneurs de décisions. Rejet de la rationalité collective et « caring » pour 2 preneurs de décisions.

**Tableau 10**  
Résultats des tests de la rationalité collective

Modèle	RC2 <sup>a</sup>		RC2		RC3 <sup>b</sup>		RC3		RC2C <sup>c</sup>		RC3C <sup>d</sup>	
	Nbr. de Tests	Non-rejets	Rejet	Nbr. de Tests	Non-rejets	Rejets	Non-rejets	Rejets	Non-rejets	Rejets	Non-rejets	Rejets
Modèle 1	6	2	4	7	6	1	6	1	0	0	3	4
Modèle 2	8	1	7	8	7	1	7	1	0	0	3	4
Modèle 3	10	1	9	9	5	4	5	4	0	0	3	4
Modèle 4	9	0	9	7	7	0	7	0	0	0	3	4

<sup>a</sup> Test de la Rationalité Collective avec 2 Preneurs de Décisions.

<sup>b</sup> Test de la Rationalité Collective avec 3 Preneurs de Décisions.

<sup>c</sup> Test de la Rationalité Collective avec 2 Preneurs de Décisions et Préférences Caring.

<sup>d</sup> Test de la Rationalité Collective avec 3 Preneurs de Décisions et Préférences Caring.