

Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature

Pierre-André Chiappori and Olivier Donni

Volume 82, Number 1-2, mars-juin 2006

Les modèles non unitaires de comportement des ménages : théories et applications

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/013464ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/013464ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Chiappori, P.-A. & Donni, O. (2006). Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature. *L'Actualité économique*, 82(1-2), 9–52. <https://doi.org/10.7202/013464ar>

Article abstract

This paper examines the literature on non-unitary models of household behaviour. These models explicitly postulate that the household is made up of several persons with different preferences. They can be classified into two categories. On the one hand, cooperative (or collective) models suppose that the outcome of the decision process is Pareto efficient. On the other hand, non-cooperative (or strategic) models are based on the concept of Cournot-Nash equilibrium and, in that case, the outcome of the decision process is not necessarily efficient. Demand functions or labour supply functions derived from non-unitary models have to satisfy some restrictions that are different from Slutsky conditions. Moreover, in some circumstances, preferences of household members can be identified from observable behaviour.

LES MODÈLES NON UNITAIRES DE COMPORTEMENT DU MÉNAGE : UN SURVOL DE LA LITTÉRATURE*

Pierre-André CHIAPPORI

Columbia University

Olivier DONNI

Université de Cergy-Pontoise

THEMA

CIRPEE

RÉSUMÉ – Cet article s'intéresse aux modèles non unitaires de comportement du ménage. Ces modèles supposent explicitement que le ménage est composé de plusieurs personnes ayant des préférences distinctes. Ils se classent alors en deux catégories principales : d'une part, les modèles coopératifs (ou collectifs), dans lesquels les allocations sont supposées efficaces au sens de Pareto, et d'autre part, les modèles non coopératifs (ou stratégiques) qui s'appuient sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash. Dans ces modèles, les fonctions qui caractérisent le comportement du ménage doivent satisfaire des contraintes différentes des traditionnelles conditions de Slutsky. De plus, dans certains cas particuliers, les préférences des membres du ménage peuvent être identifiées à partir du comportement observable.

ABSTRACT – This paper examines the literature on non-unitary models of household behaviour. These models explicitly postulate that the household is made up of several persons with different preferences. They can be classified into two categories. On the one hand, cooperative (or collective) models suppose that the outcome of the decision process is Pareto efficient. On the other hand, non-cooperative (or strategic) models are based on the concept of Cournot-Nash equilibrium and, in that case, the outcome of the decision process is not necessarily efficient. Demand functions or labour supply functions derived from non-unitary models have to satisfy some restrictions that are different from Slutsky conditions. Moreover, in some circumstances, preferences of household members can be identified from observable behaviour.

* Cette recherche a bénéficié du soutien financier du Fonds québécois pour la recherche sur la société et la culture.

Men are not, when brought together, converted into another kind of substance, with different properties.

John Stuart Mills (1965 [1843]), *Collected Works*, 8 : 879.

INTRODUCTION¹

État de la question

Dans les manuels de microéconomie, le comportement d'un ménage, même si ce dernier comprend plusieurs personnes, est presque toujours étudié à l'aide d'une fonction d'utilité unique que l'on maximise par rapport à une contrainte budgétaire. Cette approche, où les préférences individuelles sont donc agrégées en un système de préférences sociales, est dite « unitaire ». Elle a le mérite de mener à des restrictions sur le comportement du ménage et ainsi de rendre possible les tests empiriques rigoureux des hypothèses sous-jacentes. Par exemple, dans le cadre de la théorie du consommateur, les demandes de biens doivent être homogènes de degré zéro et la matrice de Slutsky qui leur est associée doit être symétrique et semi-définie négative. De plus, si ces conditions sont satisfaites, les préférences du ménage peuvent être retrouvées à partir de l'observation du système complet de demandes. L'économètre a ainsi l'opportunité d'étudier les effets de politiques économiques sur le comportement et le bien-être du ménage. Tout ceci explique largement le succès que l'approche unitaire a rencontré durant plusieurs décennies.

Cependant, un cadre d'analyse qui ne prend pas en compte la pluralité des décideurs dans le ménage laisse apparaître certaines insuffisances. D'un point de vue méthodologique, la théorie néoclassique de l'utilité a été développée afin d'étudier les choix d'individus et non de groupes tels que les ménages. Certes, Samuelson (1956) a montré qu'un ménage se comportera comme un individu si les agents choisissent de maximiser une fonction de bien-être social, mais cette idée repose sur des hypothèses hautement restrictives. Becker (1974, 1991) a donné un résultat similaire à celui de Samuelson, connu sous le nom de théorème de l'enfant gâté, dans le cas où le ménage serait composé d'un membre altruiste et d'un, ou plusieurs, membres égoïstes, mais ce résultat pose également des problèmes. Bergstrom (1989) a ainsi montré que les préférences de l'agent altruiste doivent posséder certaines propriétés très restrictives pour que le théorème de l'enfant gâté puisse s'appliquer². D'un point de vue empirique, la condition de symétrie de la matrice de Slutsky a été régulièrement testée sur des modèles, soit de consommation, soit d'offre de travail, et presque toujours rejetée. Par ailleurs, la propriété d'agrégation des revenus (*income pooling*), selon laquelle seule la

1. Seules les références non mentionnées dans la suite de ce texte sont données dans cette introduction.

2. Une autre condition essentielle à l'application de ce théorème est que le membre altruiste doit disposer de ressources importantes afin d'être capable de modifier ses transferts en réponse aux décisions des autres membres.

somme des revenus exogènes importe pour expliquer le comportement du ménage (et non sa répartition entre les membres), a également été rejetée à de nombreuses reprises. Enfin, outre ces critiques fondamentales, l'approche unitaire s'est révélée trop étroite pour étudier certaines questions telles que les inégalités à l'intérieur du ménage, les politiques économiques ciblées sur certaines personnes, ou encore, la formation et la dissolution du couple.

Confortés par le manque de support empirique de l'approche unitaire, et par son absence de fondements théoriques, certains auteurs ont développé des modèles basés sur une représentation non unitaire de la prise de décision dans le ménage³. Ces modèles partagent tous un même postulat théorique, à savoir, que chaque individu dans le ménage doit être caractérisé par des préférences propres. En revanche, ils s'appuient sur des mécanismes variés pour expliquer comment les décisions sont prises à l'intérieur du ménage. D'une part, les modèles non coopératifs (ou stratégiques) utilisent la notion d'équilibre de Cournot-Nash. En d'autres termes, chaque agent dans le ménage est supposé maximiser son utilité, par rapport à sa propre contrainte budgétaire, en prenant les actions de son partenaire comme une donnée. Un inconvénient de ces modèles est, comme nous l'enseigne la théorie des jeux, que les allocations d'équilibre ne sont d'ordinaire pas efficaces au sens de Pareto. En d'autres termes, il est généralement possible, à partir de l'équilibre, d'améliorer le bien-être d'un membre du ménage sans détériorer celui de son partenaire. D'autre part, les modèles coopératifs (ou collectifs) partent de l'hypothèse que le processus de décision, quel qu'il soit, mène à des solutions efficaces au sens de Pareto. Cette catégorie de modèles inclut, notamment, les modèles de comportement du ménage basés sur la théorie axiomatique de la négociation avec information symétrique (par exemple, les solutions de Nash ou de Kalai-Smorodinsky).

Cet article a pour objectif de résumer les recherches effectuées ces dernières années sur le thème des modèles non unitaires, et de mettre à jour les différentes synthèses réalisées par Bourguignon et Chiappori (1992), Chiappori (1997a), Chiuri (2000) et Vermeulen (2002)⁴. Dans les pages qui suivent, nous allons nous concentrer principalement sur les modèles coopératifs, en insistant sur leur contenu empirique, car ces modèles ont connu les plus importantes avancées théoriques. Cependant, nous ne négligerons pas tout à fait les autres modèles⁵. La

3. Alderman, Chiappori, Haddad, Hoddinott et Kanbur (1995) soulignent ainsi l'importance de la question de la répartition des ressources au sein du ménage dans les pays en voie de développement et ils encouragent le développement de modèles permettant d'étudier de telles questions.

4. Lundberg et Pollak (1996), et Strauss, Mwabu et Beegle (2000) traitent des modèles non unitaires dans leur survol de la littérature mais ces auteurs s'intéressent surtout à la question de la répartition des ressources dans le ménage.

5. Par contre, nous ne considérons pas les approches qui sont inspirées par des théories économiques féministes (Folbre, 1986) ou institutionnalistes (Pollak, 1985). Ces modèles insistent sur les conflits qui peuvent survenir au sein du ménage mais ils adoptent une approche peu formalisée et, même si leur intérêt est indéniable, leur contenu empirique est assez réduit. Nous ne nous intéressons pas non plus aux applications des modèles non unitaires à la théorie de l'équilibre général (Gersbach et Haller, 2001), de la taxation optimale (Brett, 1998) ou de l'appariement des couples (Becker et Murphy, 2000).

première section introduit la notion de facteur de distribution et décrit les caractéristiques des demandes issues de l'approche coopérative sous les hypothèses les plus générales. La deuxième section discute la question de l'identification des composantes structurelles. Cette question est la suivante : que peut-on dire des préférences individuelles et du processus de décision si l'on observe seulement les demandes du ménage? La troisième section couvre des modèles coopératifs plus spécifiques, à savoir les modèles d'offre de travail et les modèles de choix intertemporels et en incertitude. Elle traite également des ménages comprenant plus de deux preneurs de décision et de la spécification des points de menace dans les modèles de négociation. La quatrième section présente un certain nombre de résultats relatifs aux modèles non coopératifs en se focalisant plus particulièrement sur les liens avec les modèles coopératifs. Un tableau synthétique des estimations empiriques de ces différents modèles est donné en annexe.

Notations et définitions

Nous considérons un ménage composé de deux personnes A et B . Ces personnes disposent chacune de préférences distinctes qui portent sur un ensemble de K biens de consommation. Dans les modèles les plus généraux que nous étudions, les biens achetés peuvent avoir trois usages : une consommation privée par A , une consommation privée par B et une consommation publique. Ces usages sont alors respectivement désignés par les vecteurs suivants :

$$\mathbf{q}_A = \begin{pmatrix} q_A^1 \\ \vdots \\ q_A^K \end{pmatrix}, \quad \mathbf{q}_B = \begin{pmatrix} q_B^1 \\ \vdots \\ q_B^K \end{pmatrix}, \quad \mathbf{Q} = \begin{pmatrix} Q^1 \\ \vdots \\ Q^K \end{pmatrix},$$

et nous avons la relation :

$$\boldsymbol{\xi} = \mathbf{q}_A + \mathbf{q}_B + \mathbf{Q}$$

où le vecteur $\boldsymbol{\xi} = (\xi^1, \dots, \xi^K)'$ désigne les biens achetés par le ménage. La contrainte budgétaire du ménage est linéaire et donnée par

$$\boldsymbol{\pi}' \cdot \boldsymbol{\xi} = y \tag{1}$$

où y désigne la dépense totale du ménage (incluant le cas échéant les dépenses en loisir) et $\boldsymbol{\pi} = (\pi^1, \dots, \pi^K)'$ désigne le vecteur de prix correspondant à $\boldsymbol{\xi}$.

Quelques remarques peuvent être faites à ce point. D'abord, certains biens peuvent comporter à la fois des éléments de consommation publique et de consommation privée. Par exemple, les « services téléphoniques » se composent de l'abonnement (public) et des minutes effectivement utilisées (privé). Ensuite, dans le contexte d'un modèle d'offre de travail, le vecteur $\boldsymbol{\xi}$ peut inclure le loisir des membres du ménage. Ce dernier sera habituellement analysé comme une consommation privée mais cette consommation peut engendrer des externalités sur le bien-être du partenaire. Enfin, l'économètre n'observe généralement pas les

usages qui sont faits des biens achetés. Celui-ci observe seulement les demandes totales ξ . Donc, toute théorie du comportement du ménage, si elle a pour vocation d'aider l'économètre, devra faire ses prédictions en se basant sur ces seules demandes⁶.

En toute généralité, nous pouvons ainsi supposer que les préférences dépendent de la consommation de l'individu considéré mais également de celle de son partenaire. Cela autorise certaines formes très générales d'altruisme mais également des externalités dans la consommation. Dans ce cas, les fonctions d'utilité des membres du ménage ont la forme suivante⁷ :

$$U_i(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}) \quad (2)$$

où U_i a les propriétés habituelles de continuité, de croissance et de concavité. Sous cette hypothèse, la distinction entre consommations publiques et consommations privées est purement artificielle. Cependant, nous serons amenés également à adopter des hypothèses plus fortes sur les préférences. Par exemple, si les agents sont égoïstes, et en l'absence d'externalités, les préférences sont données par

$$U_i(\mathbf{q}_i, \mathbf{Q}). \quad (3)$$

Une situation intermédiaire entre les types (2) et (3) est donnée par le cas d'agents altruistes (*caring*) au sens de Becker dans un environnement sans externalités. Les préférences ont alors la forme suivante :

$$U_i(u_A(\mathbf{q}_A, \mathbf{Q}), u_B(\mathbf{q}_B, \mathbf{Q})). \quad (4)$$

Cette définition s'apparente à la notion d'altruisme pure que l'on trouve dans la littérature économique sur l'altruisme.

Certaines des distinctions que nous pouvons faire portent sur la nature des biens plutôt que sur celle des préférences. Considérons, par exemple, un bien k quelconque. S'il n'y a pas d'externalités, nous pouvons envisager les situations suivantes :

- (a) le bien k est (purement) privé si $Q^k = 0$;
- (b) le bien k est (purement) public si $(q_A^k + q_B^k) = 0$.

Dans la suite de ce texte, nous examinons le cas particulier où tous les biens sont privés, et celui où tous les biens sont publics⁸. Nous examinons également le cas où chaque bien est soit purement privé, soit purement public. Si $\mathbf{q} = \mathbf{q}_A + \mathbf{q}_B$ désigne la demande de biens privés du ménage, cela signifie formellement que

$$\mathbf{Q}' \cdot \mathbf{q} = 0.$$

6. Un économètre peut parfois observer les composantes privées et publiques d'un bien. S'il observe en plus, dans la composante privée de ce bien, la partie consommée par A et celle consommée par B , ce bien sera dit « assignable ». Cette situation reste exceptionnelle.

7. Dans la suite de ce texte, l'indice i désigne indistinctement les agents A et B .

8. Remarquons que, si tous les biens sont publics, la distinction entre agents altruistes et égoïstes disparaît.

Dans ce cas, nous disons que les biens privés et publics sont disjoints et nous désignons le prix des biens privés et des biens publics respectivement par les vecteurs \mathbf{p} et \mathbf{P} . Pour des raisons qui deviendront évidentes, le vecteur \mathbf{p} est de dimension K et contient des zéros à la place des prix des biens publics. Le vecteur \mathbf{P} est similaire si bien que $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{p} + \mathbf{P}$.

Si un bien quelconque n'est consommé que par une seule personne dans le ménage, la distinction entre bien public et bien privé perd son sens et, dans ce cas, nous préférons parler de bien exclusif. Remarquons que la propriété d'exclusivité est plutôt une caractéristique des préférences que du bien lui-même. Par exemple, les cigarettes sont généralement considérées comme un bien privé (si l'on exclut la possibilité d'externalités), mais si l'un des membres du ménage ne fume pas, alors les cigarettes seront classées parmi les biens exclusifs. De tels biens sont rencontrés par l'économètre lorsqu'il exploite des enquêtes de consommation. Un exemple typique, qui est d'ailleurs régulièrement utilisé, est celui des vêtements dans le cas où ceux-ci sont sexuellement différenciés. Un autre exemple, quoique parfois discutable, est celui du loisir des membres du ménage.

La présence de biens exclusifs dans le ménage se révèle souvent nécessaire pour comprendre les mécanismes d'allocations des ressources. Cet aspect sera explicité dans la suite de cet article, mais nous pouvons remarquer à ce stade préliminaire que la quantité consommée d'un bien exclusif est un indicateur de la distribution du pouvoir de décision au sein du ménage. L'intuition, si un bien exclusif est supérieur, est que sa consommation sera d'autant plus élevée que le pouvoir de la personne à laquelle ce bien est associé est important.

1. MODÈLES COOPÉRATIFS – THÉORIE GÉNÉRALE

1.1 *Les demandes de biens*

Comme nous l'avons vu dans l'introduction, les modèles coopératifs reposent sur la seule hypothèse que le processus de décision mène à des allocations efficaces au sens de Pareto. Cependant, le mécanisme qui détermine l'équilibre atteint par le ménage le long de la frontière d'efficacité n'est pas nécessairement spécifié. En principe, celui-ci peut dépendre de n'importe quelle variable qui caractérise l'environnement du ménage. Certaines de ces variables, appelées « facteurs de distribution », jouent un rôle particulièrement important car elles influencent le processus de décision sans affecter les préférences ou la contrainte budgétaire⁹. De nombreux exemples de ces variables se rencontrent en économie de la famille et en économie du développement. Par exemple, Lundberg, Pollak et Wales (1997) s'intéressent aux effets sur la structure de la consommation d'un changement, ayant eu lieu au Royaume-Uni durant les années soixante-dix, de bénéficiaire des allocations familiales. Ils montrent notamment que ce changement a un impact

9. La notion de facteur de distribution doit être rapprochée de celle de paramètre extra-environnemental dans la terminologie de McElroy (1990, 1997).

sur la demande de vêtements pour enfants¹⁰. Dans le même ordre d'idée, Thomas, Contreras et Frankenberg (2002) utilisent une enquête indonésienne et soulignent que la distribution de richesse au moment du mariage a un impact sur la santé des enfants. Par ailleurs, Rubalcava et Thomas (2000) montrent que les variations dans le montant de l'aide aux *femmes seules* avec enfants (AFDC) aux États-Unis influencent la consommation et l'offre de travail des couples avec enfants. Chiappori, Fortin et Lacroix (2002) s'inspirent des travaux de Becker (1991) et considèrent des indicateurs de l'état du marché du mariage et de la législation sur le mariage aux États-Unis. Ils constatent que ces variables influencent l'offre de travail des ménages américains¹¹. Dans le même ordre d'idée, Oreficce (2003) étudie l'effet de la légalisation de l'avortement sur l'offre de travail des ménages américains. Enfin, Folbre (1997) donne de nombreux exemples supplémentaires basés sur certains aspects de la législation (droit pour les femmes de posséder des terres, de participer au marché du travail, d'être protégé de la violence domestique, *etc.*).

Supposons que les préférences des agents ont la forme générale (2) et que les facteurs de distribution pertinents pour le problème considéré sont désignés par $\mathbf{s} = (s_1, \dots, s_L)'$. Nous savons que toute solution efficace au sens de Pareto peut être obtenue par la maximisation d'une fonction utilitarienne de bien-être social en choisissant des pondérations adéquates. Cela signifie alors qu'il existe une fonction $\mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s}) \in [0, 1]$ telle que les choix du ménage peuvent être décrits par le programme suivant :

$$\max_{\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}} \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s}) \cdot U_A(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}) + (1 - \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})) \cdot U_B(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}) \quad (5)$$

sous la contrainte (1). La fonction $\mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})$ peut être interprétée comme un indice de la répartition du pouvoir dans le ménage. Si $\mu = 0$, les préférences de B s'imposent de manière dictatoriale dans le ménage et A ne dispose d'aucun pouvoir de décision. Si $\mu = 1$, au contraire, ce sont les préférences de A qui prévalent. De plus, nous supposons généralement que $\mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})$ est une fonction continue (et même différentiable) et homogène de degré zéro en y et $\boldsymbol{\pi}$.

Comme nous pouvons le remarquer, l'approche coopérative se caractérise par la maximisation d'une fonction. Cependant, et contrairement à l'approche unitaire, cette fonction ne peut pas être interprétée comme une fonction d'utilité traditionnelle car elle dépend du revenu, des prix et des facteurs de distribution.

10. De nombreuses études confirment ce type de résultat en montrant, dans le cadre de tests de la condition d'agrégation des revenus, que la part respective de chaque personne dans le total du revenu exogène affecte les décisions du ménage. Une liste non exhaustive de ces études inclut Behrman (1988), Thomas (1990, 1993, 1994), Schultz (1990), Phipps et Burton (1995, 1998), Haddad et Hoddinott (1994), Dufo (2000), Kooreman (2000), et Lechene et Attanassio (2002). En particulier, Altonji, Hayashi et Kotlikoff (1992) adoptent le cadre de la famille étendue tandis que Klassen (1998) et Moehling (2004) utilisent des données historiques.

11. Des conclusions similaires sont obtenues avec des données différentes notamment par Gray (1998), Moreau et Donni (2002), et Grossbard-Schechtman et Neuman (2003).

Les demandes issues du programme (5) n'auront généralement pas les propriétés habituelles des demandes marshalliennes (Pollak, 1977). On peut noter, cependant, que si la fonction μ était fixée, le programme (5) se réduirait à celui de la maximisation d'une véritable fonction d'utilité. Cela implique, en d'autres termes, que les demandes du ménage peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$\mathbf{q}_i = \mathbf{q}_i(\boldsymbol{\pi}, y, \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})),$$

$$\mathbf{Q} = \mathbf{Q}(\boldsymbol{\pi}, y, \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})).$$

où les fonctions $\mathbf{q}_i(\cdot)$, μ et $\mathbf{Q}(\cdot, \mu)$ satisfont les conditions de Slutsky pour μ fixé. De plus, en vertu du théorème d'agrégation de Hicks, les demandes agrégées, définies par

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\xi} &= \sum_{i=A, B} \mathbf{q}_i(\boldsymbol{\pi}, y, \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})) + \mathbf{Q}(\boldsymbol{\pi}, y, \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})) \\ &= \boldsymbol{\xi}(\boldsymbol{\pi}, y, \mu(y, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s})), \end{aligned} \quad (6)$$

satisfont également les conditions de Slutsky pour μ fixé. Remarquons enfin que les facteurs de distribution \mathbf{s} influencent les choix du ménage par le seul intermédiaire de la fonction μ .

Les demandes du ménage doivent naturellement avoir certaines propriétés caractéristiques. Nous pouvons ainsi distinguer, en plus de la condition triviale d'homogénéité de degré zéro, les conditions de SR(1), de linéarité et de proportionnalité. Par ailleurs, si des hypothèses additionnelles sont posées sur les préférences ou sur les biens, les demandes du ménage doivent satisfaire d'autres conditions plus restrictives.

1.2 Caractérisation des demandes

1.2.1 Condition de symétrie plus rang 1 ou de SR(1)

Définissons, en analogie avec le modèle du consommateur dans le cadre unitaire, la matrice de pseudo-Slutsky de la manière suivante :

$$\mathbf{S} = \frac{\partial \boldsymbol{\xi}}{\partial \boldsymbol{\pi}'} + \frac{\partial \boldsymbol{\xi}}{\partial y} \cdot \boldsymbol{\xi}'.$$

Browning et Chiappori (1998) montrent alors que les demandes du ménage qui sont compatibles avec le problème (5) doivent satisfaire la restriction suivante :

$$\mathbf{S} = \boldsymbol{\Sigma} + \mathbf{R} \quad (7)$$

où $\boldsymbol{\Sigma}$ est une matrice symétrique semi-définie négative et \mathbf{R} une matrice de rang 1. Cette formule peut s'interpréter géométriquement si l'on remarque que, pour toute paire de fonctions d'utilité, (a) la contrainte budgétaire détermine la frontière parétienne en fonction des prix et du revenu, et (b) la valeur de μ détermine la localisation du point choisi par le ménage le long de cette frontière. En conséquence, une modification des prix ou du revenu entraînera un déplacement de la

frontière parétienne. Ce dernier se traduira par une modification des demandes de la manière décrite par Σ . Cependant, la valeur de μ se modifiera dans le même temps. Cela implique un déplacement le long de la frontière parétienne. Ce dernier effet est, cependant, très restreint et il est défini par la matrice \mathbf{R} .

En fait, la condition SR(1) est restrictive pour des demandes du ménage satisfaisant les conditions d'homogénéité et d'additivité (*adding-up*) pour autant que le nombre de biens K soit supérieur ou égal à 5. Par ailleurs, Chiappori et Ekeland (2006) démontrent, dans le cas où il n'y a pas de facteurs de distribution, que cette condition est aussi *localement suffisante*. En d'autres termes, pour tout système de demandes satisfaisant la condition (7) dans le voisinage d'un vecteur (π'_*, y_*) quelconque, il existe au moins une paire de fonctions d'utilité et une fonction μ telles que ce système de demande est la solution du programme (5) dans le voisinage en question¹².

Une procédure particulière doit être adoptée pour procéder à des tests empiriques. Le principe de cette procédure repose sur l'idée que la matrice \mathbf{S} est SR(1) si et seulement si la matrice antisymétrique $(\mathbf{S} - \mathbf{S}')$ est de rang 2 au maximum. Il convient alors d'estimer un système de demandes, de calculer la matrice $(\mathbf{S} - \mathbf{S}')$ et de tester le rang de cette matrice à l'aide de techniques existantes; voir Robin et Smith (2000) par exemple. Ce test a été appliqué sur des données canadiennes par Browning et Chiappori (1998). Ces auteurs estiment un système de sept demandes sur un échantillon de couples sans enfants et montrent ainsi que la condition de symétrie traditionnelle est rejetée alors que la condition SR1 ne l'est pas. De plus, comme la condition de symétrie n'est pas rejetée pour les célibataires, il apparaît que la non-prise en compte de la pluralité de décideurs dans le ménage pourrait expliquer le rejet empirique des modèles basés sur l'approche unitaire.

1.2.2 Conditions de linéarité et de proportionnalité

Des restrictions supplémentaires apparaissent dès que les facteurs de distribution sont pris en compte. Supposons d'abord qu'il y a un seul facteur de distribution s . Browning et Chiappori (1998) montrent alors qu'il existe un vecteur \mathbf{u} tel que :

$$\frac{\partial \xi}{\partial s} = (\mathbf{S} - \mathbf{S}') \cdot \mathbf{u} .$$

Cette condition est restrictive car, comme nous l'avons vu, la matrice $\mathbf{S} - \mathbf{S}'$ est de rang 2 au maximum. Nous obtenons donc un résultat surprenant où l'effet d'un facteur de distribution sur la demande est lié de manière linéaire aux effets des prix.

12. Chiappori et Ekeland (2006) considèrent également les implications d'hypothèses plus fortes sur les biens, à savoir les cas où les biens sont tous privés, où les biens sont tous publics, où les biens sont disjoints. Ils montrent que, de manière assez inattendue, la condition SR(1) reste suffisante.

Dans le cas où il y a au moins deux facteurs de distribution, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995) montrent que les demandes doivent satisfaire une propriété particulièrement attrayante car elle peut être testée avec des données transversales et ne nécessite pas l'évaluation des effets de prix. Cette propriété traduit le fait que les facteurs de distribution influencent les demandes de biens seulement par l'intermédiaire de la fonction μ . Plus précisément,

$$\frac{\partial \xi}{\partial s_j} = \theta_{1j} \cdot \frac{\partial \xi}{\partial s_1}, \text{ pour tout } j$$

où $\theta_{1j} = (\partial \mu / \partial s_j) / (\partial \mu / \partial s_1)$ est un scalaire. En d'autres termes, les réponses des demandes à une variation des facteurs de distribution sont colinéaires. Cette condition de proportionnalité a été testée à de très nombreuses occasions. Considérons seulement les deux exemples suivants. Bourguignon, Browning, Chiappori et Lechene (1993) estiment un système de six demandes avec des données françaises, en choisissant les parts des salaires féminins et masculins dans le revenu total du ménage comme facteurs de distribution. Thomas et Chen (1994) adoptent les mêmes facteurs de distribution et estiment un système de 10 demandes avec des données taïwanaises. Dans ces deux études, et de manière remarquable, dans la plupart des études connues, la condition de proportionnalité n'est pas rejetée.

1.2.3 Conditions spécifiques

Les restrictions mentionnées ci-dessus sont générales en ce sens qu'elles résultent de la seule hypothèse d'efficacité parétienne. Cependant, des restrictions plus fortes peuvent être dérivées si l'on adopte des hypothèses particulières sur les biens ou sur les préférences.

Pour des raisons qui deviendront évidentes dans la section suivante, le cas où les préférences sont données par une fonction d'utilité de type (3) et où les biens, privés ou publics, sont disjoints a été l'objet d'une attention toute particulière de la part de la profession. Sous ces hypothèses, donc, Chiappori (1992), et à sa suite de nombreux autres auteurs, montre que le processus de décision du ménage peut se décomposer en deux étapes. D'abord, les membres du ménage s'accordent sur la consommation de biens publics et sur un partage de ce qui doit être dépensé en biens privés. Ensuite, ils maximisent indépendamment leur fonction d'utilité en tenant compte du niveau de biens publics et de leur propre contrainte budgétaire. Formellement, cela signifie qu'il existe une paire de fonctions, ρ_A et ρ_B , satisfaisant $\rho_A + \rho_B = y^*$, où $y^* = y - \mathbf{P}' \mathbf{Q}$ est la dépense en biens privés du ménage, telle que la demande de biens privés \mathbf{q}_i du membre i est la solution de

$$\max_{\mathbf{q}_i} U_i(\mathbf{q}_i, \mathbf{Q}) \text{ sous la contrainte } \mathbf{p}' \mathbf{q}_i = \rho_i.$$

Les fonctions, ρ_A et ρ_B , décrivent la distribution de pouvoir au sein du ménage (pour un niveau de biens publics donné) et dépendent des variables y , \mathbf{p} , \mathbf{Q} et \mathbf{s} . En conséquence, les demandes de biens privés peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$\mathbf{q} = \mathbf{q}_A(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) + \mathbf{q}_B(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, y^* - \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) \quad (8)$$

où $\rho = \rho_A$ et $y^* - \rho = \rho_B$ et où les fonctions $\mathbf{q}_A(\cdot)$ et $\mathbf{q}_B(\cdot)$ sont des demandes marshalliennes conditionnelles à \mathbf{Q} dans le sens de Pollak (1969) ou de Browning et Meghir (1991). Cette structure engendre des restrictions spécifiques sur le comportement du ménage car la même fonction ρ entre dans toutes les demandes. Par comparaison avec la relation (6), les facteurs de distribution ont maintenant un effet de revenu par l'intermédiaire de la règle de partage. De plus, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995) dérivent les contraintes spécifiques, sous la forme d'équations différentielles partielles, que doivent alors satisfaire les demandes de biens privés quand les prix sont constants et qu'il y a un seul facteur de distribution. Ils montrent également qu'un minimum de trois demandes de biens est généralement nécessaire pour que le comportement du ménage soit effectivement restreint.

La question de l'allocation des biens publics n'a été traitée que beaucoup plus récemment¹³. En particulier, Donni (2004a) montre que les demandes (inverses) de biens publics doivent se conformer à une structure assez comparable à celle des demandes de biens privés. Les demandes de biens publics sont alors implicitement définies de la manière suivante :

$$\mathbf{P} = \mathbf{P}_A(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) + \mathbf{P}_B(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, y^* - \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) \quad (9)$$

où les fonctions $\mathbf{P}_A(\cdot)$ et $\mathbf{P}_B(\cdot)$ désignent des prix individuels (c'est-à-dire des prix de Lindahl) auxquels les membres du ménage estiment la valeur des biens publics et ρ est définie comme précédemment.

Pour conclure, les demandes de biens exclusifs peuvent se représenter indifféremment comme des demandes de biens privés ou des demandes de biens publics. Supposons que le bien 1, par exemple, est exclusivement consommé par le membre i . Si l'économètre considère que le bien exclusif est public, sa demande inverse s'écrit de la manière suivante :

$$P^1 = P_i^1(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, \rho_i(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) \quad (10)$$

où $P^1 = 0$ et ρ_i exclut les dépenses consacrées au bien 1 (puisque le bien 1 est public). Cependant, la représentation du bien exclusif comme un bien privé est généralement privilégiée par souci de simplicité. Dans ce cas, sa demande s'écrit de la manière suivante :

$$q^1 = q_i^1(\mathbf{p}, \mathbf{Q}, \rho_i(y, \mathbf{p}, \mathbf{Q}, \mathbf{s})) \quad (11)$$

où $Q^1 = 0$ et ρ_i inclut les dépenses consacrées au bien 1 (puisque le bien 1 est privé). Le point le plus important alors est que les demandes d'un membre du ménage de biens privés et publics ne dépendent pas du prix des biens exclusifs consommés par son partenaire – sauf par l'intermédiaire de la règle de partage. On

13. Des travaux préliminaires sur les contraintes dues aux biens publics ont été réalisés par Chiuri et Simmons (1997).

peut alors montrer que la présence de tels biens engendre des restrictions plus fortes qui sont formellement dérivées dans une série de contributions théoriques incluant, parmi d'autres, Chiappori (1988a, 1992), Bourguignon, Browning et Chiappori (1995), Chiappori, Fortin et Lacroix (2002), et Donni (2007).

1.3 Demandes conditionnelles

Dans le cadre des modèles collectifs, une forme de demande conditionnelle s'avère particulièrement intéressante. Considérons, par exemple, la demande du bien k , désignée par ξ^k , et supposons que cette demande puisse être localement inversée par rapport à un facteur de distribution (disons s_1). Nous obtenons :

$$s_1 = s_1^k(y, \xi^k, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s}_{-1})$$

où \mathbf{s}_{-1} est le vecteur de facteurs de distribution dont le premier élément a été enlevé. Si nous substituons cette fonction dans la demande pour le biens $j \neq k$, nous obtenons la demande conditionnelle suivante :

$$\xi^j = \xi_c^j(y, \xi^k, \boldsymbol{\pi}, \mathbf{s}_{-1}).$$

Ces demandes, connues sous le nom de « s -demandes », s'avèrent très commodes pour exprimer les différentes contraintes dues à l'efficacité parétienne. Par exemple, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995) montrent que la condition de proportionnalité se transpose très simplement de la manière suivante :

$$\frac{\partial \xi_c^j}{\partial s_{-1}'} = 0.$$

Par la suite, nous préférons parler de « proportionnalité implicite » pour signifier que cette condition s'applique à des demandes conditionnelles. Donni (2006a) dérive ainsi une transposition implicite de la condition SR1 avec un ensemble d'hypothèses supplémentaires sur les préférences et les biens tandis que Donni et Moreau (2005) adaptent les s -demandes à la question de l'offre de travail.

D'autres manières d'exprimer les demandes de biens s'avèrent utiles dans le cadre collectif. Donni (2004a), ainsi que Mazzocco (2003c) mais dans un contexte légèrement différent, considère une forme de demande où le bien de référence est conditionné par rapport, cette fois-ci à deux biens. Ceux-ci représentent les facteurs de distribution s et le revenu y . Ces demandes, appelées « cm -demandes », conviennent à l'étude des modèles coopératifs, en particulier si l'on suppose que les agents sont égoïstes et que les biens conditionnants sont exclusifs.

2. MODÈLES COOPÉRATIFS – IDENTIFICATION

Cette section s'intéresse à la question suivante : sachant que les demandes du ménage sont observées, quelles sont les composantes structurelles du processus de décision, c'est-à-dire les caractéristiques des fonctions d'utilité et de la fonc-

tion μ , qui peuvent être retrouvées? Cette question a reçu une ou plutôt plusieurs réponses dans la littérature récente. En effet, au lieu d'une théorie générale de l'identification, il existe seulement un ensemble de résultats épars s'appuyant sur des hypothèses particulières. Nous allons maintenant essayer de présenter les plus importants de ces résultats.

Comme préalable, nous devons remarquer que dans le cadre d'un modèle général où les préférences sont données par la forme générale (2), le processus de décision ne peut simplement pas être identifié¹⁴. Des hypothèses supplémentaires sur les biens ou les préférences sont nécessaires. Dans ce qui suit, nous supposons donc que les préférences sont du type (3) et que les biens publics et privés sont disjoints. Nous considérons d'abord le cas où tous les biens sont privés, et ensuite les autres cas.

2.1 Consommation privée

Comme nous l'avons vu, sous les hypothèses qui précèdent, l'efficacité parétienne a une conséquence attrayante, à savoir que le processus de décision du ménage peut se décomposer en deux étapes. S'il n'y a pas de biens publics, les demandes de biens privés peuvent alors s'écrire de la manière suivante :

$$\mathbf{q} = \mathbf{q}_A(\mathbf{p}, \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})) + \mathbf{q}_B(\mathbf{p}, y - \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})) \quad (12)$$

Dans ce cas où tous les biens sont privés, la décentralisation du processus de décision peut être vue comme un simple corollaire du second théorème de l'économie du bien-être. De plus, la relation entre les fonctions $\mu(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})$ et $\rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})$ est bijective si bien que ces fonctions représentent de manière équivalente la distribution du pouvoir au sein le ménage. Cependant, la représentation en termes de règle de partage est souvent préférable car, s'exprimant sous forme monétaire, elle est invariante à une transformation monotone croissante des fonctions d'utilité. Néanmoins, la règle de partage ne constitue plus un indicateur adéquat de la distribution du pouvoir dès que certains biens sont publics – même si elle existe toujours comme nous l'avons vu dans la section précédente.

Si tous les biens sont privés, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995) montrent que certaines dérivées de la règle de partage peuvent être identifiées à partir du comportement observé. Précisément¹⁵ :

Proposition 1. *Si un ensemble de trois demandes de biens est observé, et si $K \geq 4$ et $L \geq 1$, la règle de partage ρ est identifiée à une fonction de \mathbf{p} près; cette fonction est homogène de degré 1 en \mathbf{p} .*

14. Une preuve formelle de ce point est donnée par Chiappori et Ekeland (2003).

15. Dans les propositions qui suivent, notre objectif est de faire passer l'idée principale de certains résultats d'identification. Cependant, tous ces résultats nécessitent des conditions de régularité, parfois très complexes, qu'il serait fastidieux de formuler ici. Le lecteur intéressé est renvoyé aux articles cités en référence.

En d'autres termes, si la règle $\rho^*(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})$ est compatible avec un ensemble de trois demandes de biens privés, alors toute autre règle $\rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})$ qui est compatible avec ce même ensemble aura nécessairement la forme suivante :

$$\rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s}) = \rho^*(y, \mathbf{p}, \mathbf{s}) + k(\mathbf{p})$$

où $k(\mathbf{p})$ est une fonction linéairement homogène. Si les prix ne varient pas, comme ce serait en principe le cas avec des données transversales, l'indétermination se réduit donc à celle d'une constante. Ainsi, l'identification des dérivées de la règle de partage ne nécessite pas l'observation des demandes au niveau individuel. Les mécanismes de répartition des ressources au sein du ménage peuvent donc être étudiés en s'appuyant seulement sur l'estimation d'un système de demandes.

Dans certaines situations, il est possible de diminuer l'indétermination qui porte sur la fonction $k(\cdot)$. Pour cela, l'économètre doit disposer d'un ou plusieurs biens exclusifs. Supposons ainsi que le bien 1 (resp. 2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B). Sur base de la structure (11), nous savons que les demandes de biens exclusifs ont la forme suivante :

$$q^1 = q_A^1(p_1, \mathbf{p}_2, \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})), \quad (13)$$

$$q^2 = q_B^2(p_2, \mathbf{p}_2, y - \rho(y, \mathbf{p}, \mathbf{s})) \quad (14)$$

où \mathbf{p}_2 désigne le vecteur des prix \mathbf{p} dont les deux premiers éléments ont été enlevés. Quelques manipulations simples de ces relations montrent que les courbes d'indifférence de la règle de partage peuvent être retrouvées. En effet, si nous utilisons la structure (13) par exemple, nous obtenons les pentes de ces courbes :

$$\frac{\partial \rho}{\partial s_1} \bigg/ \frac{\partial \rho}{\partial y} = \frac{\partial q^1}{\partial s_1} \bigg/ \frac{\partial q^1}{\partial y} \quad \text{et} \quad \frac{\partial \rho}{\partial p_2} \bigg/ \frac{\partial \rho}{\partial y} = \frac{\partial q^1}{\partial p_2} \bigg/ \frac{\partial q^1}{\partial y}$$

où le terme des membres de droite est observable, et nous pouvons procéder de la même manière avec (14). Cette information sur la règle de partage est précieuse et, en conséquence, l'identification de la règle de partage basée sur des biens exclusifs s'avérera généralement plus robuste.

Plus précisément, Chiappori et Ekeland (2003) et Chiappori, Fortin et Lacroix (2002) montrent le résultat suivant :

Proposition 2. *Si les demandes des biens 1 et 2 sont observées et que le bien 1 (resp. 2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B), et si $L \geq 1$, la règle de partage ρ est identifiée à une fonction de \mathbf{p}_2 près; cette fonction est homogène de degré 1 en \mathbf{p}_2 .*

En d'autres termes, la dérivée de la règle de partage par rapport au prix des biens exclusifs peut être identifiée. De plus, l'observation de seulement deux biens, au lieu de trois dans la proposition précédente, est nécessaire pour atteindre ce résultat. Par ailleurs, Chiappori (1988a, 1992) montre que les facteurs de distribution

ne sont pas absolument indispensables à l'identification. Ceux-ci permettent néanmoins une identification plus robuste et sont nécessaires dès que le prix des biens exclusifs est supposé constant.

Ces résultats théoriques ont été à l'origine d'un très grand nombre d'applications empiriques. Par exemple, Browning, Bourguignon, Chiappori et Lechene (1994) adoptent un cadre théorique où les prix sont constants et estiment la règle de partage avec des données canadiennes en supposant que les vêtements masculins et féminins sont des biens exclusifs. Ils montrent que la répartition des ressources dans le ménage est affectée par les salaires respectifs de l'homme et de la femme. D'autres auteurs, dont nous examinerons les travaux plus loin, utilisent ces résultats théoriques dans le cadre des modèles d'offre de travail, où le loisir est interprété comme un bien exclusif. Par ailleurs, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995), et Donni (2007) considèrent le cas théorique où l'économètre n'observe qu'un seul bien exclusif, en plus d'un bien agrégé, et tirent des conclusions similaires à celles données dans les propositions 1 et 2.

2.2 Consommation publique

La possibilité d'identifier des éléments structurels, dans le cas où la consommation est publique, n'a été étudiée que très récemment. Si l'économètre observe les demandes de deux biens exclusifs, Chiappori et Ekeland (2003), et Donni (2004a) avec une autre technique de preuve, formulent ainsi le résultat très puissant qui suit.

Proposition 3. *Si un système complet de demandes de biens est observé et que le bien 1 (resp. 2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B), les fonctions d'utilité sont identifiées à une transformation croissante près. Pour n'importe quel choix de la cardinalisation, la fonction μ est identifiée de manière exacte.*

Ainsi, toutes les composantes structurelles du modèle sont identifiables et cette identification n'est pas conditionnée à une constante inconnue. De plus, ce résultat ne s'appuie pas sur des facteurs de distribution. En revanche, il est nécessaire d'observer un système complet de demandes pour retrouver les fonctions d'utilité, mais c'est également le cas dans le modèle unitaire.

2.3 Consommation privée et publique

Si certains biens sont publics et d'autres privés, la question de l'identification devient beaucoup plus compliquée et il n'existe pas en l'état actuel de solution générale. Une manière simple de procéder, toutefois, consiste à poser des hypothèses supplémentaires sur les préférences. On peut ainsi supposer que les biens publics sont séparables des autres biens. Les fonctions d'utilité ont la forme suivante :

$$U_i(u_i(\mathbf{q}_i), \mathbf{Q}).$$

Dans le cas où certains biens privés sont consommés exclusivement par l'un ou l'autre des membres du ménage, Donni (2004a) démontre le résultat suivant :

Proposition 4. *Si un système complet de demandes de biens est observé et que le bien privé 1 (resp. 2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B) et que $L \geq 1$, les demandes de biens privés sont identifiées à une fonction de \mathbf{p}_2 près; cette fonction est homogène de degré 0 et symétrique en \mathbf{p}_2 . Les prix de Lindhal sont identifiés de manière exacte.*

Chiappori, Blundell et Meghir (2006) proposent une analyse voisine dans le cas de l'offre de travail (cf. infra). L'hypothèse que les biens publics sont séparables a été testée par Donni (2004a) et malheureusement rejetée.

2.4 Préférences des célibataires et comportements des couples mariés

Dans les travaux décrits ci-dessus, l'une des principales difficultés tient au fait que les préférences individuelles sont inconnues, et doivent être estimées à partir des comportements (en même temps que les poids de Pareto). Une solution envisageable consiste à utiliser d'autres sources d'information pour estimer les préférences. En pratique, il s'agira le plus souvent d'utiliser des données sur les célibataires pour estimer les préférences individuelles, puis de reporter ces estimations dans l'analyse du comportement des couples, ce qui permet en général d'identifier exactement les processus de décision. Une présentation générale est proposée notamment par Laisney (éd.) (2006).

L'identification des décisions des ménages à partir des comportements des couples soulève évidemment des problèmes spécifiques. En premier lieu, un biais de sélection peut exister, dans la mesure où la décision de mariage dépend des préférences. Pour éviter cet écueil, il est utile de disposer de données de panel dans lesquelles les mêmes individus sont suivis dans les deux situations (célibataires / divorcés et mariés). Un récent article de Couprie (2003) utilise cette idée pour étudier les offres de travail dans un contexte de production domestique, sur lequel nous reviendrons.

Même en corrigeant des biais de sélection, des problèmes demeurent cependant. On sait, par exemple, que la structure de consommation d'un couple est qualitativement différente de la somme des consommations de deux célibataires (« un et un ne font pas deux » pour citer le titre d'un article de Vermeulen et Watteyne, 2006). Browning, Chiappori et Lewbel (2004) proposent une solution qui évite de supposer une modification des préférences (en bonne méthodologie, les changements de préférences ne doivent être invoqués qu'en dernier recours). Les auteurs maintiennent donc l'hypothèse d'identité des préférences des personnes isolées et en couple, mais introduisent l'idée beckerienne d'une technologie de production domestique qui serait spécifique aux couples – soit que la consommation de certains biens engendre des économies d'échelle, soit plus généralement que les complémentarités ou substitutions entre biens puissent être différentes pour des couples. Ils montrent pour une technologie linéaire générale qu'en esti-

mant les demandes des célibataires et des couples, on peut identifier l'intégralité des composantes structurelles du modèle, c'est-à-dire à la fois les processus de décision et la technologie de production. Ces méthodes ont pour intérêt supplémentaire de fournir une définition nouvelle et probablement plus opérationnelle du concept d'échelle d'équivalence.

3. MODÈLES COOPÉRATIFS – APPLICATIONS ET EXTENSIONS

3.1 *Les modèles d'offre de travail*

Les modèles d'offre de travail sont parmi les plus anciens à se fonder sur l'approche coopérative, et remontent au début des années quatre-vingt¹⁶. Dans ces modèles, le loisir des membres du ménage est généralement vu comme un bien exclusif, tandis que les autres biens, n'étant pas essentiels, sont agrégés sous la forme d'un bien hicksien dont le prix est supposé unitaire¹⁷.

Les modèles d'offre de travail se distinguent d'abord par les hypothèses posées sur la nature des biens et la forme des préférences. Si la consommation est privée, et si les agents sont égoïstes, les fonctions d'utilité s'écrivent de la manière suivante :

$$U_i(T - h_i, q_i)$$

où h_i désigne l'offre de travail du membre i , q_i sa consommation privée et T le temps total disponible. Le prix du loisir du membre i , c'est-à-dire son salaire, est désigné par w_i . Comme nous l'avons vu, le processus de décision peut alors être décentralisé. Dans une première étape, les membres du ménage reçoivent une dotation égale à ρ_i , avec $\rho_A + \rho_B = y$ où y désigne la dépense nette du ménage (c'est-à-dire la dépense totale incluant la dépense en loisir à laquelle la valeur des dotations en temps, $Tw_A + Tw_B$, est soustraite). Dans une seconde étape, chacun maximise son utilité sans tenir compte du comportement de son partenaire. Dans ce cas, les offres de travail prennent la forme suivante :

$$h_i = h_i(w_i, \rho_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})). \quad (15)$$

Ce qu'il faut remarquer ici, c'est que l'offre de travail de l'individu i dépend uniquement de son salaire et de sa dotation; en particulier, le salaire de son partenaire intervient seulement par l'intermédiaire de la règle de partage.

Maintenant, définissons les fonctions « collectives » d'utilité indirecte $v_i^*(y, w_A, w_B, \mathbf{s})$ en remplaçant dans les fonctions d'utilité directe les offres de travail et les consommations par les fonctions (15), c'est-à-dire :

$$v_i^*(y, w_A, w_B, \mathbf{s}) = u_i(T - h_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s}), q_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s}))$$

16. Les premières contributions à la théorie coopérative des modèles d'offre de travail incluent, notamment, Apps (1981, 1982), Apps et Jones (1986), et Apps et Rees (1988). Ces travaux sont généralement basés sur des hypothèses moins générales que celles qui ont été adoptées par la suite.

17. Cette dernière hypothèse semble naturelle puisque, dans les modèles d'offre de travail, le prix de la consommation est généralement supposé constant.

où $q_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s}) = \rho_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s}) + w_i h_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})$. Chiappori (1992) présente alors la proposition suivante qui est certainement l'une des plus importantes de toute la théorie des modèles collectifs

Proposition 5. *Si les offres de travail sont observées, la règle de partage ρ est identifiée à une constante près et les fonctions (collectives) d'utilité indirecte sont identifiées à une transformation croissante près.*

Ce résultat est semblable à certains égards à celui de la proposition 2 de la section précédente. La preuve de l'identification des préférences est basée sur une idée simple. Si l'on fixe la constante de la règle de partage, les contraintes budgétaires individuelles sont parfaitement définies. Les fonctions d'utilité directe peuvent alors être retrouvées, comme dans le cas d'un modèle unitaire, en utilisant la méthode d'intégration habituelle. Cette identification est conditionnée au choix de la constante. Cependant, cette indétermination disparaît dès que les fonctions collectives d'utilité indirecte sont calculées. Cela ouvre la possibilité de mener des études de bien-être, non plus au niveau du ménage, mais au niveau individuel. Remarquons, enfin, que l'identification de la règle de partage ne nécessite pas de facteurs de distribution. Ces derniers peuvent néanmoins rendre les résultats plus robustes.

La théorie des modèles coopératifs d'offre de travail est étendue par Donni (2003) afin de traiter les solutions en coins et les contraintes budgétaires non-linéaires. Blundell, Chiappori, Magnac et Meghir (2001), d'autre part, considèrent une situation où l'offre de la femme est continue alors que celle de l'homme est discrète. Ils montrent que la règle de partage peut également être retrouvée dans ce cas. Enfin, de nombreuses applications empiriques adoptent le cadre d'analyse décrit ci-dessus. Fortin et Lacroix (1997) utilisent des données canadiennes, testent les contraintes du modèle et ne les rejettent pas sur un échantillon de couples sans enfants. Ils estiment également les paramètres de la règle de partage mais ceux-ci ne sont pas obtenus de manière très précise. Chiappori, Fortin et Lacroix (2002) utilisent des données du *Panel Study of Income Dynamics* et obtiennent une estimation beaucoup plus précise des paramètres structurels. Une des raisons probables à cela est qu'ils introduisent des facteurs de distribution adéquats, à savoir, des indicateurs des marchés et de la législation du mariage. Moreau et Donni (2002) utilisent également des facteurs de distribution mais ils s'appuient sur des données françaises et tiennent compte de la non-linéarité de la taxation. Vermeulen (2005) et Clark, Couprie et Sofer (2004) fournissent d'autres résultats empiriques sur données respectivement belges et britanniques. Bloemen (2004) prend en compte les solutions en coin et utilise des données néerlandaises.

L'hypothèse sur le caractère privé de la consommation peut aisément être abandonnée. Par exemple, Chiappori et Ekeland (2003), et Donni (2002) considèrent des agents égoïstes dont les préférences ont la forme suivante :

$$U_i(T - h_i, Q)$$

où Q est un bien hicksien qui représente la consommation publique. Sous cette hypothèse, et en tenant compte de la propriété d'homogénéité, les offres de travail peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$h_i = h_i \left(\frac{w_i}{\pi_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})}, \frac{\rho_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})}{\pi_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})} \right)$$

où

$$\pi_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s}) = \frac{h_i w_i + \rho_i(y, w_A, w_B, \mathbf{s})}{y + h_A w_A + h_B w_B}$$

désigne le prix de Lindahl du bien public pour le membre i . La proposition 3, adaptée à un modèle d'offre de travail, implique le résultat suivant.

Proposition 6. *Si les offres de travail sont observées, les fonctions d'utilité sont identifiées à une transformation croissante près. Pour n'importe quel choix de la cardinalisation, la fonction μ est identifiée de manière exacte.*

De nombreux autres modèles d'offre de travail ont été dernièrement envisagés¹⁸. Chiappori, Blundell et Meghir (2006) développent ainsi un modèle où la consommation est composée d'un bien public et d'un bien privé. Les fonctions d'utilité ont alors la forme suivante :

$$U_i(l_i, q_i, Q).$$

Ces auteurs mettent alors en avant, dans le cas où il y a un facteur de distribution, le résultat suivant.

Proposition 7. *Si les offres de travail et la demande de biens publics sont observées, et si $L \geq 1$, les fonctions d'utilité indirectes sont identifiées à une transformation croissante près. Pour n'importe quel choix de la cardinalisation, la fonction de distribution μ est identifiée de manière exacte.*

Par ailleurs, Fong et Zhang (2001) remettent en question l'idée que les loisirs sont des biens exclusifs et adoptent une approche très originale. Ils supposent que le loisir se décompose en un loisir privé (que les agents utilisent indépendamment l'un de l'autre) et en un loisir public (que les agents utilisent ensemble). Les préférences ont une structure séparable et s'écrivent de la manière suivante :

$$U_i(u_i(l_i, q_i), L)$$

18. Nous ne présentons pas ci-dessous les approches inspirées de la théorie des préférences révélées; voir Chiappori (1988a), et Seaton (1997, 2000) sur ce sujet.

où L désigne le loisir public et l_i désigne le loisir privé. Le point important est qu'en général, l'économètre observe seulement le loisir total de chacun des membres, défini par $\ell_i = l_i + L$. On peut alors montrer qu'à l'aide de biens exclusifs et de facteurs de distribution, les deux composantes du loisir total peuvent être identifiées. Ce résultat a un intérêt particulier car il montre comment traiter la question de l'identification lorsque les biens privés et les biens publics ne sont pas disjoints.

3.2 Production domestique

Une généralisation naturelle des modèles qui précèdent consiste à y incorporer de la production domestique. Apps et Rees (1997), Chiappori (1997b), et à leur suite Donni (2004b), Rapoport, Sofer et Solaz (2006), supposent que les préférences portent également sur la consommation d'un bien qui est produit au sein du ménage. Les fonctions d'utilité ont alors la forme suivante :

$$U_i(l_p, q_p, z_i)$$

où z_i est produit avec la technologie suivante :

$$z_A + z_B = F(t_A, t_B)$$

où F est une fonction de production à rendements constants ou décroissants et t_i est le temps consacré par le membre i à la production. Si les offres de travail domestique, en plus des offres de travail marchand, sont observées et que le bien domestique est échangeable, l'identification des préférences et de la règle de partage ne présente pas de difficultés majeures. En revanche, lorsque le bien domestique n'est pas échangeable et que son prix est donc endogène aux décisions du ménage, l'identification soulève des problèmes qui ne sont pas intégralement résolus.

Ce modèle, et ses variantes, a été l'objet de plusieurs investigations empiriques. Par exemple, Apps et Rees (1996) estiment le modèle canonique avec des données australiennes. Couprie (2003) aborde un modèle où le bien domestique est public et présente des résultats empiriques avec des données britanniques. Udry (1996) adopte une approche radicalement différente pour tester l'efficacité dans des ménages ruraux dont la production agricole est réalisée à l'aide de différentes parcelles de terrains. En fait, l'efficacité productive nécessite que les offres de travail domestiques s'ajustent de façon que la productivité moyenne soit la même sur toutes les parcelles cultivées par le ménage, quelle que soit la personne qui contrôle cette parcelle. Cette condition est testée et rejetée sur des données du Burkina Faso.

3.3 Choix dans l'incertain

Si l'on accepte qu'un ménage s'analyse comme un groupe d'individus plutôt que comme un centre unique de décision, alors toute situation d'incertitude se traduira par un partage du risque à l'intérieur du ménage. Ce thème soulève divers

problèmes intéressants. En premier lieu, on peut étudier les conditions sous lesquelles un ménage se comporte, vis-à-vis de l'extérieur, comme un décideur unique. Les travaux de Wilson (1968), étendus par Mazzocco (2005), montrent qu'une agrégation exacte de ce type n'est possible que sous des conditions restrictives; techniquement, l'aversion au risque doit être de la forme « aversion au risque harmonique » (HARA), avec de plus un coefficient de forme identique pour les membres du ménage (ISHARA)¹⁹ Dans le cas contraire, la logique de partage du risque est complexe. Mazzocco montre ainsi qu'un accroissement de l'aversion au risque d'un individu peut diminuer l'aversion au risque manifestée par les comportements du groupe.

Par ailleurs, on peut chercher à étudier empiriquement le partage du risque à l'intérieur du ménage. Ce problème a été longuement étudié par le passé (voir Hayashi, Altonji et Kotlikoff, 1996, par exemple) et la principale implication de l'efficacité est bien connue : dans un contexte où des revenus exogènes sont soumis à des fluctuations aléatoires, la consommation d'un individu ne doit pas être affectée par son risque idiosyncratique, mais seulement par la réalisation de l'aléa agrégé. Ce « principe de mutualité » a été appliqué à de multiples reprises aux problèmes de partage des risques dans les villages ruraux de pays en développement, à partir de la contribution de Townsend (1994). Si l'on désire appliquer ces résultats au ménage, cependant, on est confronté au problème traditionnel de la non-observation des consommations individuelles. Chiappori (1999) aborde ce problème en étendant les résultats connus à une situation où les agents sont capables d'ajuster leur offre de travail en réaction aux chocs aléatoires. Il montre ensuite que les offres de travail doivent dépendre seulement du total du revenu exogène du ménage, et non des variations dans les composantes de celui-ci dues à des chocs aléatoires. En d'autres termes, la condition d'agrégation des revenus se trouve justifiée dans un modèle collectif en incertitude. De plus, la règle de partage qui résulte du partage du risque entre les membres du ménage doit satisfaire une restriction sous la forme d'une équation différentielle partielle. Ce modèle n'a pas été l'objet d'estimations jusqu'à présent. En revanche, Dercon et Krishnan (2000) s'intéressent également à la question du partage du risque et présentent des résultats empiriques à l'aide de données éthiopiennes. L'idée de ces auteurs est d'utiliser un indicateur de santé, qui est observé au niveau individuel, afin de mesurer l'effet de chocs sur les revenus.

19. L'utilité u_i de l'individu i doit donc être telle que :

$$-\frac{u_i''(q_i)}{u_i'(q_i)} = \frac{1}{a_i + bq_i}$$

où le coefficient de forme b est identique entre les individus. D'où des utilités de la forme

$$u_i(q_i) = \frac{1}{b-1} (a_i + bq_i)^{1-\frac{1}{b}}.$$

3.4 Choix intertemporels

Ces difficultés se rencontrent dans les modèles collectifs de consommation intertemporelle²⁰, mais s'y ajoute un problème plus fondamental : la possible remise en cause du paradigme d'efficacité parétienne, au moins en son sens le plus fort. Celui-ci suppose en effet la possibilité pour les membres du ménage de s'engager de façon contraignante sur le long terme; techniquement, les poids de Pareto respectifs sont alors invariants dans le temps et indépendants des aléas venant affecter le ménage. Une telle hypothèse est forte, particulièrement dans un contexte où le divorce est possible (et les agents ne peuvent s'engager à ne pas divorcer). Des travaux récents suggèrent cependant d'une part des façons de tester empiriquement la validité de cette hypothèse et d'autre part, des formulations plus générales permettant de la relâcher.

Techniquement, si le partage du risque est efficace et si les fonctions d'utilité sont intertemporellement additives, le problème auquel est confronté le ménage à la période 0 est le suivant :

$$\max_{\substack{q_A^t, q_B^t \\ \forall t, w}} \mu(\boldsymbol{\theta}) \cdot E_0 \left(\sum_{t=0}^T \frac{u_A(q_A^t(\omega))}{(1+\delta)^t} \right) + (1-\mu(\boldsymbol{\theta})) \cdot E_0 \left(\sum_{t=0}^T \frac{u_B(q_B^t(\omega))}{(1+\delta)^t} \right),$$

sous une contrainte budgétaire intertemporelle stochastique où ω est l'état de la nature, δ est le taux d'actualisation et $q_i^t(\omega)$ est la consommation du membre i à la période t et à l'état ω . L'efficacité au sens le plus fort (*full-commitment efficiency*) implique, en fait, qu'il n'y ait pas de renégociation d'un accord préétabli. La fonction μ est alors fixée au début de l'horizon de planification en tenant compte, en toute généralité, de l'ensemble des caractéristiques de la distribution des prix et des revenus (représenté par le vecteur de paramètres $\boldsymbol{\theta}$), et reste constante tout au long du cycle de vie. Une forme plus faible d'efficacité (*limited-commitment efficiency*) consiste à supposer qu'à chaque période et à chaque état de la nature, des contraintes de participation doivent être satisfaites. Formellement, cela revient à une série de contraintes additionnelles telles que :

$$E_\tau \left(\sum_{t=0}^{T-\tau} \frac{u_i(q_i^{t+\tau}(\omega))}{(1+\delta)^t} \right) \geq \bar{U}_i^{t+\tau}(\boldsymbol{\theta}, w),$$

pour tout $\tau > 0$ et tout ω , où $\bar{U}_i^{t+\tau}(\boldsymbol{\theta}, w)$ sont des seuils d'utilité²¹.

20. Browning (1996, 2000) est l'un des premiers à avoir étudié les choix intertemporels dans un modèle collectif. Il a également souligné les différents problèmes que l'on rencontre.

21. Basu (2006) examine une autre forme d'inefficacité dans un cadre intertemporel due au fait que les actions présentes influencent le pouvoir de négociation future; cette endogénéisation des poids de Pareto pouvant inciter certains ménages à ne pas exploiter tous les gains potentiels d'efficacité. Lundberg et Pollak (2003) reprennent cette idée avec un exemple sur les choix de localisation du couple et insistent sur le rôle de décisions singulières qui changent le caractère stationnaire de l'environnement du ménage. Ces inefficacités disparaîtraient si les membres du ménage pouvaient s'engager contractuellement. Voir également Konrad et Lommerud (2000), et Lundberg (2002) sur la même idée.

Les propriétés théoriques de ce modèle ont été récemment l'objet d'étude. D'abord, Mazzocco (2005) examine l'allocation de la consommation sur deux périodes et montre notamment un résultat paradoxal : toutes choses égales par ailleurs, le partage du risque au sein du ménage peut amener un niveau d'épargne plus élevé, même quand les utilités individuelles satisfont toutes les propriétés usuelles (prudence, ...). À nouveau, ce paradoxe ne disparaît que si les préférences appartiennent à la classe « ISHARA ». Ensuite, Mazzocco (2003a) montre que, dans un ménage comprenant plusieurs personnes, l'équation d'Euler qui caractérise l'allocation intertemporelle de la consommation dépendra généralement de la distribution du pouvoir, c'est-à-dire des poids parétiens²². Ici aussi, le comportement du ménage pourra être décrit par une équation d'Euler traditionnelle (correspondant à une fonction d'utilité unitaire $U(q_A^t + q_B^t)$) seulement si les préférences sont de type ISHARA. Dans le cas contraire, tout paramètre qui affecte les poids de Pareto aura un impact sur les équations d'Euler, même si toutes les autres propriétés du modèle (marchés financiers parfaits, rationalité des anticipations, ...) sont satisfaites. Il en résulte qu'un test classique de comportement intertemporel, à savoir que l'espérance d'utilité marginale future de la consommation ne dépende que de l'utilité marginale courante (et pas d'autres indicateurs courants, tels que les revenus) est en général inapproprié à des données de ménage, au moins si, comme on peut s'y attendre, les préférences ne sont pas ISHARA et les revenus courants sont corrélés aux poids de Pareto. Par ailleurs, Mazzocco (2003b) teste ces idées sur données américaines; il montre que les conditions classiques sont satisfaites pour les célibataires, mais pas pour les couples.

Si l'on suppose que le pouvoir de négociation peut se modifier au cours du temps (c'est-à-dire en l'absence d'efficacité au sens fort) et que les préférences sont de type ISHARA, alors on aura généralement, au lieu de la condition d'Euler traditionnelle, une condition de super-martingale :

$$\frac{\partial U(q^t)}{\partial q^t} > E_t \left(\frac{1 + r_{t+1}}{1 + \delta} \cdot \frac{\partial U(q^{t+1})}{\partial q^{t+1}} \right)$$

où $q^t = q_A^t + q_B^t$, r_t est le taux d'intérêt à la période t . L'intuition de ce résultat est que les agents décident d'épargner plus car ils sont en présence d'un risque d'une nature nouvelle (dû aux variations du pouvoir de négociation)²³. Mazzocco (2003a) utilise ces propriétés pour tester le modèle d'efficacité avec engagement et le rejette en faveur de la version plus faible.

Un inconvénient est que ce modèle ne génère pas de contraintes spécifiques sur le comportement si les préférences ne sont pas de type ISHARA. Cela est dû à ce que les consommations individuelles ne sont pas observées. Considérons, en revanche, la fonction d'utilité suivante :

22. Lich-Tyler (2001, 2003) considère également les équations d'Euler dans le cadre de modèles intertemporels et tire des conclusions similaires.

23. Aura (2004) obtient un résultat similaire avec un modèle moins général.

$$E_0 \left(\sum_{t=0}^T \frac{u_i(l_i^t, q_i^t)}{(1 + \delta)^t} \right)$$

où l_i^t est le loisir du membre i à la période t . Ce dernier peut s'interpréter comme un bien exclusif. En utilisant une forme de *cm*-demandes, Mazzocco (2003c) montre alors que, sous cette information supplémentaire, les équations d'Euler individuelles peuvent être retrouvées et que le modèle peut être testé.

D'autres études empiriques s'intéressent à des questions moins générales. Lundberg, Startz et Stillman (2001) présentent ainsi un modèle sur l'allocation intertemporelle de la consommation, mais celui-ci est assez spécifique et a pour objectif d'étudier pourquoi la consommation diminue au moment du retrait de la vie active. Seitz (2003) construit et estime un modèle dynamique d'équilibre du marché du mariage afin de déterminer le lien entre les caractéristiques de celui-ci et les différences de comportements observés entre les Noirs et les Blancs en termes de mariage, divorce et emploi.

3.5 Plus de deux membres dans le ménage

Il est assez facile de généraliser les modèles qui précèdent à un nombre supérieur de preneurs de décision. Supposons ainsi que le ménage comprend $N \geq 2$ personnes et que les membres de celui-ci sont caractérisés par des fonctions d'utilité du type (2). Chiappori et Ekeland (2006) montrent alors que la matrice de pseudo-Slutsky \mathbf{S} doit satisfaire la condition de $SR(N - 1)$ suivante :

$$\mathbf{S} = \mathbf{\Sigma} + \mathbf{R}(N - 1)$$

où $\mathbf{\Sigma}$ est une matrice semi-définie négative et $\mathbf{R}(N - 1)$ est une matrice de rang $N - 1$. Cette condition est restrictive si le nombre de biens est suffisamment élevé. Par ailleurs, Dauphin et Fortin (2001) et Chiappori et Ekeland (2004) s'intéressent aux implications des facteurs de distribution sur la forme des demandes du ménage. Ils montrent que

$$\text{rang} \left(\frac{\partial \xi}{\partial s'} \right) \leq N.$$

Cette condition ne pourra être restrictive, bien entendu, que si le nombre de facteurs de distribution est supérieur à N . Elle est testée par Dauphin (2003) avec un échantillon du Burkina Faso incluant des ménages bigames et par Dauphin, El Lagah, Fortin et Lacroix (2006) sur des données britanniques incluant des enfants de plus de 16 ans.

Pour conclure, Bourguignon (1999) envisage un modèle de consommation, sans effets de prix, dans le cadre d'un ménage comprenant trois personnes. Son objectif principal est d'étudier les conditions sous lesquelles le mécanisme d'allocation des ressources entre ces personnes peut être retrouvé. Pour cela, les agents sont supposés avoir des préférences du type (3) et tous les biens sont supposés

privés²⁴. Le processus de décision, comme dans les modèles traditionnels, peut alors se décomposer en deux étapes. D'abord, les membres du ménage s'accordent sur une répartition des ressources entre eux, et ensuite, ils maximisent indépendamment leur utilité. Dans ce cas, et sous certaines conditions (notamment s'il y a des biens exclusifs et des facteurs de distribution), les dérivées de la règle de partage peuvent être retrouvées.

3.6 Négociation et points de menace

Les modèles coopératifs que nous venons de présenter généralisent, en fait, des modèles plus spécifiques qui sont basés sur la théorie axiomatique de la négociation. Ces derniers reposent habituellement sur l'idée que les décisions du ménage peuvent se représenter par le modèle de négociation de Nash (ou de Kalai-Smorodinsky). En toute généralité, le comportement des agents est alors décrit par la programme suivant :

$$\max_{\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}} (U_A(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}) - V_A) \times (U_B(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}) - V_B) \quad (16)$$

sous la contrainte budgétaire (1), où V_i est le point de menace du membre i , c'est-à-dire l'utilité que celui-ci obtiendrait en cas de désaccord. Ce point de menace dépendra généralement de diverses variables, dont les facteurs de distribution.

Les modèles de négociation se distinguent essentiellement par le choix des points de menace²⁵. Manser et Brown (1980), et McElroy et Horney (1981) supposent que ceux-ci coïncident avec l'utilité retirée en cas de divorce²⁶. Par exemple, les points de menace pourraient avoir la forme suivante :

$$V_i(y_i, w_i, c_i, m_i) \quad (17)$$

où y_i représente le revenu du membre i après divorce, w_i son salaire, c_i la partie du coût du divorce qu'il supporte et m_i un indicateur du marché du mariage représentant les opportunités de remariage. Supposer que la principale menace dans un ménage est le divorce peut, cependant, sembler excessif. En conséquence, Lundberg et Pollak (1993) développent un modèle où le point de menace est déterminé par la solution d'un jeu non coopératif²⁷. Selon ces auteurs, certaines

24. En fait, Bourguignon (1999) considère un ménage avec deux parents et un enfant. Il suppose que les parents détiennent tout le pouvoir et sont altruistes. Les fonctions d'utilité sont de type (4) et incluent, comme arguments, des indices de sous-utilité pour chacun des parents et pour l'enfant. Cependant, ses démonstrations nécessitent que chaque membre du ménage soit caractérisé par un poids de Pareto qui lui est propre. Notre présentation en termes de trois personnes « symétriques » est donc plus adéquate.

25. Ligon (2002) propose un modèle assez différent, où la solution de Nash est généralisée à un cadre intertemporel (en relâchant l'hypothèse d'efficacité).

26. Ott (1992) présente un certain nombre d'extensions de ce modèle.

27. Chen et Woolley (2000) proposent également un modèle de négociation où les points de menace coïncident avec le niveau d'utilité obtenu dans un jeu non coopératif. Cependant, leur modèle ne mène pas, assez curieusement, à l'efficacité parétienne. Nous pouvons donc difficilement le classer parmi les modèles coopératifs.

dépenses appartiennent à la sphère masculine et d'autres à la sphère féminine. Si le couple décide ne pas coopérer, chaque membre du ménage effectuera les dépenses dans sa sphère en tenant compte de sa contrainte budgétaire. Bergstrom (1996) essaie de réconcilier ces différents auteurs en construisant un modèle, inspiré des fondations non coopératives des modèles de négociation (à la Rubinstein-Binmore) où le divorce est seulement la menace ultime; le niveau d'utilité ne pouvant descendre en dessous de ce qui serait obtenu en cas de divorce²⁸.

La question du contenu empirique spécifique des modèles de négociation a été largement débattue il y a quelques années et, de cette polémique, nous pouvons aujourd'hui tirer les conclusions suivantes; voir Chiappori (1988b, 1991), McElroy et Horney (1990) et McElroy (1990). Pour commencer, les demandes issues du programme (16) doivent naturellement satisfaire les conditions dérivées dans la section 1 puisque les modèles de négociation avec information symétrique mènent à des allocations efficaces. Le problème est alors le suivant : des contraintes supplémentaires sont-elles engendrées par le postulat que le comportement des agents peut se décrire par rapport à une solution de Nash? Ce point est compliqué car ni les préférences ni les points de menace ne sont connus *a priori* de l'économètre, et il n'est même pas possible de les estimer sur un échantillon de personnes non mariées ou divorcées car les concepts d'utilité intervenant dans le programme (16) ont une dimension cardinale. Une réponse à cette question a pourtant été apportée récemment. Chiappori et Donni (2005) montrent ainsi que, si l'on n'a aucune information *a priori* sur les points de menace, les modèles de négociation n'apportent pas de nouvel élément qui puisse être exploité empiriquement. L'idée sous-jacente est que tout point le long de la frontière de Pareto peut être atteint avec un choix adéquat des points de menace. Cela étant dit, les modèles de négociation ont un contenu empirique additionnel dès que les préférences et les points de menace satisfont une certaine propriété de séparabilité. Cela serait le cas, notamment, si les agents étaient égoïstes, sans externalités et si les points de menace avaient la forme donnée par la fonction (17). De plus, sous certaines hypothèses supplémentaires, il est même possible d'identifier *les fonctions d'utilité cardinales*.

4. MODÈLES NON COOPÉRATIFS

Les modèles non coopératifs se fondent sur la théorie des jeux et plus particulièrement sur l'équilibre de Cournot-Nash. L'idée est que les membres du ménage cherchent à maximiser leur utilité à partir de leur propre contrainte budgétaire en tenant compte des décisions de leur partenaire. Supposons d'abord que le revenu du ménage y est initialement divisé entre les membres du ménage selon une

28. Kanbur et Haddad (1994), et Haddad et Kanbur (1992a, 1992b) s'intéressent au lien entre croissance économique et inégalités au sein du ménage à l'aide de modèles de négociation.

certaine règle et qu'ainsi le membre A reçoit ρ_A et le membre B reçoit ρ_B . Si les préférences sont de type (2), et que les biens privés et publics sont disjoints, les demandes issues de l'équilibre de Cournot-Nash sont données par²⁹

$$\max_{\mathbf{q}_i, \mathbf{Q}_i} U_i(\mathbf{q}_A, \mathbf{q}_B, \mathbf{Q}_A + \mathbf{Q}_B) \quad (18)$$

sous la contrainte $\mathbf{p}' \mathbf{q}_i + \mathbf{P}' \mathbf{Q}_i = \rho_i(y, \mathbf{p}, \mathbf{P}, \mathbf{s})$

où \mathbf{Q}_i désigne la contribution du membre i à la provision de biens publics. Cette présentation rappelle la décentralisation de l'allocation des biens privés dans les modèles coopératifs. Néanmoins, il existe une distinction essentielle ici car *la décentralisation porte simultanément sur les biens privés et les biens publics*. En conséquence, l'allocation des biens qui en découle sera inefficace³⁰. On peut, cependant, remarquer que les modèles coopératifs et non coopératifs coïncident si tous les biens sont privés et qu'il n'y a pas d'externalités.

La résolution du programme (18) donne les fonctions de réaction et la résolution de celles-ci fournit l'équilibre de Cournot-Nash. Browning et Lechene (2001), et Ulph (2006) ont étudié les conditions d'existence de cet équilibre et les propriétés des demandes qui en résultent. Un résultat remarquable est que, si les membres du ménage contribuent tous les deux à la provision d'au moins un bien public, les demandes de biens ne dépendent pas de la division initiale du revenu exogène. En d'autres termes, si l'on étudie, à revenu total donné, la demande du couple comme une fonction du rapport des revenus respectifs, on obtient un « plateau » sur lequel la demande est indépendante de ce rapport; en particulier, la condition d'agrégation des revenus est satisfaite. En revanche, pour une distribution des revenus très inégalitaire, l'un des agents cesse de contribuer au financement du bien public et on retrouve en général des demandes qui varient avec la composition du revenu. C'est une généralisation d'un résultat bien connu en économie publique dû à Warr (1983), et à Bergstrom, Blume et Varian (1986). De plus, cette conclusion s'étend à un modèle coopératif dans lequel la non-coopération est prise comme point de menace. Browning et Lechene (2001) proposent une application empirique de ce résultat en estimant des courbes d'Engel sur des données canadiennes.

Si l'une des conditions caractérisant le modèle unitaire, à savoir l'agrégation des revenus, est satisfaite par les demandes de biens issues d'un modèle non coopératif, la condition de symétrie en revanche ne l'est généralement pas. Certes, Ulph (2006) montre, dans le cas très particulier où les préférences dépendent uniquement des biens publics et où la dotation des membres du ménage est très

29. Notre spécification rappelle celle de Carter et Katz (1997) où, préalablement au commencement du jeu, les agents se partagent le revenu du ménage selon ce que les auteurs appellent un « contrat conjugal ».

30. Un processus de décision décentralisé mène à des allocations efficaces au sens de Pareto si des prix personnalisés, c'est-à-dire des prix de Lindhal, sont définis en première étape. Ce point a été brièvement mentionné dans la section 3.

inégalitaire, que la matrice de pseudo-Slutsky sera symétrique. Mais ce résultat n'est absolument pas général. Ainsi, Lechene et Preston (2000) supposent que les agents sont égoïstes et que les préférences sont séparables, c'est-à-dire que

$$U_i(\mathbf{q}_i, v(\mathbf{Q}))$$

où $v(\cdot)$ est une fonction de sous-utilité identique pour chaque membre du ménage. Ils montrent, dans ce cas, que si la solution est intérieure, la matrice de pseudo-Slutsky \mathbf{S} satisfait la condition suivante :

$$\mathbf{S} = \mathbf{\Sigma} + \mathbf{R}(2)$$

où $\mathbf{R}(2)$ est une matrice de rang 2. En d'autres termes, les effets de prix doivent satisfaire une restriction mais celle-ci est plus faible que celle des modèles coopératifs.

Le cadre non coopératif a été adapté au contexte de l'offre de travail. Donni (2006b) considère une forme assez générale pour les préférences. Celles-ci sont s'écrivent de la manière suivante :

$$U_i(l_A, l_B, q_A, q_B) \quad (19)$$

où l_i désigne le loisir du membre i et q_i sa consommation; ces variables exercent une externalité sur le bien-être du partenaire. Dans ce modèle général, puisqu'il n'y a pas de biens publics à proprement parler, les facteurs de distribution peuvent affecter le comportement du ménage. Cependant, si des hypothèses plus fortes sur les préférences sont adoptées, le contenu empirique du modèle peut s'accroître considérablement. Par exemple, Ulph (2006), et Kooreman et Kapteyn (1990) estiment des offres de travail issues de préférences ayant la forme suivante :

$$U_i(l_A, l_B, Q_A + Q_B).$$

Dans ce cas, la présence de consommation publique implique que la condition d'agrégation des revenus est satisfaite et la division initiale du revenu n'a plus la moindre importance. Certains éléments des préférences peuvent également être retrouvés. Précisément, la solution générale pour les préférences du membre i , connaissant les offres de travail, a la forme suivante :

$$F(U_i(l_A, l_B, Q), l_i)$$

où $U_i(l_A, l_B, q)$ est une solution particulière et $F(\cdot)$ est une fonction croissante en U_i . Leuthold (1968), dans ce qui est sans doute le premier article sur les modèles non unitaires, considère un autre cas particulier et suppose que les préférences ont la forme suivante :

$$U_i(l_i, Q_A + Q_B).$$

L'inconvénient de cette spécification est qu'il n'est pas possible de rendre compte d'une éventuelle complémentarité ou substituabilité entre les loisirs des membres du ménage. Enfin, d'autres modèles d'offre de travail qui supposent que la consommation est partiellement publique et partiellement privée sont étudiés par Bourguignon (1984).

Soulignons, pour conclure, qu'un grand nombre de décisions du ménage sont étudiées dans un cadre non coopératif. Ainsi, Bjorn et Vuong (1984, 1997), et Kooreman (1994) adaptent les modèles non coopératifs d'offre de travail à des choix discrets³¹, tandis que Konrad et Lommerud (1995) ou Carter et Katz (1997) portent leur intérêt à la question de la production domestique. Konrad et Lommerud (2000) étudient le surinvestissement en capital humain dans des modèles coopératifs et non coopératifs. Cette liste ne prétend pas être exhaustive.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons vu que les modèles non unitaires de comportement du ménage peuvent se classer en deux larges catégories. La première inclut les modèles non coopératifs (ou stratégiques) qui sont basés sur des équilibres de Cournot-Nash et la seconde, les modèles coopératifs (ou collectifs) qui supposent seulement l'efficacité parétienne des allocations. Les recherches récentes semblent montrer, toutefois, que les interactions entre ces catégories de modèles sont de plus en plus importantes. Comme nous l'avons vu, les modèles coopératifs qui se fondent sur la théorie de la négociation utilisent parfois les niveaux d'utilité retirés d'un jeu non coopératif entre les membres du ménage comme points de menace. Surtout, l'étude des modèles de choix intertemporels amène souvent les auteurs à abandonner l'efficacité parétienne. D'une part, Lundberg et Pollak (1994) se sont faits les avocats de modèle plus généraux qui seraient basés sur des jeux répétés et qui auraient ainsi, comme cela est souvent le cas, plusieurs équilibres de Cournot-Nash. Certains seraient efficaces mais d'autres ne le seraient pas. Le choix entre ces différents équilibres serait déterminé par des raisons culturelles. D'autre part, Kaushik Basu, Ethan Legon, Stephen Lich-Tyler, Maurizio Mazzoco, et de nombreux autres auteurs, dont nous avons discuté les travaux dans les sections 3.3 et 3.4, soulignent que l'efficacité au sens de Pareto est plus difficile à justifier dans un contexte intertemporel. Si les membres du ménage n'ont pas la possibilité de s'engager contractuellement, les changements dans les opportunités offertes aux membres du ménage amèneront des variations dans le pouvoir de négociation, et donc, de l'inefficacité. Cela constitue un immense champ de recherche.

Les recherches récentes semblent également se diriger vers l'utilisation des modèles collectifs à des fins de politique économique. Par exemple, Lise et Seitz (2004) s'intéressent à l'évolution de la distribution des revenus, aussi bien entre les ménages qu'à l'intérieur de ceux-ci. Laisney (2004) a dirigé un ambitieux projet dont l'objectif était d'étudier les effets de réformes fiscales sur l'offre de travail (voir aussi Bargain et Moreau, 2005). À ce sujet, les modèles empiriques basés seulement sur l'optimalité parétienne soulèvent certaines difficultés car, ne spécifiant pas expressément les points de menace des membres du ménage, ni le type de négociation qui est sous-jacent, ils ne sont pas à proprement parler des

31. Ils considèrent également des modèles basés sur des équilibres de Stackelberg.

modèles structurels. En d'autres termes, la forme de la règle de partage n'est pas expliquée par ces modèles. Une grande prudence s'impose donc si l'on désire faire des simulations de politique économique. Un exemple devrait expliciter ce point. Comme nous l'avons vu, Marjorie McElroy et Mary-Jane Horney choisissent pour point de menace des membres du ménage les niveaux d'utilité que ceux-ci obtiendraient en cas de divorce. Une implication de cette hypothèse est qu'un changement de bénéficiaire des allocations familiales ne devrait avoir aucune influence sur le comportement du ménage (puisque que les allocations familiales doivent aller à celui qui a la garde des enfants en cas de divorce). Par ailleurs, Shelly Lundberg et Robert A. Pollak supposent que le point de menace est déterminé par les niveaux d'utilité obtenus par chaque membre du ménage si ceux-ci effectuaient les tâches qui sont traditionnellement attribuées à leur genre. Dans ce cas, un changement de titulaire des allocations familiales modifiera vraisemblablement la distribution des ressources à l'intérieur du ménage. Autrement dit, les modèles empiriques basés sur l'optimalité parétienne peuvent avoir des prédictions très différentes sur le comportement, parce que la règle de partage n'est pas déterminé par une théorie. Des solutions se trouvent dans l'usage de données plus riches dans lesquelles l'on observe des systèmes différents d'attribution des allocations familiales, ou dans le développement de modèles théoriques plus restrictifs qui expliquent aussi la distribution des ressources dans le ménage. Cela constitue l'un des principaux défis que les chercheurs dans le domaine de l'économie du ménage doivent relever.

ANNEXE

TABLEAU SYNTHÉTIQUE DES APPLICATIONS EMPIRIQUES DES MODÈLES NON UNITAIRES

AUTEURS	MODÈLES	ORIGINE DES DONNÉES	TESTS ET IDENTIFICATION
Modèles non coopératifs			
Ashworth et Ulph (1981)	Équations d'offre de travail; consommation publique et externalités	Enquête du <i>Social Science Research Council</i> , 1971 (Royaume-Uni)	–
Bjorn et Vuong (1985)	Équations de participation	PSID, 1982 (États-Unis)	–
Bjorn et Vuong (1997)	Équations de participation	PSID, 1982 (États-Unis)	–
Browning et Lechene (2001)	Équations de demande de biens privés et publics	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1969-92 (Canada)	Tests (locaux) d'agrégation des revenus
Donni (2006)	Équations d'offre de travail; consommation privée, publique et externalités	PSID, 1990 (États-Unis)	Tests de négativité et spécifiques
Leuthold (1968)	Équations d'offre de travail avec consommation publique; système linéaire de dépense	Enquête du <i>Survey Research Center</i> de l'Université du Michigan, 1959 (États-Unis)	–
Kooreman (1994)	Équations de participation	<i>Dutch Labor Mobility Survey</i> , 1985 (Pays-Bas)	Tests de différents modèles (Nash et Stackelberg)
Kooreman et Kapteyn (1990)	Équations d'offres de travail; consommation publique et externalités; système linéaire de dépense	<i>Dutch Labor Mobility Survey</i> , 1982 (Pays-Bas)	–

AUTEURS	MODÈLES	ORIGINE DES DONNÉES	TESTS ET IDENTIFICATION
Modèles coopératifs de consommation et d'offre de travail dans un environnement statique			
Apps et Rees (1996)	Équations de demande de biens domestiques et de loisir, et fonction de coût domestique	<i>ABS Income Distribution Survey</i> , 1985-86; <i>ABS Time Use Pilot Survey</i> , 1987 (Australie)	–
Aronsson, Daunfeldt et Wikstrom (2001)	Équations d'offre de travail marchand et une équation de travail domestique	<i>Survey of Household Market and Nonmarket Activities</i> , 1984 et 1993 (Suède)	–
Basu et Ray (2001)	Équation d'offre de travail des enfants	<i>Nepal Living Standards Survey</i> , 1995	Tests de la forme de la relation entre offre de travail et pouvoir de négociation
Blundell, Chiappori, Magnac et Meghir (2001)	Équations d'offre de travail de la femme et de participation de l'homme	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1978-1993 (Royaume-Uni)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Bourguignon, Browning, Chiappori et Lechene (1993)	Équations de demande de biens privés	Budget des familles, 1984-85 (France)	Tests de proportionnalité
Bourguignon, Browning, Chiappori et Lechene (1994)	Équations de demande de biens exclusifs	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1974-1992 (Canada)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage

ANNEXE (suite)

AUTEURS	MODÈLES	ORIGINE DES DONNÉES	TESTS ET IDENTIFICATION
Browning et Chiappori (1998)	Équations de demande de biens impurs	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1974-1992 (Canada)	Tests de SR1, de linéarité et de proportionnalité
Browning, Chiappori et Lewbel (2004)	Équations de demande de biens et de la technologie de production	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1974-1992 (Canada)	Identification de la règle de partage et de la technologie de production; divers tests
Chiappori, Fortin et Lacroix (2002)	Équations d'offre de travail marchand; taux de masculinité sur le marché du mariage et indicateurs de la législation	PSID, 1988 (États-Unis)	Tests de proportionnalité, tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Clark, Couprie et Sofer (2004)	Équations d'offre de travail	<i>British Household Panel Survey</i> , 1997 (Royaume-Uni)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Couprie (2003)	Offres de travail et production domestique	<i>British Household Panel Survey</i> , 1992-2000 (Royaume-Uni)	Estimation de la règle de partage
Dauphin (2003)	Demandes de biens impurs; ménages à plusieurs membres	Enquête CRDI, 2002 (Burkina Faso)	Tests de proportionnalité
Donni (2004a)	Équations de demande de biens privés et publics; <i>cm</i> -demandes; biens conditionnants : vêtements masculins et féminins	<i>Consumer Expenditure Survey</i> , 1980-99 (États-Unis)	Tests de proportionnalité (implicite) et tests spécifiques
Donni (2007)	Équations d'offre de travail et de demandes de biens privés	Budget des familles, 1984-85 (France)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage

ANNEXE (suite)

AUTEURS	MODÈLES	ORIGINE DES DONNÉES	TESTS ET IDENTIFICATION
Fortin et Lacroix (1997)	Équations d'offre de travail	<i>Census of Population and Housing</i> , 1986 (Canada)	Tests spécifiques, tests de proportionnalité et estimation de la règle de partage
Luo (2002)	Équations de demande de biens impurs	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1978-1986 (Canada)	Tests de proportionnalité, de linéarité et de SR1
Moreau et Donni (2002)	Équations d'offres de travail; facteur de distribution: taux de masculinité	Panel INSEE, 1994 (France)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Rapallini (2004)	Équations de demande de biens exclusifs	<i>Consumption Survey</i> ISTAT, 1999	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Seaton (2001)	–	<i>Family Expenditure Survey</i> , 1984 (United-Kingdom)	Tests non paramétriques
Thomas et Chen (1993)	Équations de demandes de biens privés	<i>Personal Survey of Income Distribution</i> , 1980 (Taiwan)	Tests de proportionnalité
Vermeulen (2005)	Équations d'offre de travail marchand	<i>Belgian Socio-Economic Panel</i> , 1992 et 1997 (Belgique)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage
Vermeulen (2006)	Équations d'offre de travail de la femme célibataire et mariée	<i>Belgian Socio-Economic Panel</i> , 1992 et 1997 (Belgique)	Tests spécifiques et estimation de la règle de partage

ANNEXE (suite)

AUTEURS	MODÈLES	ORIGINE DES DONNÉES	TESTS ET IDENTIFICATION
Zamora (2003)	Équations de demandes de biens impurs; changement de régime en fonction de la participation	<i>Encuesta de Presupuestos Familiares</i> , 1990-91 (Espagne)	–
Zamora (2003)	Équations de demande de biens exclusifs; changement de régime en fonction de la participation	<i>Encuesta de Presupuestos Familiares</i> , 1990-91 (Espagne)	Tests de proportionnalité et identification de la règle de partage
Autres modèles coopératifs			
Dercon et Krishnan (2000)	Équations de statut nutritionnel	<i>Ethiopian Rural Household Survey</i> , 1994-1995 (Éthiopie)	Tests d'efficacité du partage du risque
Lundberg, Startz et Stillman (2001)	Équations de demandes intertemporelles de consommation	PSID, 1979-86 et 1989-92 (États-Unis)	Tests de lissage de la consommation après la retraite
Mazzocco (2003)	Équations d'Euler	PSID, 1975-1987; <i>Consumer Expenditure Survey</i> , 1980-95 (États-Unis)	Tests des équations d'Euler sur célibataires et couples
Mazzocco (2003)	Équations de demande intertemporelle; <i>cm</i> -demandes; biens conditionnants : loisir	<i>Consumer Expenditure Survey</i> , 1982-1998 (États-Unis)	Tests des équations d'Euler; tests spécifiques
Udry (1997)	Équations de rendement	Enquête du <i>International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics</i> , 1981-1983 (Burkina Faso)	Tests d'efficacité de la production

BIBLIOGRAPHIE

- ALDERMAN, H, P.A. CHIAPPORI, L. HADDAD, J. HODDINOTT et R. KANBUR (1995), « Unitary versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of the Proof », *World Bank Research Observer*, 10 : 1-19.
- ALTONJI, J.G., F. HAYASHI et L. KOTLIKOFF (1992), « Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro-data », *American Economic Review*, 82 : 1 177-1 198.
- APPS, P.F. (1981), *A Theory of Inequality and Taxation*, Cambridge University Press : Cambridge.
- APPS, P.F. (1982), « Institutional Inequality and Tax Incidence », *Journal of Public Economics*, 18 : 217-242.
- APPS, P.F. et G.S. JONES (1986), « Selective Taxation of Couples », *Zeitschrift für Nationalökonomie*, 5 (supplément) : 63-74.
- APPS, P.F. et R. REES (1988), « Taxation and the Household », *Journal of Public Economics*, 35 : 355-369.
- APPS, P.F. et R. REES (1996), « Labour Supply, Household Production and Intra-family Welfare Distribution », *Journal of Public Economics*, 60 : 199-219.
- APPS, P.F. et R. REES (1997), « Collective Labour Supply and Household Production », *Journal of Political Economy*, 105 : 178-190.
- ARONSSON, T., S.O. DAUNFELDT et M. WIKSTRÖM (2001), « Estimating Intra-household Allocation in a Collective Model with Household Production », *Journal of Population Economics*, 14 : 569-584.
- ASHWORTH, J. et D.T. ULPH (1981), « Household Models », in C.V. BROWN (éd.), *Taxation and Labour Supply*, George Allen and Unwin, Londres.
- AURA, S. (2004), « Uncommitted Couples: Some Efficiency and Policy Implications of Marital Bargaining », working paper, no 04-08, Department of Economics, University of Missouri.
- BARGAIN, O. et N. MOREAU (2006), « Effets d'une réforme fiscale sur l'offre de travail des ménages dans un cadre collectif simulé », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- BASU, K. (2001), « Gender and Say: A Model of Household Behavior with Endogenously-determined Balance of Power », *Economic Journal*, à paraître.
- BASU, K. et R. RAY (2001), « The Collective Model of the Household and an Unexpected Implication for Child Labor: Hypothesis and an Empirical Test », manuscrit, University of Cornell.
- BECKER, G.S. (1974), « A Theory of Social Interactions », *Journal of Political Economy*, 82 : 1 063-1 093.
- BECKER, G.S. (1991), *A Treatise on the Family*, Enl. Edition, Cambridge University Press.
- BECKER, G. S. et K. M. MURPHY (2000), *Social Economics*, MA : Harvard University Press.

- BEHRMAN, J. (1988), « Intrahousehold Allocation of Nutrients in Rural India: Are Boys Favoured? Do Parents Exhibit Inequality Aversion? », *Oxford Economic Papers*, 40 : 32-54.
- BERGSTROM, T. (1989), « A Fresh Look at the Rotten-Kid Theorem and Other Household Mysteries », *Journal of Political Economy*, 97 : 1 138-1 159.
- BERGSTROM, T. (1996), « Economics in a Family Way », *Journal of Economic Literature*, 34 : 1 903-1 934.
- BERGSTROM, T., L. BLUME et H. VARIAN (1986), « On the Private Provision of Public Goods », *Journal of Public Economics*, 29 : 25-49.
- BJORN, P.A. et Q.H. VUONG (1984), « Econometric Modeling of a Stackelberg Game with an Application to Labor Force Participation », Social Science, working paper 577, California Institute of Technology.
- BJORN, P.A. et Q.H. VUONG (1997), « Modèle d'équations simultanées pour variables endogènes fictives : une formulation par la théorie de jeux avec application à la participation au marché du travail », *L'Actualité économique*, 73 : 161-205.
- BLOEMEN, H. (2004), « An Empirical Model of Collective Household Labour Supply with Nonparticipation », working paper 04-010/3, Tinbergen Institute.
- BLUNDELL, R., P.A. CHIAPPORI, T. MAGNAC et C. MEGHIR (2001), « Collective Labor Supply: Heterogeneity and Non-participation », working paper CREST, 01-32.
- BOURGUIGNON, F. (1984), « Rationalité individuelle ou rationalité stratégique : le cas de l'offre familiale de travail », *Revue économique*, 1 : 147-162.
- BOURGUIGNON, F. (1999), « The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behaviour Help? », *Journal of Population Economics*, 12 : 503-522.
- BOURGUIGNON, F., M. BROWNING et P.A. CHIAPPORI (1995), « The Collective Approach to Household Behavior », working paper, 95-04, DELTA.
- BOURGUIGNON, F., M. BROWNING, P.A. CHIAPPORI et V. LECHENE (1993), « Intra Household Allocation of Consumption: A Model and Some Evidence from French Data », *Annales d'économie et de statistique*, 29 : 137-156.
- BOURGUIGNON, F. et P.A. CHIAPPORI (1992), « Collective Models of Household Behavior: An Introduction », *European Economic Review*, 36 : 355-364.
- BRETT, C. (1998), « Tax Reform and Family Decision-making », *Journal of Public Economics*, 70 : 425-440.
- BROWNING, M. (1996), « Saving and the Intra-household Allocation of Income », *Ricerche Economiche*, 48 : 277-292.
- BROWNING, M. (2000), « The Saving Behaviour of a Two-Person Household », *Scandinavian Journal of Economics*, 102 : 235-251.
- BROWNING, M., F. BOURGUIGNON, P.A. CHIAPPORI et V. LECHENE (1994), « Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation », *Journal of Political Economy*, 102 : 235-251.
- BROWNING, M. et P.A. CHIAPPORI (1998), « Efficient Intrahousehold Allocations: A General Characterization and Empirical Tests », *Econometrica*, 66 : 1 241-1 278.

- BROWNING, M, P.A. CHIAPPORI et A. LEWBEL (2004), « Estimating Consumption Equivalence of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power », manuscrit, Boston College.
- BROWNING, M. et V. LECHENE (2001), « Caring and Sharing: Tests Between Alternative Models of Intra-household Allocation », manuscrit, University of Copenhagen.
- BROWNING, M. et C. MEGHIR (1991), « The Effect of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands », *Econometrica*, 59 : 925-951.
- CARTER, M.R. et E. CATZ (1997), « Separate Sphere and the Conjugal Contract: Understanding the Impact of Gender-biased Development », in L. HADDAD, J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (éds), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres.
- CHEN, Z. et F. WOOLLEY (2000), « A Cournot-Nash Model of Family Decision Making », *Economic Journal*, 111 : 722-48
- CHIAPPORI, P.A. (1988a), « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, 56 : 63-89.
- CHIAPPORI, P.A. (1988b), « Nash-bargained Household Decisions: A Comment », *International Economic Review*, 29 : 791-796.
- CHIAPPORI, P.A. (1991), « Nash-bargained Household Decisions: a Rejoinder », *International Economic Review*, 32 : 761-762.
- CHIAPPORI, P.A. (1992), « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100 : 437-467.
- CHIAPPORI, P.A. (1997a), « Collective Models of Household Behavior: The Sharing Rule Approach », in L. Haddad, J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (éds), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres.
- CHIAPPORI, P.A. (1997b), « Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 105 : 191-209.
- CHIAPPORI, P.A. (1999), « Labor Supply and Efficient Risk Sharing », manuscrit, University of Chicago.
- CHIAPPORI, P.A., R. BLUNDELL et C. MEGHIR (2006), « Collective Labour Supply with Children », *Journal of Political Economy*, à paraître.
- CHIAPPORI, P.A. et O. DONNI (2005), « Learning from a Piece of Pie: The Empirical Content of Nash Bargaining », manuscrit, University of Chicago.
- CHIAPPORI, P.A. et I. EKELAND (2003), « The Micro-economics of Group Behavior: Identification », manuscrit, University of Chicago.
- CHIAPPORI, P.A. et I. EKELAND (2006), « Characterizing Group Behavior », *Journal of Economic Theory*, à paraître.
- CHIAPPORI, P.A., B. FORTIN et G. LACROIX (2002), « Household Labor Supply, the Sharing Rule and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, 110 : 37-72.

- CHIURI, M.C. et P. SIMMONS (1997), « Universal Decentralisation: A Demand System For Collective and Unitary Models With Household Public Goods », *Economic Journal*, 107 : 372-389
- CHIURI, M.C. (2000), « Individual Decisions and Household Demand for Consumption and Leisure », *Research in Economics*, 54 : 277-324.
- CLARK, A., H. COUPRIE et C. SOFER (2004), « De quels facteurs la répartition du travail et du revenu dans les familles britanniques dépend-elle? », *Revue économique*, 55 : 767-789.
- COUPRIE, H. (2003), « Time Allocation Within the Family: Welfare Implication of Life in Couple », document de travail 02A23, GREQAM.
- DAUPHIN, A. (2003), « Rationalité collective des ménages comportant plusieurs membres : résultats théoriques et applications au Burkina Faso », Thèse de doctorat, Université Laval.
- DAUPHIN, A., A. EL LAGAH, B. FORTIN et G. LACROIX (2006), « Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- DAUPHIN, A. et B. FORTIN (2001), « A Test of Collective Rationality for Multi-person Households », *Economic Letters*, 71 : 211-216.
- DERCON, S. et P. KRISHNAN (2000), « In Sickness and in Health: Risk Sharing within Households in Rural Ethiopia », *Journal of Political Economy*, 108 : 688-727.
- DONNI, O. (2002), « Collective Labor Supply and Public Consumption », manuscrit, Université du Québec à Montréal.
- DONNI, O. (2003), « Collective Household Labor Supply: Non-participation and Income Taxation », *Journal of Public Economics*, 87 : 1 179-1 198.
- DONNI, O. (2004a), « A Collective Model of Household Behavior with Private and Public Goods: Theory and Some Evidence from U.S. Data », working paper 04-02, CIRPEE.
- DONNI, O. (2004b), « Labor Supply, Home Production and Welfare Comparisons », working paper 04-27, CIRPEE.
- DONNI, O. (2006a), « Collective Consumption and Welfare », *Canadian Journal of Economics*, 39 : 124-144.
- DONNI, O. (2006b), « Les modèles non coopératifs d'offre de travail : théorie et évidence », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- DONNI, O. (2007), « Collective Female Labour Supply: Theory and Application », *Economic Journal*, à paraître.
- DONNI, O. et N. MOREAU (2005), « Collective Labor Supply: A Single-equation Model and some Evidence from French Data », working paper 05-16, CIRPEE.
- DUFLO, E. (2000), « Child Health and Household Resources: Evidence from the South African Old-Age Pension Program », *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 90 : 393-398.

- FOLBRE, N. (1986), « Cleaning House », *Journal of Development Economics*, 2 : 5-40.
- FOLBRE, N. (1997), « Gender Coalitions: Extrafamily Influences on Intrafamily Inequality », in L. HADDAD, J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (éds), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres
- FONG, Y. et J. ZHANG (2001), « The Identification of Unobservable Independent and Spousal Leisure », *Journal of Political Economy*, 109 : 191-202.
- FORTIN, B. et G. LACROIX (1997), « A Test of the Collective and Unitary Model of Labour Supply », *Economic Journal*, 107 : 933-955.
- GERSBACH, H. et H. HALLER (2001), « Collective Decisions and Competitive Markets », *Review of Economic Studies*, 68 : 347-368.
- GRAY, J.S. (1998), « Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply », *American Economic Review*, 88 : 628-642.
- GROSSBARD-SCHECHTMAN, S. et S. NEUMAN (2003), Marriage and Work for Pay, in S. GROSSBARD-SCHECHTMAN (éd.), *Marriage and the Economy: Theory and Evidence from Advanced Societies*, Cambridge University Press, Cambridge, United-Kingdom.
- HADDAD, L. et J. HODDINOTT (1994), « Women's Income and Boy-girl Anthropometric Status in the Côte d'Ivoire », *World Development*, 22 : 543-553.
- HADDAD, L. et R. KANBUR (1992a), « Intrahousehold Inequality and the Theory of Targeting », *European Economic Review*, 36 : 372-377.
- HADDAD, L. et R. KANBUR (1992b), « Is There an Intrahousehold Kuznets Curve? Some Evidence from the Philippines », *Public Finance*, 47 (supplément) : 77-93.
- HAYASHI, F., J.G. ALTONJI et L.F. KOTLIKOFF (1996), « Risk-sharing Between and Within Families », *Econometrica*, 64 : 261-294.
- KANBUR, R. et L. HADDAD (1994), « Are Better off Households more Unequal or Less Unequal? », *Oxford Economic Papers*, 46 : 445-458.
- KLASSEN, S. (1998), « Marriage, Bargaining, and Intrahousehold Resource Allocation: Excess Female Mortality among Adults During early German Development, 1740-1860 », *Journal of Economic History*, 58 : 432-467.
- KONRAD, K.A. et K.E. LOMMERUD (1995), « Family Policy with Non-cooperative Families », *Scandinavian Journal of Economics*, 97 : 581-601.
- KONRAD, K.A. et K.E. LOMMERUD (2000), « The Bargaining Family Revisited », *Canadian Journal of Economics*, 33 : 471-486.
- KOOREMAN, P. (1994), « Estimation of Econometric Models of Some Discrete Games », *Journal of Applied Econometrics*, 9 : 255-268.
- KOOREMAN, P. (2000), « The Labelling Effect of a Child Benefit System », *American Economic Review*, 90 : 571-583.
- KOOREMAN, P. et A. KAPTEYN (1990), « On the Empirical Implementation of Some Game Theoretic Models of Household Labor Supply », *Journal of Human Resources*, 25 : 584-598.

- LAISNEY, F. (éditeur) (2006), « Welfare Analysis of Fiscal and Social Security Reforms in Europe: Does the Representation of Family Decision Process Matter? », *Review of Economics of the Household*, à paraître.
- LECHENE, V. et O. ATTANASIO (2002), « Tests of Income Pooling in Household Decisions », *Review of Economic Dynamics*, 5 : 720-748.
- LECHENE, V. et I. PRESTON (2000), « Departures from Slutsky Symmetry in Noncooperative Household Demand Models », working paper, 52, Department of Economics, University of Oxford.
- LEUTHOLD, J. (1968), « An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor », *Journal of Human Resources*, 3 : 312-323.
- LICH-TYLER, S. (2001), « The Dynamics of Bargained Household Decisions », manuscrit, University of Texas at Austin.
- LICH-TYLER, S. (2003), « The Consumption Dynamics and Savings Behavior of Pluralistic Households », manuscrit, University of Michigan at Ann Arbor.
- LIGON, E. (2002), « Dynamic Bargaining in Households (with an Application to Bangladesh) », working paper CUDARE 972, University of California at Berkeley.
- LISE, J. et S. SEITZ (2004), « Consumption Inequality and Intra-household Allocations », manuscrit, Queen's University.
- LUNDBERG, S. (2002), « Limits to Specialization: Family Policy and Economic Efficiency », working paper, University of Washington.
- LUNDBERG, S. et R.A. POLLAK (1993), « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, 101 : 988-1 010.
- LUNDBERG, S. et R.A. POLLAK (1994), « Non-cooperative Bargaining Models of Marriage », *American Economic Review (Papers & Proceedings)*, 84 : 132-137.
- LUNDBERG, S. et R.A. POLLAK (1996), « Bargaining and Distribution in Marriage », *Journal of Economic Perspectives*, 10 : 139-158.
- LUNDBERG, S. et R.A. POLAK (2003), « Efficiency in Marriage », *Review of Economics of the Household*, 1 : 153-167.
- LUNDBERG, S., R.A. POLLAK et T. WALES (1997), « Do Husbands and Wives Pool their Resources ? Evidence from the UK Child Benefit », *Journal of Human Resources*, 32 : 463-480.
- LUNDBERG, S., R. STARZ et S. STILLMAN (2001), The Retirement-Consumption Puzzle: A Marital Bargaining Approach, *Journal of Public Economics*, 87 : 1 199-1 218.
- LUO, G.Y. (2002), « Collective-Decision Making and Heterogeneity in tastes », *Journal of Business and Economics Statistics*, 20 : 213-226.
- MANSER, M. et M. BROWN (1980), « Marriage and Household Decisionmaking: A Bargaining Analysis », *International Economic Review*, 21 : 31-44.
- MAZZOCCO, M. (2003a), « Household Intertemporal Behavior: A Collective Characterization and Empirical Tests », manuscrit, University of Wisconsin-Madison.

- MAZZOCCO, M. (2003b), « Intertemporal Behavior and Household Structure », manuscrit, University of Wisconsin-Madison.
- MAZZOCCO, M. (2003c), « Individual Euler Equations Rather than Household Euler Equations », manuscrit, University of Wisconsin-Madison.
- MAZZOCCO, M. (2005), « Savings, Risk Sharing and Preferences For Risk », *American Economic Review*, 94 : 1 169-1 182.
- MC ELROY, M.B. (1990), « The Empirical Content of Nash-bargained Household Behavior », *Journal of Human Resources*, 25 : 559-583.
- MC ELROY, M.B. (1997), « The Policy Implications of Family Bargaining and Marriage markets », in L. HADDAD, J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (éds), *Intra-household Resource Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres.
- MC ELROY, 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.
- MC ELROY, M.B. et M.J. HORNEY (1990). « Nash-bargained Household Decisions: A Reply », *International Economic Review*, 31 : 237-240.
- MOEHLING, C. (2004), « She has Suddenly Become Powerful: Youth Employment and Household Decision-Making in the Early Twentieth Century », manuscrit, Yale University.
- MOREAU, N. et O. DONNI (2002), « Un modèle collectif d'offre de travail avec taxation », *Annales d'économie et de statistique*, 65 : 55-81.
- OREFICCE, S. (2003), « The Legalization of Abortion and Women's Bargaining Power in the Household: Evidence from Labor Supply », manuscrit, University of Chicago.
- OTT, N. (1992), *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*, Springer Verlag, Berlin.
- PHIPPS, S. et P. BURTON (1995), « Social/Institutional Variables and Behavior within Households: An Empirical Test Using the Luxembourg Income Study », *Feminist Economics*, 1 : 151-174.
- PHIPPS, S. et P. BURTON (1998), « What's Mine is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure », *Economica*, 65 : 599-613.
- POLLAK, R.A. (1969), « Conditional Demandfunction and Consumption Theory », *Quarterly Journal of Economics*, 83 : 70-78.
- POLLAK, R.A. (1977), « Price Dependent Preferences », *American Economic Review*, 67 : 64-75.
- POLLAK, R.A. (1985), « A Transaction Cost Approach to Families and Households », *Journal of Economic Literature*, 23 : 581-608.
- RAPALLINI, C. (2004), « Scelte di consumo e modello collettivo : test della razionalità collettiva e stima della regola di ripartizione con i dati italiani », *Rivista di Politica Economica*, 9-10 : 249-271.

- RAPOPORT, B., C. SOFER, A. SOLAZ (2006), « Modèles collectifs et production domestique », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- RUBALCAVA, L. et D. THOMAS (2000), « Family Bargaining and Welfare », working paper 00-10 RAND, University of California at Los Angeles.
- ROBIN, J.M. et R. SMITH (2000), « Test of Rank », *Econometric Theory*, 16 : 151-175.
- SAMUELSON, P. (1956), « Social Indifference Curves », *Quarterly Journal of Economics*, 70 : 1-22.
- SCHULTZ, T.P. (1990), « Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility », *Journal of Human Resources*, 25 : 599-631.
- SEATON, J.S. (1997), « Neoclassical and Collective Rationality in Household Labour Supply », *Applied Economics Letters*, 4 : 529-533.
- SEATON, J.S. (2001), « Bargaining versus Non-cooperation; Transaction Costs within Marriage », *Applied Economics Letters*, 8 : 37-41.
- SEITZ, S. (2003), « Accounting for Racial Differences in Marriage and Employment », manuscrit, Queen's University.
- STRAUSS, J., G. MWABU et K. BEEGLE (2000), « Intrahousehold Allocations: A Review of Theories and Empirical Evidence », *Journal of African Economies*, 9 (AERC supplément) : 83-143.
- THOMAS, D. (1990), « Intra-household Resource Allocation: An Inferential Approach », *Journal of Human Resources*, 25 : 635-664.
- THOMAS, D. (1993), « The Distribution of Income and Expenditures within the Household », *Annales d'Économie et de Statistique*, 29 : 109-135.
- THOMAS, D. (1994), « Like Father, Like Son: Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height », *Journal of Human Resources*, 25 : 950-988.
- THOMAS, D. et C.L. CHEN (1994), « Income Shares and Shares of Income: Empirical Tests of Models of Household Resources Allocations », working paper 94-08, RAND, University of California at Los Angeles.
- THOMAS, D., D. CONTRERAS et E. FRANKENBERG (2002), « Child Health and the Distribution of Household Resources at Marriage », manuscrit, University of California at Los Angeles.
- TOWNSEND, R. (1994), « Risk and Insurance in Village India », *Econometrica*, 62 : 539-591.
- UDRY, C. (1996), « Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household », *Journal of Political Economy*, 104 : 1 010-1 046.
- ULPH, D. (2006), « Un modèle non coopératif de consommation des ménages », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- VERMEULEN, F. (2002), « Collective Household Models: Principles and Main Results », *Journal of Economic Surveys*, 16 : 533-564.
- VERMEULEN, F. (2005), « And the Winner is... An Empirical Evaluation of Two Competing Approaches to Household Labour Supply », *Empirical Economics*, 30 : 711-734.

- VERMEULEN, F. (2006), « A Collective Model for Female Labour Supply with Nonparticipation and Taxation », *Journal of Population Economics*, à paraître.
- VERMEULEN, F. et A. WATTEYNE (2006), « Quand un et un ne font plus deux. Calcul d'échelles d'équivalences intrafamiliales au moyen d'un modèle collectif », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- WILSON, R. (1968), « The Theory of Syndicates », *Econometrica*, 36(1) : 119-132.
- WARR, P. (1983), « The Private Provision of a Public Good is Independent of the Distribution of Income », *Economic Letters*, 13 : 207-211.
- ZAMORA, B. (2003a), « Female Labor Participation and the Allocation of Household Expenditures. Evidence from Spanish Data », Economics Working Paper Archive Econ WPA.
- ZAMORA, B. (2003b), « The Spanish Sharing Rule », Economics Working Paper Archive Econ WPA.