

# Les modèles non coopératifs d'offre de travail : théorie et évidence

## Non-cooperative Models of Labor Supply: Theory and Evidence

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/013469ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/013469ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Donni, O. (2006). Les modèles non coopératifs d'offre de travail : théorie et évidence. *L'Actualité économique*, 82(1-2), 181–206.  
<https://doi.org/10.7202/013469ar>

Article abstract

The present paper examines the theory of non-cooperative models of labor supply. Firstly, we develop a general framework that contains the various labor supply models found in the literature as particular cases. Secondly, we derive the properties of testability and identifiability of these models. Thirdly, we present empirical tests and compare these models using a sample extracted from the PSID.

## LES MODÈLES NON COOPÉRATIFS D'OFFRE DE TRAVAIL : THÉORIE ET ÉVIDENCE\*

Olivier DONNI  
*Université de Cergy-Pontoise*  
THEMA  
CIRPEE

RÉSUMÉ – Cet article s'intéresse aux modèles non coopératifs d'offre de travail. D'abord, nous développons un modèle d'offre de travail qui généralise la plupart des spécifications rencontrées dans la littérature. Ensuite, nous étudions les propriétés en termes de testabilité et d'identifiabilité de ce modèle et de ses variantes. Enfin, nous présentons des tests empiriques de ces modèles en utilisant les données du PSID.

ABSTRACT – *Non-cooperative Models of Labor Supply: Theory and Evidence.* The present paper examines the theory of non-cooperative models of labor supply. Firstly, we develop a general framework that contains the various labor supply models found in the literature as particular cases. Secondly, we derive the properties of testability and identifiability of these models. Thirdly, we present empirical tests and compare these models using a sample extracted from the PSID.

### INTRODUCTION

Le modèle unitaire d'offre familiale<sup>1</sup> de travail, qui se trouve expliqué dans tous les manuels d'économie du travail, s'appuie sur le postulat que les membres du ménage maximisent une fonction d'utilité unique par rapport à une contrainte budgétaire. Un des mérites de ce modèle est alors de générer une série de restrictions testables sur les offres de travail (symétrie et positivité de Slutsky, agrégation des revenus). De plus, si ces restrictions sont satisfaites, les préférences du ménage peuvent être retrouvées à partir du comportement observable et, dans ce cas, l'impact sur le bien-être du ménage de politiques économiques particulières, comme par exemple une modification des taux marginaux d'imposition, peut être évalué.

---

\* Nous sommes redevables à Bernard Fortin de la discussion qui est à l'origine de cet article. Nous remercions également François Bourguignon et Nicolas Moreau pour leurs commentaires. Cependant, nous gardons la responsabilité de toutes les erreurs pouvant subsister.

1. Dans ce texte, nous utilisons indistinctement les termes « famille » et « ménage » pour désigner l'unité de décision.

Certains auteurs insistent, toutefois, sur les insuffisances de ce cadre d'analyse, en particulier, lorsqu'il s'agit d'étudier des phénomènes tels que le mariage, le divorce ou la répartition intrafamiliale des ressources, car il ne prend pas en compte la pluralité des décideurs dans le ménage. Confortés par le manque de support empirique rencontré par le modèle unitaire ainsi que par son absence presque totale de fondements théoriques, ils ont développé des modèles basés sur une représentation multipolaire de la prise de décision familiale. Ces modèles, dits « non unitaires », supposent que chaque personne dans le ménage est caractérisée par des préférences propres. Les choix des heures travaillées sont alors le résultat de la confrontation de ces préférences par l'intermédiaire d'un mécanisme décisionnel quelconque.

Dans deux articles fondateurs, Chiappori (1988, 1992) adopte l'hypothèse supplémentaire que les décisions du ménage mènent à des allocations qui sont efficaces au sens de Pareto. L'idée sous-jacente est simple. Si les agents sont égoïstes, qu'il n'y a pas d'externalités et que la consommation est purement privée, les théorèmes de l'économie du bien-être impliquent que le processus de décision peut être décentralisé. D'abord, les membres du ménage se partagent le revenu hors travail selon une certaine règle et, ensuite, ils maximisent indépendamment leur utilité par rapport à leur contrainte budgétaire individuelle. On peut montrer que les offres de travail qui résultent d'un tel processus de décision en deux étapes doivent satisfaire des restrictions testables sous la forme d'équations différentielles partielles (analogues aux restrictions de Slutsky dans le modèle unitaire). De plus, les préférences et la règle qui déterminent la distribution des ressources à l'intérieur du ménage peuvent également être retrouvées à partir de l'estimation des offres de travail, même quand les consommations individuelles ne sont pas supposées connues. Chiappori et Ekeland (2005) et Donni (2004) ont amendé ce modèle en considérant le cas où la consommation est purement publique. Chiappori, Blundell et Meghir (2006) sont partis de l'idée plus générale selon laquelle la consommation se compose d'une partie privée et d'une partie publique<sup>2</sup>.

Cependant, certains auteurs procèdent d'une manière radicalement différente en supposant que le processus de décision peut être décrit par un équilibre non coopératif de Cournot-Nash. Cela signifie qu'à l'équilibre, chaque personne dans le ménage maximise son utilité par rapport à sa propre contrainte budgétaire en prenant les actions de son partenaire comme une donnée. Cela mène, sauf dans un cas très particulier<sup>3</sup>, à des allocations qui sont non efficaces. Leuthold (1968) considère le cas particulier où les agents sont égoïstes et la consommation pure-

---

2. Un survol de la littérature des modèles collectifs est donné par Chiappori et Donni (2006).

3. Le lecteur aura sans doute remarqué, en effet, que la définition du modèle non coopératif coïncide avec celle des modèles basés sur l'efficacité parétienne dans le cas où les agents sont égoïstes, qu'il n'y a pas d'externalités et que la consommation est privée. C'est exactement la situation considérée par Chiappori (1988, 1992).

ment publique. Elle estime ensuite ce modèle sur des données des États-Unis<sup>4</sup>. Ashworth et Ulph (1981) étudient un modèle plus général où les préférences des agents dépendent non seulement de leur propre loisir mais également du loisir de leur partenaire. Ils présentent ensuite des résultats empiriques sur des données du Royaume-Uni. Kooreman et Kapteyn (1990) adoptent les mêmes hypothèses et présentent des résultats empiriques sur des données des Pays-Bas. Bourguignon (1984) considère d'autres variantes théoriques où la consommation du ménage est partiellement privée<sup>5</sup>.

Les modèles non coopératifs, ou stratégiques, connaissent un certain regain d'intérêt ces dernières années, et ceci pour deux raisons<sup>6</sup>. D'une part, on a récemment observé des situations où le ménage ne se comporte manifestement pas de manière efficace; voir Udry (1996) et ses recherches sur les familles rurales au Burkina-Faso. L'étude des décisions du ménage devraient donc, selon Lundberg et Pollak (1994, 1996), être reformulées dans un cadre plus général où les allocations ne sont pas nécessairement efficaces au sens de Pareto. D'autre part, les modèles non coopératifs de comportement du ménage peuvent également constituer le point de menace d'un modèle axiomatique de négociation; voir Lundberg et Pollak (1993) et Chen et Woolley (2001). La compréhension des facteurs qui déterminent les points de menace permet alors de mieux appréhender comment les ressources se répartissent entre les partenaires à l'intérieur du ménage.

Dans cet article, nous avons pour objectif d'examiner en profondeur les propriétés théoriques des modèles non coopératifs d'offre de travail développés par Leuthold (1968) et ses successeurs. Tout d'abord, nous faisons une synthèse des travaux portant sur ces modèles. Cette tâche nous semble particulièrement bienvenue car les articles à la base de ce champ de recherche sont anciens et parfois difficilement accessibles au chercheur. Ensuite, nous proposons des variantes des modèles existants en modifiant les hypothèses sur les préférences et la nature de la consommation. En particulier, nous développons un modèle général qui incorpore la plupart des modèles rencontrés dans la littérature comme cas particuliers.

Plus précisément, dans les développements théoriques qui suivent, nous insistons principalement sur les deux questions suivantes :

1. Quelles sont les propriétés testables que doivent satisfaire les offres de travail issues d'un équilibre non coopératif de Cournot-Nash?

---

4. Lundberg (1988) présente d'autres résultats empiriques pour les États-Unis. Le modèle qu'elle estime, même si ce n'est pas explicite, peut en effet être vu comme un modèle non coopératif d'offre de travail.

5. Nous ne mentionnons pas les modèles non coopératifs de choix discrets qui sont utilisés dans l'étude de la participation au marché du travail; voir Kooreman (1994) et Bjorn et Vuong (1997) par exemple.

6. Pour prouver cette assertion, il nous suffit de citer plusieurs contributions récentes : Lundberg et Pollak (1994), Konrad et Lommerud (1995, 2000), Lechene et Preston (2000), Browning (2000), Browning et Lechene (2001), Ulph (2006). Ces auteurs s'intéressent à différents aspects du comportement du ménage et pas seulement à l'offre de travail.

2. Sous quelles conditions les préférences peuvent-elles être retrouvées de manière unique à partir de l'observation des offres de travail?

Le pertinence des modèles non coopératifs, comme alternative aux modèles coopératifs, qui sont basés sur l'efficacité parétienne, repose sur la réponse qui pourra être apportée à ces questions (Bourguignon et Chiappori, 1992). Que les préférences des membres du ménage puissent être retrouvées nous garantit que des conclusions normatives peuvent être dégagées de manière non ambiguë, du moins si l'on accepte le présent cadre d'analyse. D'autre part, la justification de ce cadre peut raisonnablement se baser sur le fait que les restrictions testables que doivent satisfaire les offres de travail ne sont pas empiriquement rejetées. Les résultats théoriques que nous présentons ci-dessous, qui à notre connaissance n'avaient jamais été démontrés, renouvellent la perception des modèles non coopératifs d'offre de travail et ouvrent de nouvelles voies aux recherches empiriques. Nous montrons ainsi que les modèles non coopératifs peuvent être testés et comparés aux modèles alternatifs (unitaires ou coopératifs). Ces résultats théoriques sont suivis d'une illustration empirique. Nous estimons un modèle d'offre familiale de travail avec des données du « *Panel Study of Income Dynamics* » (PSID) de l'Université du Michigan. Ces estimations permettent de tester les différents modèles que nous avons développés.

Cet article est structuré de la manière suivante. La première section expose les différentes hypothèses et décrit les variantes de modèles non coopératifs d'offre de travail. Elle présente également les principaux résultats théoriques. La deuxième sections présente une forme fonctionnelle et des estimations empiriques. La troisième section conclut ce texte par une discussion des avantages comparés des différents modèles d'offre familiale de travail et des voies pour la recherche future. Toutes les démonstrations sont réunies dans les annexes.

## 1. THÉORIE

### 1.1 *Le modèle général*

Nous considérons un ménage composé de deux individus : un homme  $H$  et une femme  $F$ . Chaque individu dispose de préférences propres qui portent sur son loisir et sa consommation, et éventuellement, le loisir et la consommation de son partenaire. Les loisirs de  $H$  et de  $F$  sont respectivement désignés par  $l_H$  et  $l_F$ ; les salaires correspondants sont donnés par  $w_H$  et  $w_F$  et le revenu hors travail du ménage par  $y$ . La consommation totale du ménage est représentée par un bien composite « hicksien »; elle est désignée par  $c$  et son prix est normalisé et égal à 1. Les contributions<sup>7</sup> de  $H$  et de  $F$  à cette consommation sont respectivement désignées par  $c_H$  et  $c_F$  (avec  $c_H + c_F = c$ ). Enfin, dans la suite de ce texte, l'indice  $I$  désigne indistinctement  $H$  et  $F$ , alors que l'indice  $J$  désigne le partenaire de  $I$ .

7. Ces contributions sont égales aux achats respectifs de chacun des membres. Elles sont égales aux consommations individuelles seulement si le bien composite est purement privé.

Nous supposons que dans une première étape, les ressources du ménage sont partagées entre les conjoints selon une certaine règle et que cette règle est observée par l'économètre<sup>8</sup>. Si par commodité le temps total disponible de chaque membre du ménage est normalisé à 1, les contraintes budgétaires individuelles<sup>9</sup> s'écrivent de la manière suivante :

$$y_I + w_I = c_I + l_I w_I$$

où  $y_I$  désigne la part du revenu total qui est assignée à  $I$  dans le ménage, avec  $\sum_I y_I = y$ . La dotation  $y_I$  est supposée être le résultat d'une négociation au sein du ménage et dépend donc, en toute généralité, de l'ensemble des variables exogènes du modèle,  $y$  compris d'éventuels facteurs de distribution, tels que les taux de masculinité ou de féminité sur le marché du mariage<sup>10</sup>.

En suivant Chiappori (1988) et Ulph (2006), nous considérons d'abord des agents avec des fonctions d'utilité générales ayant la forme suivante :

$$u_I(l_p, c_p, l_j, c_j) .$$

Cette fonction est supposée doublement différentiable et fortement quasi concave en  $(l_p, c_p, l_j, c_j)$  et strictement croissante en  $(l_p, c_p)$ <sup>11</sup>. Il convient, à ce stade, de faire une importante distinction concernant la nature de la consommation. En effet, nous pouvons alternativement supposer que la consommation est purement publique, c'est-à-dire que chaque unité peut être consommée simultanément par les deux membres du ménage, ou que la consommation est purement privée, c'est-à-dire que chaque unité du bien ne peut être consommée que par un seul membre du ménage. Mais les préférences ci-dessus sont générales en ce sens qu'elles couvrent ces deux situations. Nous étudierons des spécifications plus précises dans la suite de cet article.

Les décisions du ménage sont le résultat d'un équilibre de Cournot-Nash, c'est-à-dire que chaque membre du ménage maximise son utilité en prenant comme une donnée les décisions de son partenaire. Donc,  $H$  est confronté au problème  $P_H$  suivant :

$$\max_{\{l_H, c_H\}} u_H(l_H, c_H, l_F, c_F) \quad (P_H)$$

8. Cette hypothèse est évidemment critiquable mais nous aurons l'occasion d'y revenir dans la suite de ce texte.

9. Dans le modèle initial de Leuthold (1968), la contrainte budgétaire pertinente était celle du ménage et non une contrainte individuelle. Cependant, cela ne change rien aux résultats si la consommation est purement publique.

10. Cette présentation est plus générale que celle qui est habituellement adoptée car nous ne posons *a priori* aucune hypothèse sur la règle initiale de répartition des ressources alors que l'usage est de supposer que la dotation de chaque individu est exactement égale à sa contribution au revenu total. Une exception à cet usage, toutefois, est donnée par Carter et Katz (1997) qui supposent l'existence d'une telle règle de partage qui résulte alors, selon leur terminologie, d'un contrat conjugal.

11. Pour éviter certaines solutions en coins, nous supposons également que  $\lim_{c_I \rightarrow 0} \partial u_I / \partial c_I = \lim_{l_I \rightarrow 0} \partial u_I / \partial l_I = +\infty$ .

sous les contraintes  $y_H + w_H = c_H + l_H w_H$ ,  $0 \leq c_H$ ,  $0 \leq l_H \leq 1$ ,

et  $F$  est confronté au problème  $P_F$  suivant :

$$\max_{\{l_F, c_F\}} u_F(l_F, c_F, l_H, c_H) \quad (P_F)$$

sous les contraintes  $y_F + w_F = c_F + l_F w_F$ ,  $0 \leq c_F$ ,  $0 \leq l_F \leq 1$ .

La solution à ces problèmes fournit les fonctions de réaction qui, en utilisant la contrainte budgétaire pour éliminer  $c_j$ , s'écrivent :

$$h_H = r_H(w_H, y_H; h_F, \psi_F), \quad (1)$$

$$h_F = r_F(w_F, y_F; h_H, \psi_H) \quad (2)$$

où  $h_I = 1 - l_I$  désigne l'offre de travail de  $I$  et  $\psi_I = y_I + w_I h_I$  la contribution de  $I$  à la consommation. En fait, pour  $h_J$  et  $\psi_J$  fixés, la fonction de réaction de  $I$  est une offre marshallienne. Elle est dérivable partout, sauf le long de la frontière de participation, et satisfait la condition de positivité de Slutsky<sup>12</sup>. En tout point où les fonctions de réaction sont positives, désignons l'effet de l'offre de travail de  $J$  sur l'offre de travail de  $I$  par

$$T_{IJ} = \frac{\partial r_I}{\partial h_J} + w_J \cdot \frac{\partial r_I}{\partial \psi_J}.$$

En nous inspirant de la terminologie utilisée en organisation industrielle, nous disons que les loisirs sont des substituts (resp. compléments) stratégiques pour  $I$  si  $T_{IJ} < 0$  (resp.  $T_{IJ} > 0$ ).

Les valeurs d'équilibre des offres familiales de travail sont alors données par les valeurs  $(h_H^\circ, h_F^\circ)$  qui sont la solution du système d'équations (1)-(2). Cette solution existe<sup>13</sup> et est unique si la condition suivante est satisfaite :

$$|T_{IJ}| < 1, \quad (3)$$

pour toutes valeurs de  $w_F, y_F, h_J$  et  $\psi_J$  telles que  $r_I(\cdot) > 0$ . Cette condition implique que les fonctions de réaction se croisent dans l'espace  $[0, 1]^2$  en un point unique. De plus, comme l'illustre le graphique 1, le système est alors stable en ce sens que le processus d'ajustement décrit par les fonctions de réaction converge nécessairement vers les solutions  $h_H^\circ$  et  $h_F^\circ$ . Les offres de travail sont données par

$$h_H^\circ = h^H(w_H, w_F, y_H, y_F),$$

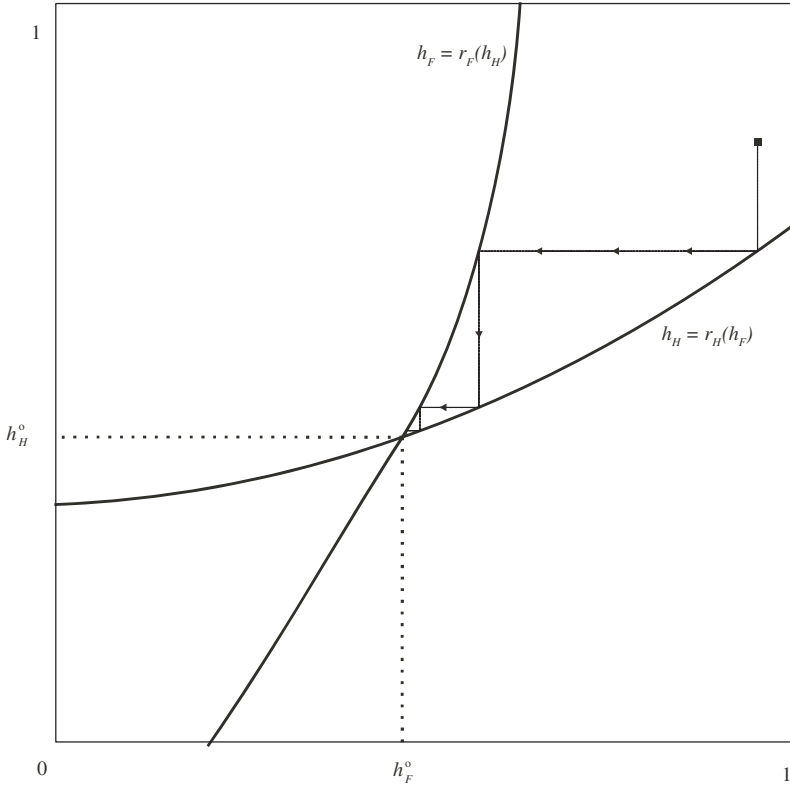
$$h_F^\circ = h^F(w_F, w_H, y_F, y_H).$$

12. Les fonctions de réaction sont également appelées « offres de travail de court terme » par Ashworth et Ulph (1981) car elles décrivent l'ajustement de l'offre de travail de chaque membre du ménage aux décisions de son partenaire.

13. En fait, l'existence de la solution est assurée par le théorème de Brouwer car l'ensemble  $[0, 1]^2$  est convexe et compact. La condition (3) est requise pour s'assurer de l'unicité.

GRAPHIQUE 1

LES FONCTIONS DE RÉACTION ET LE PROCESSUS D'AJUSTEMENT DES OFFRES DE TRAVAIL



Ces fonctions sont dérivables partout excepté le long de la frontière de participation. Dans la suite de ce texte, nous appellerons ces relations « offres nashiennes de travail »<sup>14</sup> et, pour simplifier, nous considérerons exclusivement le cas où les conjoints participent au marché du travail.

Désignons par  $\mathcal{P}$  l'ensemble de  $(w_H, w_F, y_H, y_F) \in \mathbb{R}_+^2 \times \mathbb{R}^2$  tels que les conjoints travaillent tous les deux. Pour dériver les résultats, nous introduisons d'abord la condition de régularité suivante :

**Hypothèse R.** Les offres nashiennes de travail sont telles que

$$h_{w_F}^F - h_{y_F}^F h^F \neq 0 \text{ et } h_{w_H}^H - h_{y_H}^H h^H \neq 0$$

pour tout  $(w_H, w_F, y_H, y_F) \in \mathcal{P}$ .

14. Ces offres sont parfois appelées « offres de travail de long terme » puisqu'elles peuvent être vues comme le résultat d'une série d'ajustements successifs.



Si cette condition est satisfaite, nous pouvons introduire les notations suivantes :

$$\Gamma_I = \frac{h_{w_j}^I - h_{y_j}^I h_J + w_j (h_{w_j}^I - h_{y_j}^I) (h_{y_j}^J - h_{w_j}^J)}{h_{w_j}^J - h_{y_j}^J h_J}.$$

Le résultat suivant décrit les restrictions testables que les offres nashiennes de travail doivent satisfaire dans le cas général et détermine les composantes structurales du modèle qui peuvent être identifiées.

**Proposition 1.** *Soit  $h^F(w_H, w_F, y_H, y_F)$  et  $h^H(w_H, w_F, y_H, y_F)$  une paire d'offres nashiennes de travail satisfaisant  $R$ . Alors, sur le domaine  $\mathcal{P}$ ,*

a. *Les offres nashiennes de travail doivent satisfaire deux restrictions sous la forme d'inégalités :*

$$h_{w_H}^H - h_{y_H}^H h_H - (h_{w_H}^F - h_{y_H}^F h_H) \cdot \Gamma_H > 0, \quad (C_1)$$

$$h_{w_F}^F - h_{y_F}^F h_F - (h_{w_F}^H - h_{y_F}^H h_F) \cdot \Gamma_F > 0; \quad (C_2)$$

b. *Les fonctions de réaction des membres du ménage sont exactement identifiables;*  
 c. *Les préférences individuelles sont identifiables conditionnellement à l'offre de travail et à la consommation du partenaire.*

Que les fonctions de réaction puissent être identifiées de manière exacte ne devrait pas surprendre au vu des structures fonctionnelles (1) et (2). Cependant, ce résultat repose sur l'hypothèse que la répartition initiale du revenu hors travail est observée par l'économètre. Ensuite, puisque les fonctions de réaction peuvent être interprétées comme des offres marshalliennes de travail, il est naturel de pouvoir tester des restrictions qui correspondent aux conditions de positivité de Slutsky dans le cadre traditionnel. Cela donne les conditions  $C_1$  et  $C_2$ . En revanche, les préférences individuelles ne peuvent pas être intégralement retrouvées. Plus précisément, si  $u_i^*$  est une fonction d'utilité compatible avec des offres nashiennes de travail, alors la fonction d'utilité  $u_i$  définie de la manière suivante :

$$u_i = F(u_i^*(l_p, c_i; l_p, c_j), l_p, c_j)$$

où  $F$  est une fonction quelconque croissante en  $u_i^*$ , sera également compatible avec ces mêmes offres nashiennes. Une analyse de bien-être qui ne tiendrait pas compte de l'incomplétude de l'identification des préférences pourrait donc s'avérer trompeuse. Pour obtenir des résultats plus puissants, il convient d'ajouter des hypothèses supplémentaires sur les préférences.

## 1.2 Les modèles particuliers

Les diverses variantes du modèle non coopératif d'offre de travail se distinguent principalement par les hypothèses supplémentaires qui sont posées sur la

nature des biens et les externalités dues à la consommation ou au loisir. Par exemple, Ashworth et Ulph (1981) supposent que la consommation est publique et que le loisir d'un individu peut avoir un effet sur le bien-être de son partenaire. Les préférences s'écrivent alors de la manière suivante :

$$u^i(l_p, l_p, c_i + c_j), \quad (I)$$

c'est-à-dire que, dans cette spécification des préférences, une unité consommée par  $H$  est simultanément consommée par  $F$ . Dans son article fondateur, Leuthold (1968) considère un cas particulier des préférences de type I où le loisir d'un membre du ménage n'exerce pas d'effet externe sur le bien-être de son partenaire. Les préférences s'écrivent alors de la manière suivante :

$$u^i(l_p, c_i + c_j). \quad (II)$$

Dans ce cas, on peut dire que les agents sont égoïstes; leur utilité provenant exclusivement de leur propre loisir et de leur propre consommation. D'autres spécifications peuvent toutefois être considérées. Si l'on suppose que la consommation est privée, les préférences auront la forme suivante :

$$u^i(l_p, c_p, l_j). \quad (III)$$

Cette fonction d'utilité a été utilisée notamment par Bargain et Moreau (2006). Chiappori (1988, 1992) considère un cas particulier des préférences de type III en excluant la possibilité d'externalités du loisir :

$$u^i(l_p, c_j). \quad (IV)$$

Dans la suite de ce texte, nous considérons d'abord le cas où la consommation est publique, et ensuite celui où la consommation est privée.

### 1.2.1 La consommation est publique

Supposons que les préférences sont de type I (ou II). Les fonctions de réaction dérivées des problèmes  $P_H$  et  $P_F$  ont alors la structure spécifique suivante :

$$h_H = r_H(w_H, y_H + \psi_F, h_F), \quad (4)$$

$$h_F = r_F(w_F, y_F + \psi_H, h_H). \quad (5)$$

Une variation dans les heures travaillées de la femme, par exemple, aura un double effet sur l'offre de travail de l'homme : d'une part, un effet de préférence (dû au fait que la fonction d'utilité de l'homme dépend du loisir de la femme) et d'autre part, un effet de revenu (dû à l'accroissement de revenu du ménage associé à la modification des heures travaillées de la femme).

Pour commencer, la proposition suivante donne les contraintes additionnelles que les offres nashiennes de travail doivent satisfaire quand la consommation est purement publique.

**Proposition 2.** Soit  $h^F(w_H, w_F, y_H, y_F)$  et  $h^H(w_H, w_F, y_H, y_F)$  une paire d'offres nashiennes de travail satisfaisant  $R$ . Alors, sur le domaine  $\mathcal{P}$ ,

a. Si les fonctions d'utilité sont de type I, les offres nashiennes de travail satisfont les restrictions  $C_1$  à  $C_2$  et les restrictions suivantes :

$$h_{y_H}^H = h_{y_F}^H, \quad (C_3)$$

$$h_{y_H}^F = h_{y_F}^F; \quad (C_4)$$

b. Si les fonctions d'utilité sont de type II, les offres nashiennes de travail satisfont les restrictions  $C_1$  à  $C_4$  et les restrictions suivantes :

$$h_{w_F}^H - h_{y_H}^H h^F = (h_{y_H}^H h_{w_F}^F - h_{w_F}^H h_{y_H}^F) w_F, \quad (C_5)$$

$$h_{w_H}^F - h_{y_F}^F h^H = h_{y_F}^F h_{w_H}^H - h_{w_H}^F h_{y_F}^H w_H \quad (C_6)$$

et les préférences individuelles sont exactement identifiables.

Les conditions  $C_3$  et  $C_4$  signifient que les offres nashiennes de travail sont fonction seulement du revenu hors travail total et non de sa répartition entre les membres du ménage<sup>15</sup>. C'est une application d'un résultat bien connu en économie publique; voir Warr (1983) et Bergstrom, Blume et Varian (1986). En conséquence, si une redistribution quelconque s'opère à l'intérieur du ménage, les choix en termes de loisir et de consommation du ménage ne seront pas modifiés. Par ailleurs, les conditions supplémentaires  $C_5$  et  $C_6$  sont nécessaires si l'on exclut la possibilité d'externalités du loisir. Enfin, la répartition du bien-être à l'intérieur du ménage peut être étudiée puisque les préférences individuelles sont identifiables. En particulier, l'ampleur des inefficacités dans le ménage peut être évaluée. Désignons les niveaux d'utilité atteints par les membres du ménage à l'équilibre par  $u_H^*$  et  $u_F^*$ . La dépense minimale  $\delta$  qui permettrait d'obtenir ces niveaux d'utilité est donnée par

$$\min_{\{c, h_H, h_F\}} (c - w_H h_H - w_F h_F)$$

sous les contraintes  $u_H(1 - h_H, c) = u_H^*$  et  $u_F(1 - h_F, c) = u_F^*$ .

Une mesure monétaire des pertes en bien-être dues à l'inefficacité de l'allocation des biens publics est alors donnée par  $y - \delta$ .

Un dernier point doit être mentionné. La structure des équations (4) et (5) rappelle celle des offres conditionnelles de travail. Cependant, la principale différence c'est que les équations (4) et (5) ne sont pas issues de la même fonction d'utilité. Pour illustrer cela, nous écrivons la relation entre les offres hicksiennes et les fonctions de réaction, en utilisant la méthode de Cook, de la manière suivante :

$$h_H^c(w_I, w_J, u_I) = r_I(w_I, e_I^*(w_I, w_J, u_I), h_H^c(w_I, w_J, u_I))$$

15. Fortin et Lacroix (1997) et d'autres testent l'effet sur l'offre de travail de variables qui sont supposées affecter la répartition des ressources dans le ménage. Ces auteurs montrent alors que les conditions  $C_3$  et  $C_4$  sont empiriquement rejetées.

où  $e_I^* = e_I + w_J h_{IJ}^c$ ,  $e_I$  est la fonction de dépense nette de  $I$  et  $h_{II}^c = -\partial e_I / \partial w_I$  et  $h_{IJ}^c = -\partial e_I / \partial w_J$  sont les offres de travail hicksiennes issues des préférences de  $I$ . Si nous différencions cette expression par rapport à  $w_J$  et utilisons le lemme de Shephard, nous obtenons :

$$S_{JJ}^I = T_{IJ} \cdot S_{JJ}^I$$

où  $S_{JJ}^I = \partial h_{IJ}^c / \partial w_J$  et  $S_{II}^I = \partial h_{II}^c / \partial w_I$  sont les effets compensés du salaire de  $J$  sur les offres de travail de  $I$  et de  $J$  calculés sur base des préférences de  $I$ . Cette relation montre alors, puisque  $S_{JJ}^I > 0$ , que les notions de substituabilité stratégique et de substituabilité au sens de Hicks-Allen sont identiques dans le cas où les préférences sont de type I. Par ailleurs, les relations (4) et (5) sont compatibles avec une fonction d'utilité unique si et seulement si les effets de substitution au sens de Hicks-Allen sont symétriques, c'est-à-dire lorsque

$$T_{HF} \cdot S_{FF}^H = T_{FH} \cdot S_{HH}^F$$

où  $S_{JJ}^I = (\partial r_J / \partial w_J) - (\partial r_J / \partial e_J^*) h_J$ . Cependant, ces conditions ne seront généralement pas satisfaites : le modèle non coopératif d'offre de travail avec préférences de type I généralise le modèle unitaire en relâchant la condition de symétrie. Donc, les loisirs peuvent être des substituts pour l'un des membres du ménage et des compléments pour son partenaire.

### 1.2.2 La consommation est privée

Considérons l'autre cas polaire où les préférences sont de type III (ou IV). Il est aisé de montrer alors que la résolution des problèmes  $P_H$  et  $P_F$  fournit des fonctions de réaction avec la structure suivante :

$$h_H = r_H(w_H, y_H, h_F),$$

$$h_F = r_F(w_F, y_F, h_H).$$

Dans ce modèle avec consommation privée, une variation dans les heures travaillées de la femme, par exemple, aura seulement un effet de préférence sur l'offre de travail de l'homme. De plus, si les préférences sont de type IV, c'est-à-dire que le bien-être ne dépend pas des heures de loisir du partenaire, les fonctions de réaction ont une forme dégénérée telle que les choix des agents sont complètement indépendants. Comme dans le modèle coopératif de Chiappori (1988, 1992), l'allocation du loisir et de la consommation à l'intérieur du ménage est alors efficace au sens de Pareto.

La proposition suivante nous indique les contraintes additionnelles que les offres nashiennes de travail doivent satisfaire quand la consommation est purement privée.

**Proposition 3.** Soit  $h^F(w_H, w_F, y_H, y_F)$  et  $h^H(w_H, w_F, y_H, y_F)$  une paire d'offres nashiennes de travail satisfaisant  $R$ . Alors, sur le domaine  $\mathcal{P}$ ,

a. Si les fonctions d'utilité sont de type III, les offres nashiennes de travail satisfont les restrictions  $C_1$  à  $C_2$  et les restrictions suivantes :

$$h_{w_F}^H h_{y_F}^F = h_{y_F}^H h_{w_F}^F, \quad (C_7)$$

$$h_{w_H}^F h_{y_H}^H = h_{y_H}^F h_{w_H}^H ; \quad (C_8)$$

b. Si les fonctions d'utilité sont de type IV, les offres nashiennes de travail satisfont les restrictions  $C_1$  à  $C_2$ ,  $C_7$  à  $C_8$  et les restrictions suivantes :

$$h_{w_F}^H = 0, \quad (C_9)$$

$$h_{w_H}^F = 0 \quad (C_{10})$$

et les préférences individuelles sont exactement identifiables.

L'hypothèse selon laquelle la distribution initiale du revenu hors travail est observée par l'économètre est particulièrement importante dans cette variante du modèle non coopératif. En effet, contrairement à ce qui se passait dans la variante précédente, les offres de travail dépendent directement de la distribution du revenu hors travail. Cependant, ce problème ne doit pas être surestimé car Chiappori (1988, 1992) montre que, lorsque les préférences sont de type IV, la règle de partage peut être retrouvée à une constante près.

## 2. UNE ILLUSTRATION EMPIRIQUE

### 2.1 Forme fonctionnelle

Ces résultats théoriques permettent de tester les différentes variantes de modèles non coopératifs d'offre familiale de travail en choisissant une forme fonctionnelle. Le plus simple est de modéliser directement les fonctions de réaction. Considérons les formes latentes suivantes :

$$h_H^* = A_H + B_H w_H + C_H y_H + D_H (y_F + w_F h_F) + E_H h_F + \varepsilon_H, \quad (6)$$

$$h_F^* = A_F + B_F w_F + C_F y_F + D_F (y_H + w_H h_H) + E_F h_H + \varepsilon_F \quad (7)$$

où  $A_i, \dots, E_i$  sont des paramètres et  $\varepsilon_i$  est un terme aléatoire représentant l'hétérogénéité non observée. Les constantes individuelles incorporent un ensemble de variables démographiques :

$$A_i(z_i) = \alpha_i' z_i$$

où  $\alpha_i$  est un vecteur de paramètres et  $z_i$  un vecteur de variables spécifiques à l'individu  $i$ . La règle d'observation est alors la suivante :

$$h_i = h_i^* \quad \text{si} \quad h_i^* > 0,$$

$$h_i = 0 \quad \text{si} \quad h_i^* \leq 0.$$

Soulignons également que les fonctions de réaction dépendent des heures de travail observées et non des heures de travail latentes. Cela soulève la question de la cohérence du modèle au sens de Gouriéroux, Laffont et Monfort (1980). Cependant, on peut montrer que les équations (6) et (7) auront une solution unique si la condition de régularité (3) est satisfaite, ou en termes de paramètres du modèle, si

$$| D_I w_I + E_I | < 1 . \tag{8}$$

En plus de cette condition, dans le cas général, les offres de travail doivent seulement satisfaire les contraintes d'inégalité données dans la proposition 1, c'est-à-dire

$$B_I > 0, C_I < 0 . \tag{9}$$

Si les conditions (8) et (9) sont satisfaites, les fonctions d'utilité peuvent être retrouvées conditionnellement au loisir et à la consommation du partenaire près. Celles-ci sont données par :

$$u_i = F(u_i^*(c_I, h_I, c_J, h_J), c_J, h_J)$$

où

$$u_i^* = \frac{C_I \cdot (C_I(c_I + c_J) + A_I + E_I h_J - h_I)}{B_I - C_I h_I} - \ln \left( \frac{B_I - C_I h_I}{C_I^2} \right)$$

est la fonction d'utilité dérivée par Hausman (1980). Quoi qu'il en soit, le grand avantage de la forme fonctionnelle (6)-(7) est que les restrictions données dans les propositions 2 et 3 peuvent aisément être imposées. Si la consommation est publique,

$$C_I = D_I .$$

Si la consommation est privée,

$$D_I = 0 .$$

Si le loisir n'exerce pas d'externalités,

$$E_I = 0 .$$

En revanche, la condition de symétrie de Slutsky ne peut pas être imposée<sup>16</sup>, et donc, le modèle unitaire n'est pas emboîté dans les formes fonctionnelles que nous considérons.

---

16. Contrairement à ce qui a été prétendu, le test qui consiste à vérifier que l'effet de  $y_j$  sur l'offre de travail  $h_i$  est identique à l'effet de  $w_j h_j$  ne constitue pas un test du modèle unitaire. Seule la condition de symétrie de Slutsky, en plus de la condition d'agrégation des revenus hors travail, caractérise le modèle unitaire.

## 2.2 Méthode d'estimation

Ce modèle est estimé par le maximum de vraisemblance en tenant compte de l'endogénéité probable des salaires<sup>17</sup>. Pour cela, une équation de salaire pour l'homme et la femme est définie :

$$w_H = \boldsymbol{\pi}'_H \mathbf{x}_H + v_H,$$

$$w_F = \boldsymbol{\pi}'_F \mathbf{x}_F + v_F$$

où  $\boldsymbol{\pi}_i$  est un vecteur de paramètres,  $\mathbf{x}_i$  un vecteur de variables et  $v_i$  un terme aléatoire. Nous supposons que :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_H \\ v_H \\ \varepsilon_F \\ v_F \end{bmatrix} \rightsquigarrow \mathcal{N}(0, \Omega)$$

où  $\Omega = KK'$  est une matrice symétrique définie positive et  $K$  est la décomposition de Cholevsky<sup>18</sup>. Nous écrivons d'abord les fonctions de réaction de manière plus compacte afin de dériver la fonction de vraisemblance :

$$h_H = g_H(h_F) + \varepsilon_F,$$

$$h_F = g_F(h_H) + \varepsilon_H,$$

avec une notation naturelle. La fonction de vraisemblance est caractérisée par quatre régimes différents.

**Régime 1 :**  $h_H > 0$  et  $h_F > 0$ . Dans le cas où le deux membres du ménage travaillent, la contribution à la vraisemblance pour le régime 1 est :

$$\mathcal{V}_1 = \prod_{\substack{h_H > 0 \\ h_F > 0}} K^{-1} \times \left( 1 - \frac{\partial g_H}{\partial h_F} \frac{\partial g_F}{\partial h_H} \right) \times \phi \left( K^{-1} \begin{bmatrix} h_H - g_H(h_F) \\ h_F - g_F(h_H) \\ w_H - \boldsymbol{\pi}'_H \mathbf{x}_H \\ w_F - \boldsymbol{\pi}'_F \mathbf{x}_F \end{bmatrix} \right)$$

17. Il est également tenu compte de l'endogénéité du revenu hors travail en remplaçant  $y_i$  par sa valeur prédite  $\hat{y}_i$  obtenue d'une régression préliminaire. Cela n'altère pas la convergence des estimateurs mais les écarts-types restent valables seulement si l'on considère  $\hat{y}_i$  déterministe.

18. Cette hypothèse sur la distribution des termes aléatoires n'est qu'une approximation car les salaires ne peuvent pas être négatifs.

où  $\phi$  est la fonction de densité normale standardisée et le second terme du membre de droite est le déterminant de la matrice jacobienne du changement de variable. Selon l'hypothèse de régularité que nous avons adoptée, ce déterminant est toujours positif.

**Régime 2 :**  $h_H > 0$  et  $h_F = 0$ . Si la femme ne travaille pas, la contribution à la vraisemblance pour le régime 2 est :

$$\mathcal{V}'_2 = \prod_{\substack{h_H > 0 \\ h_F = 0}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^0 K^{-1} \times \phi \left( K^{-1} \begin{bmatrix} h_H - g_H(0) \\ h_F^* - g_F(h_H) \\ w_H - \boldsymbol{\pi}'_H \mathbf{x}_H \\ w_F - \boldsymbol{\pi}'_F \mathbf{x}_F \end{bmatrix} \right) \cdot dh_F^* \cdot dw_F.$$

**Régime 3 :**  $h_H = 0$  et  $h_F > 0$ . Si l'homme ne travaille pas, la contribution à la vraisemblance pour le régime 3 est :

$$\mathcal{V}'_3 = \prod_{\substack{h_H = 0 \\ h_F > 0}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^0 K^{-1} \times \phi \left( K^{-1} \begin{bmatrix} h_H^* - g_H(h_F) \\ h_F - g_F(0) \\ w_H - \boldsymbol{\pi}'_H \mathbf{x}_H \\ w_F - \boldsymbol{\pi}'_F \mathbf{x}_F \end{bmatrix} \right) \cdot dh_H^* \cdot dw_H.$$

**Régime 4 :**  $h_H = 0$  et  $h_F = 0$ . Ce régime n'est pas considéré car il correspond à une situation assez rare et empiriquement négligeable.

Les estimateurs des paramètres sont obtenus par la maximisation du logarithme de la fonction de vraisemblance :

$$\mathcal{L} = \ln \mathcal{V}'_1 + \ln \mathcal{V}'_2 + \ln \mathcal{V}'_3.$$

Ces estimateurs seront convergents seulement si la condition de cohérence (8) est satisfaite.

### 2.3 Données et résultats empiriques

Dans l'application empirique suivante, nous utilisons un échantillon de 1 766 ménages extrait de la XXIII<sup>e</sup> vague (1990) du « *Panel Study of Income Dynamics* » de l'Université du Michigan. Cet échantillon est constitué de couples mariés, âgés de plus de 25 ans et de moins de 60 et dont les enfants ont moins de 18 ans. Ces derniers ne doivent pas avoir de ressources propres<sup>19</sup>. Les offres de travail des

19. Les ménages dont les deux membres ne travaillent pas ou dont un des membres travaille comme indépendant sont également exclus de l'échantillon.



membres du ménage sont définies par le nombre total d'heures travaillées durant l'année 1989 sommées pour tous les emplois occupés. Les salaires horaires sont alors calculés par les rapports du revenu annuel total et des heures travaillées. Le revenu hors travail est égal à la somme de la rémunération de l'épargne (intérêts, dividendes, rentes, *etc.*), de certains transferts, du loyer implicite découlant de la possession d'un logement (pour les propriétaires) auquel l'impôt fédéral est soustrait. Ce revenu est alors divisé en parts individuelles qui sont composées des revenus propres de chacun des membres du ménage<sup>20</sup>. Des variables socio-démographiques sont introduites dans les équations d'offre de travail : la race, l'âge et le nombre d'enfants par catégorie d'âge<sup>21</sup>. Cependant, l'hypothèse que la consommation est purement privée est fortement discutable si le ménage a des enfants. Ces derniers, dans la mesure où ils apportent du bien-être à chacun des parents, peuvent être interprétés comme des biens publics. Ce modèle a donc été estimé également sur un échantillon de 438 ménages sans enfants.

Les estimations des coefficients des équations d'offre de travail du modèle général sont présentées dans le tableau 1<sup>22</sup>. Les deuxième et troisième colonnes contiennent les résultats obtenus avec l'échantillon complet, et les quatrième et cinquième colonnes ceux obtenus avec un échantillon restreint qui n'inclut que les couples sans enfants. Soulignons d'abord que la condition de cohérence (8) est satisfaite pour toutes les observations et que la majorité des coefficients sont significativement différents de zéro aux seuils habituels. Considérons plus particulièrement les résultats obtenus avec l'échantillon complet. Le rôle de certaines variables socio-démographiques mérite plus particulièrement d'être souligné. On constate ainsi qu'une augmentation du nombre d'enfants, surtout des jeunes enfants, a des effets opposés sur les heures travaillées par la femme et les heures travaillées par l'homme. Cela peut aisément se rationaliser par la nécessité de s'occuper des enfants et par le différentiel de salaire au sein du couple<sup>23</sup>. Le ménage remplacerait les heures effectuées par la femme par celles de l'homme. Ensuite, les hommes noirs travaillent légèrement moins d'heures, toutes autres choses étant égales, que le reste de la population; les femmes noires travaillent légèrement plus d'heures. Finalement, les heures de travail des hommes et des femmes diminuent au cours du cycle de vie, légèrement pour les hommes mais plus fortement pour les femmes. Cela traduit probablement des effets de cohorte.

---

20. Certaines composantes du revenu hors travail qui ne sont pas associées à une personne particulière dans le ménage ont été divisées arbitrairement en deux parts égales.

21. Les salaires sont supposés être des fonctions de l'éducation (sous la forme de variables binaires), de l'âge, du croisement de l'âge et de l'éducation, du taux de chômage par comté, de la race, de la langue d'usage, de la santé et du niveau d'urbanicité (selon le code de Beale-Ross).

22. Les estimations des coefficients des équations de salaire sont présentées en annexe. Les estimations des coefficients des modèles particuliers ne sont pas présentées ici pour des raisons d'espace.

23. Dans les modèles où le loisir n'exerce pas d'externalités sur le bien-être du partenaire, l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail des hommes n'est pas très significatif.

TABLEAU 1

PARAMÈTRES ESTIMÉS DES ÉQUATIONS  
D'OFFRES FAMILIALES DE TRAVAIL DU MODÈLE GÉNÉRAL  
(Les écarts-types sont entre parenthèses, les offres de travail  
sont exprimées en milliers d'heures par an  
et les revenus hors travail en milliers de dollars par an.)

	ÉCHANTILLON AVEC ENFANTS		ÉCHANTILLON SANS ENFANTS	
	Homme	Femme	Homme	Femme
$A_i$ : Constante	1,167 (0,149)	0,316 (0,307)	1,781 (0,523)	2,042 (0,527)
Noir	-0,146 (0,044)	0,260 (0,063)	-0,141 (0,117)	0,118 (0,164)
Âge	-0,574 (0,207)	-0,827 (0,321)	-0,583 (0,604)	-2,497 (0,550)
Enfant 1-5 ans	0,182 (0,033)	-0,406 (0,038)	–	–
Enfant 6-18 ans	0,091 (0,020)	-0,157 (0,024)	–	–
$B_i$ : $w_i$	0,030 (0,004)	0,033 (0,008)	0,038 (0,008)	0,034 (0,017)
$C_i$ : $y_i$	-0,013 (0,002)	-0,007 (0,009)	-0,035 (0,003)	-0,056 (0,028)
$D_i$ : $y_j + h_j w_j$	-0,004 (0,002)	-0,015 (0,002)	0,000 (0,006)	-0,003 (0,004)
$E_i$ : $h_j$	0,516 (0,065)	0,749 (0,123)	-0,023 (0,222)	0,017 (0,189)
Nombre d'observations	1 766		438	
Log-vraisemblance	-15 961,581		-4 076,363	

Les signes des paramètres structurels  $B_i$  à  $E_i$  sont les mêmes (et les ordres de grandeur comparables) pour les hommes et les femmes. On peut remarquer, en particulier, que l'effet de  $w_i$  sur l'offre de travail de l'individu  $I$  est positif et que l'effet de  $y_i$  est négatif. Cela implique que les conditions (9) sont globalement satisfaites. De plus, l'effet de  $h_i$  sur l'offre de travail de l'individu  $I$  est positif et assez important. Une interprétation naturelle est que les loisirs de l'homme et de la femme sont stratégiquement complémentaires : une personne dans le ménage bénéficie plus de son temps libre si son partenaire l'accompagne. L'effet de  $(y_j + h_j w_j)$  est négatif mais on peut remarquer que la femme est beaucoup plus sensible que l'homme au revenu du partenaire. Finalement, l'échantillon sans enfants permet de tirer des conclusions assez semblables, à l'exception des coefficients  $E_i$  qui sont alors proches de zéro.

Ces résultats permettent de réaliser les tests du modèle général par rapport aux modèles particuliers (qui adoptent des hypothèses spécifiques sur les préférences). Les statistiques de test, basées sur le rapport de vraisemblance, sont présentées dans le tableau 2. On constate que tous les modèles particuliers sont rejetés sauf le modèle avec consommation privée sur l'échantillon sans enfants. Cela signifie que les membres du ménage, s'ils n'ont pas d'enfants, se comportent exactement comme des célibataires : ils ne sont liés ni par des externalités ni par de la consommation publique. Un résultat similaire avait été obtenu par Fortin et Lacroix (1997) avec des données du Royaume-Uni. Cela doit néanmoins être nuancé car l'échantillon qui nous a permis de faire ces tests est de taille réduite et le partage du revenu hors travail entre les membres du ménage est défini de manière assez arbitraire.

TABLEAU 2

TESTS DES RESTRICTIONS DES MODÈLES PARTICULIERS PAR RAPPORT AU MODÈLE GÉNÉRAL  
(Statistiques du rapport de vraisemblance)

	ÉCHANTILLON AVEC ENFANTS		ÉCHANTILLON SANS ENFANTS	
	Chi-carré	Probabilité	Chi-carré	Probabilité
Consommation publique				
Avec externalités	9,177	0,010	19,415	0,000
Sans externalités	69,988	0,000	32,568	0,000
Consommation privée				
Avec externalités	45,611	0,000	0,517	0,772
Sans externalités	46,365	0,000	0,695	0,952

Finalement, les élasticités des offres de travail doivent être calculées pour mesurer l'ampleur des différents effets. Il existe deux concepts d'élasticité-salaire qui sont pertinents. D'abord, les élasticités de court terme sont définies par

$$E_{II}^{CT} = B_I \frac{w_I}{h_I},$$

$$E_{IJ}^{CT} = D_I \frac{h_J w_J}{h_J},$$

si  $h_i > 0$ . Ensuite, les élasticités de long terme sont définies par

$$E_{II}^{LT} = \frac{w_I}{h_I} \frac{B_I + D_J h_I (D_I w_J + E_I)}{[1 - (D_I w_J + E_I)(D_J w_I + E_J)]},$$

$$E_{IJ}^{LT} = \frac{w_J}{h_I} \frac{B_I (D_I w_J + E_I) + D_J h_I}{[1 - (D_I w_J + E_I)(D_J w_I + E_J)]},$$

si  $h_i > 0$ . Ces dernières tiennent compte de la réaction du partenaire. Le tableau 3 présente la médiane des élasticités des offres de travail par rapport aux salaires. On constate que les élasticités de court terme et de long terme ne sont pas très différentes (surtout pour les effets propres). Un accroissement de 10 % du salaire de l'homme impliquera approximativement à long terme un accroissement de 1,7 % de l'offre de travail de l'homme et une diminution de 0,6 % de celle de la femme. Un accroissement de 10 % du salaire de la femme impliquera à long terme une augmentation de 1,3 % de l'offre de travail de la femme mais n'aura pas d'effet important sur l'offre de travail de l'homme.

TABLEAU 3

ÉLASTICITÉS DES OFFRES DE TRAVAIL PAR RAPPORT AUX SALAIRES  
(Médianes de l'échantillon)

	ÉCHANTILLON AVEC ENFANTS		ÉCHANTILLON SANS ENFANTS	
	Homme	Femme	Homme	Femme
Salaire masculin ( $w_H$ )				
Court terme	0,169	-0,182	0,240	-0,045
Long terme	0,171	-0,059	0,240	-0,044
Salaire féminin ( $w_F$ )				
Court terme	-0,017	0,134	0,000	0,159
Long terme	0,027	0,128	-0,003	0,159

## CONCLUSION

Les modèles d'offre familiale de travail que nous venons d'étudier constituent une alternative intéressante à la fois aux modèles unitaires et aux modèles coopératifs. Tout d'abord, en s'appuyant sur l'individualisme méthodologique, ces modèles sont plus réalistes et plus généraux que les modèles unitaires. Pour mettre en évidence cette généralité, nous pouvons remarquer que les modèles non coopératifs n'impliquent pas la symétrie de la substituabilité des loisirs, ni même dans certains cas, l'agrégation des revenus hors travail. L'économètre possède maintenant un large ensemble de spécifications qui lui permettent d'expliquer l'offre familiale de travail. Ces modèles sont représentés en fonction des contraintes qu'ils génèrent sur le graphique 2.

Les modèles non coopératifs ont également des propriétés très attractives en termes de testabilité et d'identification. En particulier, certaines éléments des préférences individuelles peuvent être retrouvés sous des hypothèses très générales et les questions de la non-participation au marché du travail se résolvent aisément. De tous les modèles que nous venons d'étudier, le modèle avec consommation publique est certainement le plus intéressant d'un point de vue théorique. D'abord, la substituabilité des loisirs au sens de Hicks-Allen peut être évaluée très facilement car elle coïncide avec la substituabilité stratégique. Ensuite, le fait que la condition d'agrégation des revenus hors travail soit requise implique qu'il ne faut pas poser des hypothèses irréalistes sur la distribution des revenus. Malheureusement, nos résultats empiriques semblent montrer qu'il s'ajuste mal aux données.

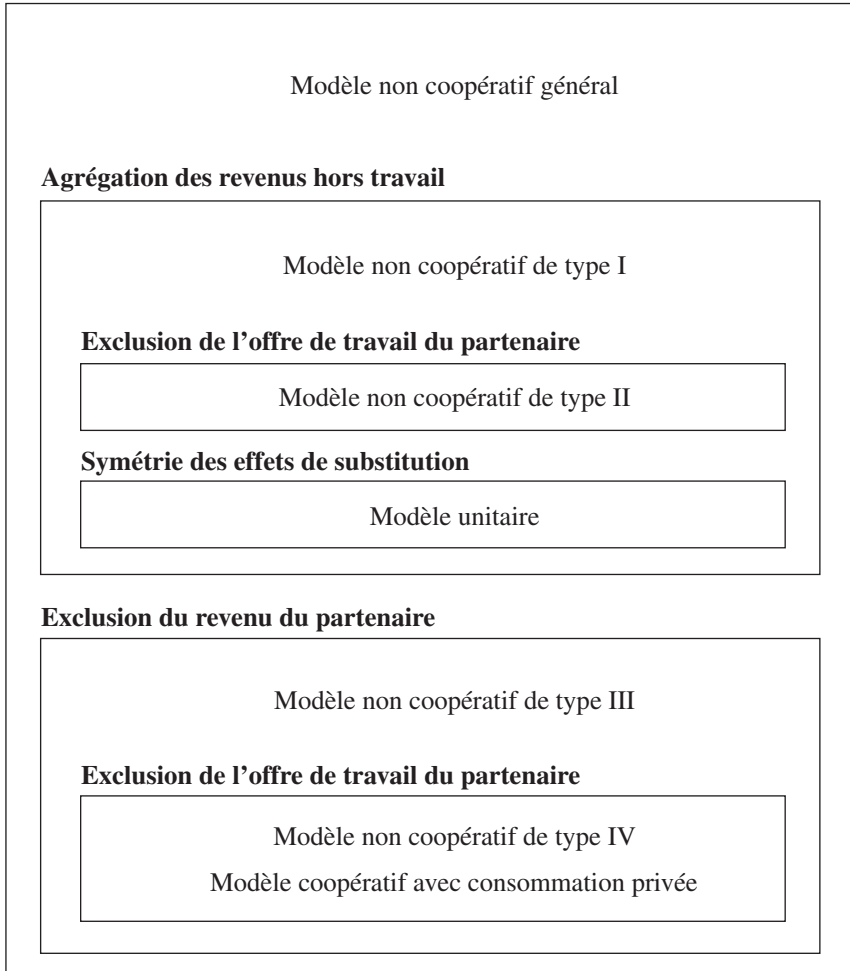
En fin de compte, le choix entre les modèles coopératifs et non coopératifs d'offre de travail est une question empirique. Une réponse est en principe possible puisque ces modèles engendrent tous les deux des contraintes qui peuvent être empiriquement testées. De plus, ils ne sont pas nécessairement concurrents. Tout d'abord, il est possible que le modèle non coopératif permette d'expliquer certaines situations particulières, tels que celle du jeune couple qui vient de se marier, ou celle du couple plus âgé sur le point de divorcer, pour lesquelles le modèle coopératif semble peu adapté. Ensuite, les modèles non coopératifs peuvent également servir de base à des modèles plus compliqués, tels que les modèles axiomatiques de négociation, dont nous avons parlé en introduction, ou les modèles de jeux répétés.

Une dernière conclusion qui apparaît dans cet article est que la notion de règle de partage a un champ d'application qui va bien au-delà des seuls modèles coopératifs. On constate effectivement dans tous les modèles qui précèdent que le processus de décision peut toujours être vu comme étant en deux étapes. La principale différence réside dans le fait que les dotations individuelles ne somment pas nécessairement sur le revenu hors travail.

GRAPHIQUE 2

SYNTHÈSE DES MODÈLES D'OFFRE FAMILIALE DE TRAVAIL

**Positivité des effets de substitution**



## ANNEXE A

## LISTE DES DÉMONSTRATIONS

A.1 *Démonstration de la proposition 1*

Les offres de travail ont la structure fonctionnelle donnée par (1) et (2). Nous pouvons écrire :  $h^I = r_I(w_p, y_p; h_p, y_J + w_J h_J)$ . Si nous dérivons ces expressions par rapport à  $y_p, y_J, w_I$  et  $w_J$ , nous obtenons :

$$h_{w_I}^I = \frac{\partial r_I}{\partial w_I} + \frac{\partial r_I}{\partial h_J} h_{w_I}^J + \frac{\partial r_I}{\partial \psi_J} w_J h_{w_I}^J,$$

$$h_{y_I}^I = \frac{\partial r_I}{\partial y_I} + \frac{\partial r_I}{\partial h_J} h_{y_I}^J + \frac{\partial r_I}{\partial \psi_J} w_J h_{y_I}^J,$$

$$h_{w_J}^I = \frac{\partial r_I}{\partial h_J} h_{w_J}^J + \frac{\partial r_I}{\partial \psi_J} (h_J + w_J h_{w_J}^J),$$

$$h_{y_J}^I = \frac{\partial r_I}{\partial h_J} h_{y_J}^J + \frac{\partial r_I}{\partial \psi_J} (1 + w_J h_{y_J}^J).$$

Sous les conditions de régularité données dans la proposition 1, la résolution de ce système d'équation par rapport aux dérivées des fonctions de réaction donne :

$$\frac{\partial r_I}{\partial h_J} = \frac{h_{w_J}^I - h_{y_J}^I h_J + w_J (h_{w_J}^I h_{y_J}^J - h_{y_J}^I h_{w_J}^J)}{h_{w_J}^J - h_{y_J}^J h_J},$$

$$\frac{\partial r_I}{\partial \psi_J} = \frac{h_{w_J}^J - h_{w_J}^I - h_{y_J}^J h_{y_J}^I}{h_{w_J}^J - h_{y_J}^J h_J},$$

$$\frac{\partial r_I}{\partial w_I} = h_{w_I}^I - h_{w_I}^J \Gamma_I,$$

$$\frac{\partial r_I}{\partial y_I} = h_{y_I}^I - h_{y_I}^J \Gamma_I.$$

La condition de positivité de Slutsky donne les conditions  $C_1$  et  $C_2$ . ■

A.2 *Démonstration de la proposition 2*

Les offres de travail ont la structure fonctionnelle donnée par (4) et (5). Si les préférences sont de type I, nous pouvons écrire :  $h_I = r_I(w_p, y_I + y_J + h_J w_J, h_J)$ . L'offre de travail ne dépend que de la somme des revenus hors travail. Cela donne

les conditions  $C_3$  et  $C_4$ . Si les préférences sont de type II, nous pouvons écrire :  $h_I = r_I(w_P, y_I + y_J + h_J w_J)$ . Si nous dérivons cette expression par rapport à  $y_I$  et  $w_J$ , nous obtenons :

$$h_{w_J}^I = \frac{\partial r_I}{\partial \Psi_I} (h^J + h_{w_J}^J w_J), \quad h_{y_I}^I = \frac{\partial r_I}{\partial \Psi_I} (1 + h_{y_I}^J w_J).$$

Cela donne les conditions  $C_5$  et  $C_6$ . ■

### A.3 Démonstration de la proposition 3

Les offres de travail ont la structure fonctionnelle donnée par (6) et (7). Si les préférences sont de type III, nous pouvons écrire :  $h_I = r_I(w_P, y_P, h_J)$ . Si nous dérivons cette expression par rapport à  $y_J$  et  $w_J$ , nous obtenons :

$$h_{y_J}^I = \frac{\partial r_I}{\partial h^J} h_{y_J}^J, \quad h_{w_J}^I = \frac{\partial r_I}{\partial h^J} h_{w_J}^J.$$

Cela donne les conditions  $C_7$  et  $C_8$ . Si les préférences sont de type IV, nous pouvons écrire :  $h_I = r_I(w_P, y_I)$ . D'où les conditions  $C_9$  et  $C_{10}$ . ■



## ANNEXE B

## ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE SALAIRE

TABLEAU 4

PARAMÈTRES ESTIMÉS DES ÉQUATIONS DE SALAIRE  
(Les écarts-types sont entre parenthèses)

	ÉCHANTILLON AVEC ENFANTS		ÉCHANTILLON SANS ENFANTS	
	Homme	Femme	Homme	Femme
Constante	-4,517 (3,745)	0,525 (3,287)	-8,755 (7,556)	-7,992 (9,310)
Primaire	2,142 (1,345)	0,703 (1,729)	1,996 (2,189)	1,811 (5,231)
Secondaire	4,932 (1,319)	2,544 (1,716)	5,107 (2,158)	4,559 (5,143)
Universitaire	0,997 (2,138)	-0,938 (2,189)	-1,456 (4,056)	-1,174 (6,214)
Âge/100	84,823 (17,129)	48,240 (13,911)	114,779 (34,615)	97,231 (36,807)
(Âge/100) <sup>2</sup>	-87,393 (20,086)	-55,389 (17,152)	-121,084 (38,953)	-117,539 (42,945)
Âge × Universitaire	23,048 (3,800)	25,619 (3,746)	27,537 (7,210)	30,870 (8,715)
Noir	-2,977 (0,482)	-1,168 (0,329)	-2,731 (1,248)	-1,977 (1,186)
Hispanique	-2,452 (0,434)	-1,936 (0,428)	-2,874 (1,109)	-1,806 (1,417)
Problèmes de santé	-1,036 (0,179)	-0,817 (0,140)	-1,499 (0,386)	-0,271 (0,422)
Taux de chômage	-0,276 (0,084)	-0,105 (0,061)	-0,442 (0,196)	-0,451 (0,234)
Taux d'urbanité	-0,450 (0,075)	-0,422 (0,061)	-0,377 (0,172)	-0,640 (0,204)

## BIBLIOGRAPHIE

- ASHWORTH, J. et D. T. ULPH (1981), « Household Models ». in C.V. BROWN (éd), *Taxation and Labour Supply*, Allen and Unwin, London.
- 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.
- BERGSTROM, T. C., L. E. BLUME et H. R. VARIAN (1986), « On the Private Provision of Public Goods », *Journal of Public Economics*, 29 : 25-49.
- 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 ». in C. Gouriéroux et C. MONTMARQUETTE (éds), *Économétrie Appliquée*, Paris, Economica.
- BOURGUIGNON, F. (1984), « Rationalité individuelle ou rationalité stratégique : le cas de l'offre familiale de travail », *Revue d'économie politique*, 1 : 177-161.
- BOURGUIGNON, F. et P.-A. CHIAPPORI (1992), « Collective Models of Household Behaviour: An Introduction », *European Economic Review*, 36 : 355-364.
- BROWNING, M. (2000), « The Saving Behaviour of a Two-person Household », *Scandinavian Journal of Economics*, 102 : 235-251.
- BROWNING, M. et V. LECHENE (2001), « Caring and Sharing : Tests between Alternative Models of Intra-household Allocation », manuscrit, University of Copenhagen.
- CARTER, M. R. et E. KATZ (1997), « Separate Sphere and the Conjugal Contract: Understanding the Impact of Gender-bias Development ». in L. HADDAD, J. HODDINOTT, H. ALDERMAN (éds), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries*, The John Hopkins University Press, Baltimore et Londres.
- CHEN, Z. et F. WOOLLEY (2001), « A Cournot-Nash Model of Family Decision Making », *Economic Journal*, 111 : 722-748.
- CHIAPPORI, P.-A. (1988), « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, 56 : 63-89.
- CHIAPPORI, P.-A. (1992), « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100 : 437-467.
- CHIAPPORI, P.-A., R. BLUNDELL et C. MEGHIR (2006), « Collective Labor Supply with Children », *Journal of Political Economy*, à paraître.
- CHIAPPORI, P.-A. et O. DONNI (2006), « Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- CHIAPPORI, P.-A. et I. EKELAND (2005), « The Micro-economics of Group Behavior – Identification », manuscrit, Columbia University.
- DONNI, O. (2004), « Collective Labor Supply and Public Consumption », manuscrit, Université du Québec à Montréal.
- FORTIN, B. et G. LACROIX (1997), « A Test of the Unitary and Collective Model of Labour Supply », *Economic Journal*, 107 : 933-955.

- GOURIÉROUX, C., J.-J. LAFFONT, A. MONFORT (1980), « Coherency Conditions in Simultaneous Equation Models with Endogenous Switching Regime », *Econometrica*, 48 : 675-695.
- HAUSMAN, J. A. (1980), « The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation », *Journal of Public Economics*, 14(2) : 161-194.
- 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 : 471-487.
- KOOREMAN, P. (1994), « Estimation of Econometric Models of Some Discrete Games », *Journal of Applied Econometrics*, 9 : 255-268.
- KOOREMAN, P. et A. KAPTEYN (1990), « On the Empirical Implementation of Some Game Theoretic Models of Household Labor Supply », *Journal of Human Resources*, 25 : 584-597.
- LECHENE, V. et I. PRESTON (2000), « Departures from Slutsky Symmetry in Non-cooperative Household Demand Models », working paper, Wadham College, Oxford.
- LEUTHOLD, J. H. (1968), « An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decisions of the Poor », *Journal of Human Resources*, 3 : 312-323.
- LUNDBERG, S. (1988), « Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach », *Review of Economics and Statistics*, 70 : 224-235.
- LUNDBERG, S. et R. A. POLLAK (1993), « Separate Sphere 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.
- UDRY, C. (1996), « Gender, Agricultural Production and the Theory of the Household », *Journal of Political Economy*, 104 : 1 010-1 046.
- ULPH, D. T. (2006), « Un modèle non coopératif de concommation des ménages », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- WARR, P. G. (1983), « The Private Provision of Public Goods is Independent of the Distribution of Income », *Economic Letters*, 13 : 207-211.