
Article

« La production domestique dans les modèles collectifs »

Benoît Rapoport, Catherine Sofer et Anne Solaz

L'Actualité économique, vol. 82, n° 1-2, 2006, p. 247-269.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/013471ar>

DOI: 10.7202/013471ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

LA PRODUCTION DOMESTIQUE DANS LES MODÈLES COLLECTIFS*

Benoît RAPOPORT

Catherine SOFER

TEAM

Université de Paris I

Anne SOLAZ

INED

RÉSUMÉ – Nous présentons ici des résultats nouveaux dans le cadre des modèles collectifs avec production domestique. Nous montrons que les résultats d'identification de la règle de partage obtenus dans Chiappori, Fortin et Lacroix (2002), à partir d'un modèle standard d'offre de travail, peuvent être étendus à un modèle avec production domestique, ce qui permet une définition plus satisfaisante du loisir. La méthode issue du résultat théorique de l'article nécessite uniquement l'observation des temps de travail domestique et marchand des deux membres adultes du ménage. Les estimations comparatives des modèles avec et sans production domestique, réalisées à partir de données françaises (enquête INSEE « Emplois du temps »), montrent que l'on obtient des résultats un peu différents, et surtout, plus robustes, pour le modèle dans lequel le temps de travail domestique est pris en compte.

ABSTRACT – This paper presents new general results in collective models with household production. We show that the identification of the sharing rule, obtained in Chiappori, Fortin and Lacroix (2002) using a standard labor supply model, can be extended to a model including household production, thus based upon a more satisfactory definition of leisure. The method derived from our theoretical results only implies that both market time and time devoted to household production by both members of the household are observed in the data. Comparing the results obtained with and without domestic time, using French data of the INSEE survey “Emplois du temps”, show that slightly different, and more robust results are obtained when including household production.

* Les auteurs tiennent à remercier particulièrement Olivier Donni qui, par ses critiques, suggestions et commentaires, a fortement contribué à l'amélioration de l'article. Nous remercions également Guy Lacroix, Olivia Ekert, Nathalie Picard, ainsi que tous les participants au séminaire « modèles collectifs » de la MSE. Il va de soi que les éventuelles erreurs et omissions que le texte pourrait contenir relèvent de notre seule responsabilité.

INTRODUCTION

Cet article a pour objectif de présenter un certain nombre de résultats nouveaux dans le domaine des modèles collectifs (Chiappori, 1988, 1992, 1997; Apps et Rees, 1988; Bourguignon et Chiappori, 1992; Browning *et al.*, 1994; Browning et Chiappori, 1998), avec production domestique. Le calcul de la règle de partage à partir de l'estimation de l'offre de travail des conjoints se fonde sur une définition du « loisir » tout à fait insatisfaisante, qui suppose que celui-ci s'identifie au temps passé hors marché du travail (*cf.* Clark, Couprie et Sofer, 2004). Or, une partie (souvent très importante) du temps ainsi intégré au loisir est consacré en réalité à la production domestique. Cette production peut être échangée (éventuellement contre du revenu monétaire) et partagée entre les conjoints. Dans le contexte des modèles collectifs, Chiappori (1997), de même qu'Apps et Rees (1997) montrent bien que l'allocation du temps entre travail marchand et travail domestique intervient dans le partage du revenu. Apps et Rees (1997) en fournissent une démonstration, et Apps et Rees (1996) proposent une première tentative d'estimation d'un modèle collectif intégrant la production domestique.

L'approche standard (Fortin et Lacroix, 1997; Moreau 2000; Blundell *et al.*, 1998; Moreau et Donni, 2002), identifie un plus faible nombre d'heures de travail marchand de la femme à une plus grande part du revenu du ménage (par l'intermédiaire d'une plus grande durée du « loisir ») dans la règle de partage correspondante. Mais, en réalité, les enquêtes de budget-temps montrent bien qu'une grande partie de ce temps de « loisir » est utilisée à produire des biens domestiques qui seront ensuite consommés ou échangés contre du revenu monétaire, de sorte que la durée réelle du loisir en est fortement réduite. Goldschmidt-Clermont et Pagnossin-Aligakis (1995), par exemple, à partir de données portant sur 14 pays, montrent que plus de 50 % du temps de travail total est consacré au travail domestique en moyenne. La production domestique représente 60 à 80 % du temps total de travail pour les femmes et seulement 30 à 40 % de ce même total pour les hommes.

Dans la mesure où toutes les enquêtes (quel que soit le pays considéré) montrent que la répartition entre hommes et femmes du travail domestique est loin d'être égalitaire, l'«oubli» du travail domestique est susceptible d'introduire un biais considérable dans l'évaluation du pouvoir de négociation de chacun qu'est censée refléter la règle de partage.

Les tentatives d'introduction du travail domestique dans les modèles collectifs étaient jusqu'à présent soit essentiellement théoriques (Apps et Rees, 1997; Chiappori, 1997), soit essentiellement empiriques, mais sans estimation de la règle de partage proprement dite (Apps et Rees, 1996; Aronsson, Daufeldt et Wikström, 2001). Nous présentons ci-dessous un modèle théorique original qui permet une estimation empirique simple de la règle de partage sous l'hypothèse que les biens domestiques sont échangeables. Après avoir montré que, dans ce cadre, la modélisation adoptée par Chiappori (1997) se fonde sur des hypothèses restrictives et insatisfaisantes d'un point de vue empirique, nous proposons des

hypothèses plus générales permettant l'identification de la règle de partage. Pour cela, nous développons l'approche utilisée dans Chiappori, Fortin et Lacroix (2002), en ajoutant au modèle la production domestique. Les premiers travaux intégrant la production domestique traitaient d'un seul bien domestique agrégé et, le plus souvent, d'une production domestique à rendements d'échelle constants. On montrera ici que la règle de partage peut être retrouvée pour toute technologie de production domestique à rendements décroissants. Ses dérivées partielles peuvent dans ce cas être estimées d'une manière simple, similaire à celle utilisée dans le cas du seul travail marchand. Nous proposerons ensuite une comparaison des résultats obtenus à partir d'estimations réalisées en excluant, puis en incluant la production domestique. Dans le premier cas, le travail domestique est considéré, comme dans les modèles traditionnels, comme du « pur » loisir. La différence entre les résultats obtenus dans les deux cas montre la nature et l'ampleur de l'erreur résultant de l'omission de la production domestique.

L'article est organisé comme suit : le modèle collectif standard avec production domestique (Apps et Rees, 1997; Chiappori, 1997) sera présenté dans une première partie, ainsi que les résultats de l'utilisation de facteurs de distribution dans l'estimation de la règle de partage (Chiappori, Fortin, Lacroix, 2002). L'extension de ces modèles, ainsi que les principaux résultats empiriques obtenus, feront l'objet de la deuxième partie.

1. LE MODÈLE COLLECTIF AVEC PRODUCTION DOMESTIQUE : RAPPELS

La production domestique a été introduite dans les modèles collectifs par Apps et Rees (1997) et Chiappori (1997). L'hypothèse de Pareto-efficacité s'étend dans ce cas aux choix réalisés en matière de production interne et le processus de décision du ménage peut se décrire en le décomposant de la façon suivante : les conjoints se mettent d'accord sur un plan de production efficient, couplé avec une répartition donnée de l'ensemble des ressources (internes et externes). Chaque membre du ménage choisit alors sa consommation (et son loisir) sous sa contrainte individuelle de budget. Ces modèles introduisaient la production domestique sous la forme d'une technologie fournissant un seul bien domestique agrégé. Nos résultats, plus généraux, peuvent s'appliquer à la production d'un vecteur de biens domestiques et c'est dans ce cadre que nous présenterons le modèle.

On considère un ménage composé de deux individus ($i = f, m$). Chacun est pourvu d'une fonction d'utilité qui dépend du temps de loisir (exclusif et observé), L_i , de la consommation d'un bien composite hicksien (non observé), C_i , dont le prix est normalisé à 1. L'utilité dépend de plus d'un vecteur de biens domestiques, Y .

L'utilité de chaque membre du ménage s'écrit donc :

$$u_i = u_i(L_i, C_i, Y_i; z)$$

où Y_i désigne le vecteur de consommation de biens domestiques du membre i du ménage et z est un N-vecteur représentant l'hétérogénéité individuelle dans la

fonction d'utilité (par exemple l'éducation ou le nombre d'enfants). Notons que les variables du vecteur z sont susceptibles d'influencer également la production domestique.

Nous supposons que la fonction de production du k^{e} bien domestique peut s'écrire¹ :

$$Y^k = g^k(t_f^k, t_m^k; z), k = 1, \dots, K$$

où $t_i^k (i = f, m)$ représente le temps du i^{e} membre du ménage consacré à la production du bien domestique k . Le travail (de chaque membre du ménage) est donc le seul facteur de production dans la production domestique.

Soit T le temps total disponible, y les revenus hors travail du ménage, et w_f et w_m le taux de salaire de f et m respectivement.

Dans un modèle collectif avec production domestique, le processus de décision Pareto-efficient suppose que les membres du ménage se mettent d'accord, d'une part, sur un plan de production efficace, et, d'autre part, sur une allocation des ressources totales (Chiappori, 1997). Dans une première étape, le ménage détermine donc l'allocation optimale du temps de chacun de ses membres dans la production domestique, à partir de la maximisation du « profit » ou de la valeur nette de la production domestique. Ce profit est alors ajouté aux autres flux de revenu. Dans une seconde étape, la consommation est décentralisée une fois réalisé le choix approprié des parts $\Phi_i (i = f, m)$ attribuées à chacun du revenu complet. Formellement, si on suppose que les fonctions de production domestique sont à rendements décroissants, le problème général de maximisation (P1) s'écrit :

$$\max_{t_f, t_m} \Pi = \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y} - w_f t_f - w_m t_m \quad (1)$$

où \mathbf{p} est le vecteur-prix (hédonique) des biens domestiques. Le terme $\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}$ représente le produit scalaire $\sum_k p_k Y_k$ et t_i est le temps total consacré à la production domestique par le membre i du ménage : $t_i = \sum_k t_i^k$.

Dans le cas le plus général, le vecteur des prix \mathbf{p} est endogène et variable de ménage à ménage (Gronau, 1973; Becker, 1981). Nous nous placerons ici, et dans toute la suite de l'article, dans le cas où les biens produits domestiquement sont échangeables et donc où le vecteur-prix est exogène et identique pour tous les ménages. Le cas des biens non échangeables est traité dans Rapoport et Sofer (2004).

1. Pour simplifier les notations, on suppose que le vecteur représentant l'hétérogénéité individuelle est le même dans la fonction de production domestique et dans les préférences.

L'individu i maximise :

$$\max_{C_i, L_i, Y_i} u_i(C_i, L_i, Y_i; z)$$

sous les contraintes

$$C_i + p \cdot Y_i + L_i w_i \leq \Phi_i,$$

$$L_i + l_i + t_i = T, \quad i = f, m,$$

où Φ_i représente la partie du revenu complet² allouée à i , avec :

$$\Phi = \Phi_f + \Phi_m = (w_f + w_m) T + y + \Pi. \quad (2)$$

On déduit du modèle, en particulier, les fonctions d'offre de travail, marchand et domestique, de chaque conjoint, qui sont des fonctions des salaires, des revenus exogènes (pour l'offre de travail marchand) et des prix des biens domestiques.

La fonction $\Phi_i(w_f, w_m, p, y; z)$ avec $i = f, m$, est appelée « règle de partage » puisqu'elle détermine les parts du revenu du ménage complet qui vont être allouées à chacun de ses membres.

Dans Apps et Rees (1997), de même que dans Chiappori (1997), le revenu exogène, y , est individualisé au sein du ménage, de sorte que $\Phi_i = \Phi_i(w_f, w_m, p, y_f, y_m; z)$, avec³ $y_f + y_m = y$. Ils montrent alors qu'il est possible d'identifier la règle de partage sous un certain nombre d'hypothèses. Tous les auteurs se placent sous l'hypothèse de la production domestique d'un seul bien agrégé Y , de prix p . Ils supposent également que le partage du revenu complet, Φ_i , n'est fonction que des salaires et des revenus exogènes : $\Phi_i(w_f, w_m, y_f, y_m; z)$. En d'autre termes, ni le prix des biens domestiques, ni les caractéristiques techniques de la production domestique (par exemple un écart de productivité entre conjoints) ne sont susceptibles d'influencer directement le partage du revenu complet. Chiappori (1997) montre alors qu'avec une production domestique à *rendements constants* et des revenus exogènes, comme on l'a vu, individualisables, la règle de partage peut être identifiée à une constante additive près, dès lors que le bien domestique est « échangeable », c'est à dire qu'une quantité quelconque du bien peut-être achetée ou vendue sur le marché au prix p ⁴.

Remarquons tout d'abord que, en réalité, le résultat démontré dans ce cadre par Chiappori (1997) correspond en fait à un cas très particulier : si le bien domestique agrégé, comme le modèle en fait l'hypothèse, est produit à rendements

2. Full income

3. Dans ce cas, les revenus exogènes individualisés jouent le rôle d'un facteur de distribution (*cf.* ci-dessous).

4. Dans le cas où le bien n'est pas « échangeable », Apps et Rees (1997) montrent qu'on ne peut pas identifier la règle de partage (à une constante près) sans hypothèses supplémentaires, mais que cela est possible si la fonction de production domestique est linéaire homogène, tandis que Chiappori (1997) montre qu'avec une fonction de production domestique à rendements constants, on peut identifier la règle de partage à une fonction des deux salaires, $f(w_f, w_m)$, près.

d'échelle constants, alors son coût marginal de production, c , est constant. Avec un prix p du même bien domestique fixé de façon exogène sur un marché, les seules solutions sont des solutions en coin. C'est-à-dire que, soit la production domestique du ménage est nulle, soit elle est indéterminée, soit l'un des membres du ménage au moins s'y spécialise entièrement (cas $p < c$, $p = c$ et $p > c$, respectivement).

Le cas d'égalité n'étant susceptible de se produire de façon plausible que pour une minorité de ménages, on voit que la configuration à laquelle conduisent les hypothèses et le résultat de Chiappori (1997) ne correspond guère à l'observation empirique : en dehors d'une très petite minorité de ménages où, éventuellement, les deux conjoints participent à la fois aux activités marchandes et non marchandes ($p = c$), soit le travail domestique est inexistant (premier cas), soit le travail marchand est inexistant (deuxième cas). Or, on l'a vu, la réalité empirique est tout autre : dans tous les ménages, les deux conjoints participent aux activités domestiques et, dans la plupart des cas, les deux conjoints participent également aux activités marchandes. Cela implique de renoncer à considérer un seul bien domestique agrégé produit par une fonction à rendements d'échelle constants, en tout cas sous l'hypothèse de biens domestiques échangeables.

Nous allons maintenant montrer que l'on peut élargir très largement les conditions d'identification de la règle de partage et, de plus, que l'on peut réaliser les estimations correspondantes en utilisant des méthodes relativement simples, très similaires à celles élaborées pour les modèles sans production domestique.

2. LE MODÈLE COLLECTIF AVEC PRODUCTION DOMESTIQUE : NOUVEAUX RÉSULTATS

On se placera dans le cas où le revenu exogène, y , n'est pas nécessairement individualisable⁵.

Soit $(\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_f$, $(\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_m$, une imputation (non observée) de la valeur du produit domestique à chacun des deux membres du ménage⁶, telle que :

$$(\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_f + (\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_m = \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}. \quad (3)$$

Alors, pour toute allocation de la valeur de la production domestique satisfaisant l'équation (3), la maximisation de (P1) est équivalente au programme (P2). Dans une première étape, le ménage maximise :

5. Dans les données d'enquête, le plus souvent, on dispose généralement soit d'information sur le revenu exogène perçu par le ménage, mais non pas individuellement par chacun de ses membres, soit de revenus individualisés, mais, dans ce cas, bien souvent, le montant de ces revenus n'est pas fiable. Il est d'ailleurs très difficile d'individualiser les revenus exogènes des ménages en France, surtout ceux des couples mariés. Notons toutefois l'exception du *British Household Panel Survey* britannique qui fournit l'information sur des revenus exogènes individualisés.

6. On peut montrer (*cf.* Rapoport et Sofer, 2004) que cette imputation est formellement équivalente à un partage du profit entre les conjoints.

$$\max_{t_f, t_m} \Pi = \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y} - w_f t_f - w_m t_m$$

L'individu i maximise ensuite :

$$\max_{C_i, L_i, Y_i} u_i(C_i, L_i, Y_i; z)$$

sous la contrainte :

$$C_i + \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}_i \leq w_i l_i + (\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_i + \varphi_i \quad (4)$$

où φ_i vérifie :

$$\varphi_f + \varphi_m = y.$$

Le paramètre φ_i est une fonction de $(w_f, w_m, \mathbf{p}, y, s; z)$, dont toutes les variables, à l'exception de s , ont été définies précédemment, et s est un L-vecteur de facteurs de distribution. Les facteurs de distribution (Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002; Clark, Couprie et Sofer, 2004) sont les analogues des variables environnementales extrafamiliales que l'on trouve dans les modèles avec solution de Nash (Manser et Brown, 1980; McElroy et Horney, 1981; Lundberg et Pollak, 1993, 1996). Ces facteurs n'ont pas d'impact sur les préférences individuelles, ou les prix relatifs, mais influencent la répartition des pouvoirs de négociation entre les différents protagonistes. C'est le cas, par exemple, de la législation sur le divorce, qui a tendance à être plus favorable à la femme si le régime matrimonial de la communauté des biens (le plus courant en France) s'applique : dans ce cas, elle peut espérer obtenir une plus grande part des richesses du ménage. Le taux de masculinité (nombre d'hommes sur nombre de femmes dans un segment du marché du mariage), généralement appelé *sex ratio*, joue le même rôle, en supposant qu'il représente les opportunités externes sur le marché du mariage en cas de divorce.

La fonction φ_i peut être considérée comme une généralisation de la règle de partage φ du revenu exogène du modèle comportant seulement consommation de bien marchand et loisir (*cf.* Chiappori, Fortin, Lacroix 2002). Elle décrit la manière dont le revenu hors travail (marchand et domestique) est réparti entre les conjoints, comme une fonction des salaires, du revenu hors travail, des caractéristiques individuelles et des facteurs de distribution.

Notons que la contrainte (3) peut maintenant s'écrire :

$$C_i + \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}_i \leq w_i(l_i + t_i) + \Pi_i + \varphi_i \quad (3')$$

où $\Pi_i = (\mathbf{p} \cdot \mathbf{Y})_i - w_i t_i$, ($i = m, f$), est la part du profit allouée à chacun (non observée) qui est déduite du partage correspondant de la valeur de la production domestique.

Nous allons maintenant étudier les conditions d'identification de la règle de partage.

Posons

$$\psi_i(w_f, w_m, \mathbf{p}, y, s; z) = \Pi_i(w_f, w_m, \mathbf{p}, y, s; z) + \varphi_i(w_f, w_m, \mathbf{p}, y, s; z) \quad (5)$$

Notons que le vecteur-prix \mathbf{p} , identique ici pour tous les ménages, s'assimile de ce fait à une constante et peut être omis de la liste des variables.

Si nous notons $X_i = C_i + \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}_i$, la contrainte (3') se ramène à⁷ :

$$X_i \leq w_i(l_i + t_i) + \psi_i. \quad (3'')$$

On peut constater une similarité formelle avec le programme correspondant du modèle standard, qui comporte seulement la consommation de biens marchands, à deux différences près :

- le temps passé sur le marché du travail est remplacé par le temps total de travail (travail marchand plus travail domestique),
- le revenu « exogène », ψ_i , qui correspond plutôt ici à un revenu « hors travail marchand », puisqu'il est la somme du revenu exogène et du profit tiré de la production domestique, est maintenant la somme de deux composantes, φ_i et Π_i , chacune elle-même fonction des variables d'intérêt du modèle.

La similarité n'est pas seulement formelle :

Proposition 1. Supposons satisfaites les conditions de régularité habituelles pour les fonctions d'utilité et de production. Alors, si les biens domestiques sont échangeables, si la production domestique de chaque bien se fait à rendements décroissants, si l'allocation du temps entre travail domestique, travail marchand et loisir est observable et s'il existe au moins un facteur de distribution, alors la règle de partage peut être identifiée à une constante près.

Ce résultat étend à K biens domestiques et à une fonction de production quelconque (à rendements décroissants) le résultat de Chiappori (1997), qui était obtenu pour un bien domestique agrégé et une fonction de production domestique à rendements constants. Notons également que, contrairement à ce dernier, toutes les configurations de participation aux activités marchandes et non marchandes de la part des deux conjoints sont admissibles.

Démonstration :

Posons $\psi = \psi_f$. On a donc : $\psi_m = \Pi + y - \psi$. Les demandes marshalliennes de loisir peuvent s'écrire :

$$h^f = L^f(w_f, \psi(w_f, w_m, y, s; z), z) \quad (6)$$

$$h^m = L^m(w_m, \Pi(w_f, w_m, z) + y - \psi(w_f, w_m, y, s; z), z) \quad (6')$$

7. On peut remarquer que si les biens marchands et les biens domestiques sont des substituts parfaits dans l'utilité, $C + \mathbf{p} \cdot \mathbf{Y}$ peut être considéré comme un seul bien composite hicksien.

Différentiant (6) et (6'), on obtient

$$\frac{\partial h^f}{\partial w_m} = \frac{\partial L^f}{\partial \psi} \frac{\partial \psi}{\partial w_m}, \quad (7)$$

$$\frac{\partial h^m}{\partial w_f} = \frac{\partial L^m}{\partial \psi_m} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial w_f} - \frac{\partial \psi}{\partial w_f} \right), \quad (7')$$

$$\frac{\partial h^f}{\partial w_f} = \frac{\partial L^f}{\partial w^f} + \frac{\partial L^f}{\partial \psi} \frac{\partial \psi}{\partial w_f}, \quad (8)$$

$$\frac{\partial h^m}{\partial w_m} = \frac{\partial L^m}{\partial w^m} + \frac{\partial L^m}{\partial \psi_m} \left(\frac{\partial \Pi}{\partial w_m} - \frac{\partial \psi}{\partial w_m} \right), \quad (8')$$

$$\frac{\partial h^f}{\partial y} = \frac{\partial L^f}{\partial \psi} \frac{\partial \psi}{\partial y}, \quad (9)$$

$$\frac{\partial h^m}{\partial y} = \frac{\partial L^m}{\partial \psi_m} \left(1 - \frac{\partial \psi}{\partial y} \right), \quad (9')$$

$$\frac{\partial h^f}{\partial s_l} = \frac{\partial L^f}{\partial \psi} \frac{\partial \psi}{\partial s_l}, \quad (10)$$

$$\frac{\partial h^m}{\partial s_l} = \frac{\partial L^m}{\partial \psi_m} \left(- \frac{\partial \psi}{\partial s_l} \right) \quad (10')$$

où s_l est un élément quelconque du vecteur s .

En définissant : $A = \frac{h^f_{w_m}}{h^f_y}$, $B = \frac{h^m_{w_f}}{h^m_y}$, $C_l = \frac{h^f_{s_l}}{h^f_y}$, $D_l = \frac{h^m_{s_l}}{h^m_y}$, en supposant tout d'abord qu'il existe un seul facteur de distribution et en supprimant l'indice l pour simplifier la notation, les dérivées partielles de la règle de partage relativement aux salaires, au revenu hors travail et au facteur de distribution s'écrivent⁸ (*cf.* Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002) :

8. Même si cela n'est pas explicité (par souci de simplicité), nous supposons que les dénominateurs des différentes fractions sont différents de zéro.

$$\partial\psi / \partial y = \frac{D}{D-C}; \partial\psi / \partial s = \frac{CD}{D-C}; \partial\psi / \partial w_f = \frac{AD}{D-C}.$$

On peut prolonger cette démonstration dans le cas d'un modèle avec production domestique : en effet, à partir du lemme d'Hotelling, on obtient : $\frac{\partial\Pi}{\partial w_f} = -t_f$, et donc $\partial\psi / \partial w_f$ est donnée par :

$$\partial\psi / \partial w_f = \frac{BC}{D-C} - t_f.$$

Notons que t_f , par hypothèse, est observé dans les données. Avec $\psi_m = \Pi + y - \psi$, correspondant à la partie du revenu « hors travail marchand » allouée à l'homme, on obtient également :

$$\partial\psi_m / \partial y = 1 - \partial\psi / \partial y; \partial\psi_m / \partial s = -\partial\psi / \partial s; \partial\psi_m / \partial w_f = \frac{BC}{C-D},$$

$$\partial\psi_m / \partial w_m = \frac{AD}{C-D} - t_m.$$

Le même résultat est obtenu avec plusieurs facteurs de distribution, ce qui fournit un test du modèle par :

$$\frac{D_l}{C_l} = \frac{D_1}{C_1}, \text{ pour } l = 2, \dots, L.$$

Les résultats ci-dessus appellent quelques remarques :

Remarque 1 : Notons qu'il n'est pas nécessaire de définir précisément (*ni a fortiori* d'observer) Π_i . Le résultat ci-dessus est valide dans le cas général où la contribution de chaque membre du ménage au profit lié à la production domestique ne peut pas être individualisée. Lorsque le temps de travail, qu'il soit effectué sur le marché ou consacré à la production domestique, est évalué à son coût d'opportunité marchand, ψ_i peut être considéré comme le revenu « hors travail marchand » alloué à chaque membre, lors du partage de ce revenu. Il est constitué de la somme du revenu exogène et du surplus produit (le profit), surplus généré par la production domestique par rapport au coût d'opportunité marchand.

Remarque 2 : Identifier la « règle de partage » ψ_i au sens défini ci-dessus ne nécessite aucune information ni aucune hypothèse spécifique relatives à la technologie de production domestique. La seule information indispensable est celle du temps de travail total⁹ consacré par chacun des conjoints à chaque type de travail (marchand et domestique).

9. En particulier, il n'est pas utile, ni de définir les K biens domestiques produits, ni de connaître la décomposition du travail domestique de chaque conjoint activité par activité.

Bien que l'identification de ψ puisse révéler des informations sur le « pouvoir de négociation » de chaque conjoint dans la famille, on souhaiterait pouvoir vérifier si, dans les composantes de ce pouvoir, interviennent uniquement les variables personnelles liées à l'efficacité sur le marché du travail ou aux revenus marchands, ce qui est l'hypothèse faite habituellement, ou si pèse également la productivité dans la production domestique. Cette question peut être explorée plus avant dans le cas particulier où la contribution de chacun au profit de la production domestique peut être individualisée.

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

L'inclusion du travail domestique, nécessaire sur le plan théorique pour les raisons mentionnées plus haut, modifie-t-elle substantiellement les résultats empiriques? Nous allons voir que les estimations de la règle de partage qui font intervenir la production domestique donnent des résultats différents, moins peut-être ici par les valeurs trouvées que par leur robustesse. Nous allons donc présenter une comparaison des estimations obtenues à partir des mêmes données, selon qu'on exclut ou que l'on inclut la production domestique.

3.1 *Les données*

Les données utilisées sont celles de l'Enquête Emplois du temps, réalisée par l'INSEE en 1998-1999, qui fournit de façon détaillée l'allocation du temps consacré par chaque membre du ménage aux diverses activités. Les estimations sont réalisées sur le sous-échantillon des ménages dont les deux conjoints travaillent sur le marché du travail, pour éviter les problèmes d'équilibre en coin.

L'enquête française Emplois du temps vise à mesurer les activités journalières de la façon la plus précise possible. Elle a été conduite par vagues successives durant une année, de manière à éliminer les effets de saisonnalité. Le jour de l'enquête, les répondants listent leurs activités, en indiquant le temps total passé à chacune sur la base d'un découpage du temps de dix minutes en dix minutes. Si plusieurs activités sont réalisées en même temps, deux d'entre elles sont recensées, l'une comme activité principale, l'autre comme activité secondaire. Tous les individus du ménage âgés de 15 ans et plus sont interrogés.

L'enquête comporte :

- une base de 8 186 ménages, dont 7 460 sont renseignés de façon complète (c'est-à-dire pour lesquels tous les membres du ménage ont rempli le carnet des activités journalières et le questionnaire individuel),
- une base de 20 370 individus, 16 442 ont au moins 15 ans,
- une base d'activités, contenant une information par ligne remplie du carnet, qui comporte 316 097 observations. 144 différents types d'activités sont recensés.

Notre échantillon comporte exclusivement des couples (mariés ou cohabitants) dans lesquels les deux partenaires travaillent sur le marché (c'est-à-dire déclarent

une activité rémunérée). Tous deux doivent avoir rempli le carnet d'activités du questionnaire le même jour. Notre échantillon complet comporte 1 414 couples ou encore 2 818 individus. Sachant que les activités secondaires ne sont que rarement mentionnées dans le carnet, nous avons restreint notre analyse à l'activité principale.

3.2 Spécification économétrique et variables utilisées

Les demandes de loisir¹⁰ (ou plutôt ici, de façon symétrique, les offres de travail des deux conjoints) doivent être estimées simultanément pour permettre de calculer les dérivées de la règle de partage par rapport aux différentes variables d'intérêt.

3.2.1 Les équations d'offre de travail

Nous avons estimé l'offre de travail des conjoints à partir de la méthode des moments généralisés (GMM). Les GMM fournissent des estimateurs efficients des paramètres pour des systèmes d'équations simultanées avec deux avantages principaux : d'une part, ils permettent de prendre en compte la corrélation possible des termes d'erreur entre les offres des deux conjoints; d'autre part, la méthode permet de calculer des estimateurs efficients, même en cas d'hétéroscédasticité de forme inconnue (ce qui n'est pas le cas des triples moindre carrés, par exemple).

Nous réalisons les estimations en utilisant deux mesures différentes du temps de travail pour la variable dépendante :

- 1) L'offre de travail traditionnelle : le temps de travail sur le marché mesuré en heures, calculé à partir du carnet d'activités (modèle 1). Il s'agit du temps passé à son travail sur le marché par l'individu le jour correspondant à l'enquête. Pour les individus enquêtés un jour de travail, on considère généralement cette mesure comme un indicateur fiable du temps de travail réel moyen¹¹ (*cf.* Robinson *et al.*, 2001).
- 2) L'offre de travail totale, qui est la somme du temps passé sur le marché et du temps consacré à la production domestique, calculée également à partir du carnet d'activités (modèle 2).

Le modèle 1 fait implicitement l'hypothèse que tout le temps passé hors du marché du travail correspond à du loisir, alors que le modèle 2 mesure également comme du travail le temps passé au travail domestique, conformément au modèle théorique développé dans la section 2.

10. Ce sont ici en réalité les offres de travail total (marchand ou marchand et domestique selon le modèle considéré) des deux conjoints qui sont estimées simultanément. Elles s'obtiennent immédiatement par soustraction de la demande de loisir à la durée totale de la période considérée (24 heures).

11. Nous avons également fait des estimations à partir du nombre annuel d'heures de travail obtenues à partir du questionnaire individuel et non du carnet, c'est-à-dire en se basant sur les déclarations concernant le temps de travail hebdomadaire et le total des congés annuels. Les résultats, que nous ne rapportons pas ici, sont proches de ceux obtenus à partir du modèle 1.

Comme la durée de chacun des deux types de travail (marchand et domestique), obtenue à partir du carnet d'activité, varie selon le jour d'observation (semaine ou week-end), nous avons ajouté une variable dichotomique (semaine/week-end) pour les différencier¹². Les estimations apparaissent en annexe dans le tableau A2. Notons que les ménages sont interviewés au hasard pendant la semaine ou le week-end.

Comparons maintenant les résultats obtenus pour les équations d'offre de travail selon que le travail domestique est considéré comme du loisir (modèle 1) ou comme du travail (modèle 2).

Comme les caractéristiques inobservées expliquant l'offre de travail peuvent également être corrélées avec les salaires et les revenus exogènes, nous instrumentons ces deux variables en utilisant le niveau d'éducation, un polynôme d'ordre quatre de l'âge et d'ordre deux du diplôme, le statut d'indépendant (variable binaire), le statut d'appartenance au secteur public, le pays d'origine de l'individu (né Français ou non) et le fait de vivre dans un village. Les tests de Hansen ne rejettent pas la validité des instruments ni les restrictions de suridentification. Nous avons aussi introduit, parmi les variables explicatives, des variables susceptibles d'avoir un effet sur le temps domestique (outre le nombre d'enfants) : la taille du logement et le fait d'habiter dans une maison individuelle. Nous avons fait le choix de ne pas instrumentaliser le nombre d'enfants : les estimateurs sont robustes relativement à ce choix.

Nous ne commenterons ici que très brièvement les résultats obtenus pour les offres de travail. Nous nous contenterons de deux remarques : tout d'abord, nous ne trouvons aucune preuve d'une corrélation entre le nombre d'enfants et le nombre d'heures travaillées pour les couples biactifs. Notons également que nous trouvons un effet plus faible du salaire sur le travail total (incluant le travail marchand et domestique) que sur le travail marchand seul.

Le facteur de distribution retenu est le *sex ratio*. Celui-ci est calculé au niveau du département à partir des statistiques nationales (INSEE) de 1999. Il s'agit du nombre d'hommes de la tranche d'âge X divisé par la population totale de la même tranche d'âge. Une description détaillée des variables utilisées apparaît en annexe dans le tableau A1.

3.3 Comparaison des résultats avec et sans production domestique

Le tableau 1 ci-dessous fait apparaître les dérivées partielles de la règle de partage ainsi que les écarts-types associés¹³. Les valeurs obtenues correspondent à la variation du montant de revenu (hors travail marchand) auquel la femme peut

12. Le jour d'observation pourrait également avoir un impact sur les coefficients obtenus, mais nous avons choisi cette méthode car nous n'avons qu'une catégorie d'observation pour un ménage, soit en semaine, soit le week-end.

13. Les dérivées de la règle de partage sont calculées au point moyen de l'échantillon.

prétendre à la suite de la modification de la valeur des quatre variables que sont le salaire de l'homme, son propre salaire, le revenu exogène et le *sex ratio*. Le contenu du revenu hors travail marchand varie selon le modèle considéré : il comprend le profit tiré de la production domestique dans le modèle 2, alors qu'un tel profit est exclu par définition du modèle 1. Les résultats des estimations des offres de travail sont donnés en annexe, tableau A2.

TABLEAU 1
ESTIMATION DE LA RÈGLE DE PARTAGE (EFFETS MARGINAUX)

	Modèle 1 Sans production domestique	Modèle 2 Avec production domestique
w_f	0,016 (0,017)	0,022 (0,021)
w_h	-0,0005 (0,014)	0,009 (0,015)
Revenus hors travail	0,567 (0,365)	0,622** (0,297)
Taux de masculinité	12,077 (8,101)	13,530* (7,675)

NOTE : **, * significatif au niveau respectif de 5 %, et 10 %

Entre parenthèses figurent les écarts types.

On voit, d'après le tableau 1, que les résultats diffèrent selon que l'on inclut ou que l'on exclut le travail domestique, même si cette différence semble peu marquée dans les valeurs trouvées. Assimiler le travail domestique au « loisir » pourrait donc bien introduire un biais dans les estimations. Surtout, les résultats obtenus sont plus robustes lorsque le travail domestique est pris en compte. On trouve un effet positif un peu plus fort (mais non significatif) du salaire de la femme sur sa part du revenu hors travail marchand avec le modèle 2 qu'avec le modèle 1, ce qui correspond bien à ce qu'on pouvait attendre (le pouvoir de négociation de la femme s'accroît avec son salaire). Deux variables ont un effet significatif : le montant obtenu par la femme si le revenu hors travail marchand augmente de 1 franc (ou de 1 euro) est de 62 centimes (significativement différent de 0) d'après le modèle 2, alors que la valeur trouvée pour le modèle 1 est un peu plus faible et non significative. Bien qu'elle consomme moins de loisir dans le modèle 2 (y compris en termes relatifs, en comparant avec son conjoint), on ne

constate donc pas, au contraire, une baisse du pouvoir de la femme, celui-ci étant mesuré par sa capacité à capturer une part plus importante du revenu supplémentaire. Cela tient peut-être à ce que, même si son loisir diminue dans le modèle 2 par rapport au modèle 1, sa contribution au budget du ménage y est sensiblement plus forte.

D'autre part, un accroissement de 1 % du taux de masculinité provoque une augmentation de son montant de revenu mensuel de 135,30 FF ou environ 20 euros. C'est plus que pour le modèle 1 (120 FF), avec dans ce dernier cas, un résultat non significatif. Nous trouvons donc un impact du facteur de distribution, représentant l'état du marché du mariage, aussi bien sur l'offre de travail (tableau A2) que sur la règle de partage, mais cet impact est statistiquement significatif seulement si la production domestique est prise en compte. Ce résultat confirme ceux obtenus par Chiappori, Fortin et Lacroix (2002), à ceci près que nous n'obtenons de résultats significatifs qu'à condition d'inclure la production domestique.

CONCLUSION

Nous avons montré que l'on peut élargir très largement les conditions d'identification de la règle de partage dans les modèles avec production domestique, et, de plus, que l'on peut réaliser les estimations correspondantes en utilisant des méthodes relativement simples, très similaires à celles élaborées pour les modèles sans production domestique. Nous montrons que, lorsque les biens domestiques sont échangeables, la règle de partage peut être identifiée à une constante près lorsqu'il existe au moins un facteur de distribution et que les rendements dans la production domestique sont décroissants. Dans la mesure où, empiriquement, la situation de très loin la plus courante est celle où les deux conjoints travaillent à la fois sur le marché et à la maison, seule une hypothèse de rendements non constants permet d'en rendre compte sous l'hypothèse de biens domestiques échangeables. Nous montrons enfin que les résultats obtenus, s'ils sont peu différents de ceux obtenus dans le cadre d'une offre de travail « standard », c'est-à-dire enlevant la production domestique, sont en revanche plus robustes. Globalement, nous trouvons un « pouvoir de négociation » de la femme plus élevé, du moins à la marge, puisque l'on ne peut identifier la règle de partage qu'à une constante près, lorsque la production domestique est incluse dans le modèle que lorsqu'elle est exclue, comme dans le modèle standard d'offre de travail.

Ce travail ouvre la voie à de nouvelles recherches, tant théoriques qu'empiriques. En effet, si la contribution de chacun au profit de la production domestique peut être individualisée, on devrait pouvoir également identifier la règle de partage correspondant au modèle standard d'offre de travail et en déduire si le partage du revenu exogène (donc également le partage du revenu complet) est influencé directement, ou non, par des variables liées aux caractéristiques productives du travail domestique. Cela peut permettre d'éclairer le débat relatif au

« point de menace » des modèles avec solution de Nash (Rapoport, Sofer et Solaz, 2003). Par ailleurs, une autre extension concerne le cas de biens domestiques non échangeables. Rapoport et Sofer (2004) donnent des conditions d'identification de la règle de partage dans ce cas, ainsi qu'une estimation empirique. Il reste néanmoins de belles perspectives de recherche pour mieux connaître la division intrafamiliale de toutes les formes de travail.

ANNEXE

TABLEAU A1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES
1 414 COUPLES (OBSERVATIONS COMPLÈTES)

VARIABLES	MOYENNE (PONDÉRÉE)	ÉCART- TYPE
Variables dépendantes		
1 Durée du travail marchand de l'homme (heures)	4,753	4,086
Durée du travail marchand de la femme (heures)	3,965	3,780
<i>Durée du travail domestique de l'homme</i> (heures)	2,669	2,378
<i>Durée du travail domestique de la femme</i> (heures)	4,288	2,585
2 Durée du travail total (marchand + domestique) de l'homme (heures)	7,422	3,371
Durée du travail total (marchand + domestique) de la femme (heures)	8,253	2,968
Variables endogènes		
Taux de salaire horaire de l'homme (en FF)	62,091	36,178
Taux de salaire horaire de la femme (en FF)	52,986	35,121
Revenu monétaire hors travail (mensuel, milliers de FF)	2,009	3,374

TABLEAU A1 (suite)

VARIABLES	MOYENNE (PONDÉRÉE)	ÉCART- TYPE
Variables exogènes		
<i>Sex ratio</i>	0,498	0,011
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,125	0,34
Nombre d'enfants de 3 à 15 ans	1,208	1,056
Âge de l'homme	40,779	8,788
Âge de la femme	38,795	8,627
Niveau d'éducation de l'homme de 0 (sans diplôme) à 8 (« Grandes Écoles »)	3,561	2,222
Niveau d'éducation de la femme de 0 (sans diplôme) à 8 (« Grandes Écoles »)	3,761	2,171
Région 1 : Paris et région parisienne (<i>dummy</i>)	0,399	0,49
Région 2 : Nord (<i>dummy</i>)	0,053	0,225
Région 3 : Est (<i>dummy</i>)	0,110	0,313
Région 4 : Ouest (<i>dummy</i>)	0,144	0,351
Région 5 : Sud-Ouest (<i>dummy</i>)	0,091	0,288
Région 6 : Centre-Est (<i>dummy</i>)	0,119	0,324
Région 7 : Méditerranée (référence)	0,08	0,27
Nombre de pièces du logement	4,309	1,29
Maison individuelle (<i>dummy</i>)	0,677	0,468
Zone rurale	0,261	0,439

TABLEAU A1 (suite)

VARIABLES	MOYENNE (PONDÉRÉE)	ÉCART- TYPE
Instruments (autres)		
Pôlynome de degré 4 de l'âge de l'homme et la femme		
Pôlynome de degré 2 du diplôme de l'homme et la femme		
Homme né étranger (<i>dummy</i>)	0,093	0,291
Femme née étrangère (<i>dummy</i>)	0,072	0,259
Homme travailleur indépendant (<i>dummy</i>)	0,033	0,18
Femme travailleuse indépendant (<i>dummy</i>)	0,015	0,12
Homme travaillant dans le secteur public (<i>dummy</i>)	0,297	0,457
Femme travaillant dans le secteur public (<i>dummy</i>)	0,382	0,486
Habitant d'une petite ville (<i>dummy</i>)	0,164	0,377

NOTE : Les durées sont des durées moyennes par jour, calculées pour une semaine de sept jours par pondération des jours de semaine et de week-end.

TABLEAU A2

COMPARAISON DES ESTIMATIONS GMM DES OFFRES DE TRAVAIL : MODÈLES 1 ET 2

	MODÈLE 1 SANS PRODUCTION DOMESTIQUE		MODÈLE 2 AVEC PRODUCTION DOMESTIQUE	
	Équation de l'homme	Équation de la femme	Équation de l'homme	Équation de la femme
$\ln w_f$	-29,195*** (7,646)	-10,672** (5,117)	-13,291** (5,311)	-10,799** (5,03)
$\ln w_h$	-29,535*** (7,289)	-10,085** (4,738)	-14,757*** (5,06)	-10,614** (4,606)
$\ln w_h \times \ln w_f$	7,401*** (1,884)	2,546** (1,249)	3,588*** (1,308)	2,563** (1,211)
Revenu hors travail	-0,677** (0,285)	-0,432** (0,218)	-0,408* (0,209)	-0,495** (0,199)
<i>Sex ratio</i>	18,873 (11,959)	-9,195 (9,363)	14,616 (8,947)	-10,769 (8,216)
Nombre de pièces du logement	0,199 (0,135)	0,037 (0,11)	0,184* (0,101)	0,071 (0,094)
Enfant 3-15 ans	0,434** (0,204)	0,006 (0,158)	0,432*** (0,151)	0,515*** (0,134)
Enfant – de 3 ans	0,514 (0,363)	-0,731** (0,329)	1,023*** (0,284)	1,239*** (0,253)
Diplôme de l'individu	0,065 (0,084)	0,208** (0,102)	0,02 (0,059)	0,145* (0,083)
Âge de l'individu	0,036* (0,022)	0,033* (0,02)	0,027* (0,016)	0,06*** (0,017)
Région 1	0,209 (0,487)	0,259 (0,411)	0,428 (0,322)	0,646** (0,329)
Région 2	-0,435 (0,624)	-0,439 (0,619)	0,104 (0,49)	0,065 (0,489)
Région 3	0,225 (0,531)	0,84* (0,472)	0,332 (0,382)	1,107*** (0,382)

TABLEAU A2 (suite)

	MODÈLE 1 SANS PRODUCTION DOMESTIQUE		MODÈLE 2 AVEC PRODUCTION DOMESTIQUE	
	Équation de l'homme	Équation de la femme	Équation de l'homme	Équation de la femme
Région 4	-0,52 (0,539)	-0,141 (0,47)	-0,132 (0,362)	0,109 (0,369)
Région 5	-0,417 (0,568)	-0,229 (0,479)	0,34 (0,409)	0,323 (0,377)
Région 6	-0,369 (0,572)	0,387 (0,492)	0,325 (0,372)	0,941** (0,398)
Jour de semaine	5,335*** (0,228)	4,305*** (0,198)	4,144*** (0,183)	3,178*** (0,19)
Maison individuelle	-0,305 (0,316)	-0,153 (0,252)	0,136 (0,229)	0,245 (0,201)
Constante	106,212*** (28,791)	46,275** (19,719)	49,867** (19,996)	52,147*** (19,133)

NOTE : ***, **, * significatif à respectivement 1 %, 5 % et 10 %.

BIBLIOGRAPHIE

- 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.
- APPS, P. et R. REES (1988), « Taxation and the Household », *Journal of Political Economy*, 35 : 355-69.
- APPS, P. et R. REES (1996), « Labour Supply, Household Production and Intra Family Welfare Distribution », *Journal of Public Economics*, 60 : 199-220.
- APPS, P. et R. REES (1997), « Collective Labor Supply and Household Production », *Journal of Political Economy*, 105 : 178-190.
- BECKER G. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge Mass.
- BLUNDELL, R., P.A. CHIAPPORI, T. MAGNAC et C. MEGHIR (1998), « Collective Labor Supply : Heterogeneity and non Participation », mimeo, UCL.
- BOURGUIGNON, F. et P.A. CHIAPPORI (1992), « Collective Models of Household Behavior: An Introduction », *European Economic Review*, 36 : 355-364.
- BROWNING, M., F. BOURGUIGNON, P.-A. CHIAPPORI et V. LECHENE (1994), « Income and Outcomes: A Structural Model of Intra-Household Allocation », *Journal of Political Economy*, 102 : 1 067-1 096.
- BROWNING, M. et P.A. CHIAPPORI (1998), « Efficient Intra-household Allocations : A General Characterization and Empirical Tests », *Econometrica*, 66 : 1 241-1 278.
- 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. (1997) « Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 105 : 191-209.
- CHIAPPORI, P.A., B. FORTIN et G. LACROIX (2002), « Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 110 : 37-72.
- CLARK, A., H. COUPRIE et C. Sofer (2004), « La modélisation collective de l'offre de travail : mise en perspective et application aux données britanniques » *Revue Économique*, 55(4) : 767-789.
- FORTIN, B. et G. LACROIX (1997), « A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labor Supply », *Economic Journal*, 107 : 933-955.
- GOLDSCHMITT-CLERMONT, L. et E. PAGNOSSIN-ALIGISAKIS, « Measures of unrecorded economic activities in fourteen countries » UNDP, *Background Papers for the Human Development Report* (1995), Oxford UP, New York, p. 105-155.
- GRONAU, R. (1973), « The Effect of Children on the Housewife's Value of Time », in T.W. SCHULTZ, *Economics of the Family*, The University of Chicago Press, Chicago, p. 457-488.

- LUNDBERG, S et R. POLLAK (1993), « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, 10 : 987-1 010.
- LUNDBERG, S et R. POLLAK (1996), « Bargaining and Distribution in Marriage », *Journal of Economic Perspectives*, 10 (4) : 139-158.
- MANSER, M. et M. BROWN (1980), « Marriage and Household Decision Theory – A Bargaining Analysis », *International Economic Review*, 21 : 21-34.
- MOREAU, N. (2000), « Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises », *Économie et Prévision*, 146 : 61-71.
- MOREAU, N. et O. DONNI (2002), « Une estimation d'un modèle collectif d'offre de travail avec taxation», *Annales d'Économie et Statistiques*, 65 : 55-83.
- McELROY, M. B. (1990) « The Empirical Content of Nash-bargaining Household Behavior », *Journal of Human Resources*, 25 : 559-583.
- McELROY, M. et M. HORNEY (1981), « Nash-Bargained Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand », *International Economic Review*, 22 : 333-349.
- RAPOPORT, B., C. SOFER et A. SOLAZ (2003), « Household Production in a Collective Model: Some New Results » Cahiers de la MSE, série blanche, no 03039.
- RAPOPORT, B. et C. SOFER (2004), « “ Pure ” Production Factors and the Sharing Rule: An Estimation of a Collective Model with Household Production », working paper, Université Paris I-Panthéon-Sorbonne.