

LA MODÉLISATION COLLECTIVE DE L'OFFRE DE TRAVAIL

Mise en perspective et application aux données britanniques

Andrew Clark, Hélène Couprie, Catherine Sofer

Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.) | « [Revue économique](#) »

2004/4 Vol. 55 | pages 767 à 789

ISSN 0035-2764

ISBN 2724629809

Article disponible en ligne à l'adresse :

<http://www.cairn.info/revue-economique-2004-4-page-767.htm>

Pour citer cet article :

Andrew Clark *et al.*, « La modélisation collective de l'offre de travail. Mise en perspective et application aux données britanniques », *Revue économique* 2004/4 (Vol. 55), p. 767-789.

DOI 10.3917/reco.554.0767

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.).

© Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.). Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

La modélisation collective de l'offre de travail

Mise en perspective
et application aux données britanniques

Andrew Clark*
Hélène Couprie**
Catherine Sofer***

Cet article rappelle l'importance de la modélisation collective du comportement des ménages et effectue une estimation d'un modèle collectif d'offre de travail sur les couples de travailleurs britanniques (BHPS [1997]). Les résultats nous conduisent aux conclusions suivantes :

– Il n'y a pas mise en commun du revenu exogène (income pooling). La femme ajustera différemment son offre de travail si elle est elle-même bénéficiaire d'un revenu de transfert plutôt que son conjoint.

– Les restrictions induites par le comportement collectif des couples sont toutes vérifiées sur données britanniques, ce qui n'était pas le cas sur données françaises.

– Le sex ratio, qui est un facteur de distribution habituellement retenu dans la littérature, n'est pas significatif sur la répartition des pouvoirs de négociation dans le couple. Ce résultat nous conduit à remettre en cause la pertinence du sex ratio comme indicateur des opportunités externes de remariage.

COLLECTIVE MODELS OF LABOUR SUPPLY: A CRITICAL OVERVIEW AND ESTIMATION ON BRITISH DATA

This paper estimates a collective model of labour supply on two-earner British couples (BHPS [1997]). The results are as follows:

– There is no « income pooling ». Women's labour supply depends on which of the partners receives income support.

– Collective restrictions seem to fit better on British than French data.

– The sex ratio, which is the usual distribution factor, does not seem to play a role in the negotiation process. This result leads us to question the relevance of the sex ratio as a measure of the external opportunities for remarriage.

Classification JEL : D10, J22

* DELTA, 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris, France. Courriel : andrew.clark@ens.fr

** GREQAM – Université de la Méditerranée, 2 rue de la Vieille Charité, 13002 Marseille, France.
Courriel : couprie@ehess.cnrs-mrs.fr

*** TEAM – Université Paris I-Panthéon-Sorbonne, MSE, 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13, France. Courriel : catherine.sofer@univ-paris1.fr

Les auteurs tiennent à remercier Guy Lacroix, Nicolas Moreau et Nathalie Picard pour leurs critiques et suggestions. Nous sommes seuls responsables des erreurs qui pourraient subsister.

Cet article a pour objectif d'analyser le processus de négociation intra-familiale conduisant à un choix d'heures de travail rémunérées par les membres du couple. Il s'inspire des travaux récents de Chiappori, Fortin, Lacroix [2002], en proposant une estimation d'un modèle collectif d'offre de travail à partir du « British Household Panel Survey » (BHPS). Le BHPS offre un certain nombre d'informations sur les caractéristiques et les comportements sociaux des ménages, qui ont peu d'équivalents dans d'autres enquêtes. Il ouvre des possibilités nouvelles intéressantes en matière de choix de variables influençant le partage au sein du couple. L'intérêt de l'utilisation de données britanniques par rapport aux données françaises apparaît lié à la plus grande flexibilité des heures de travail masculines, justifiant ainsi une modélisation continue d'un double choix d'heures au sein du couple. Par ailleurs, le système de taxation séparée et l'individualisation de certains revenus de transfert, comme le *Family Credit*, attribué spécifiquement à la femme dans le couple, permet une meilleure distinction du bénéficiaire du revenu hors travail.

Nous montrons que les propriétés de mise en commun du revenu hors travail ne sont pas vérifiées. L'attribution de revenus de transferts à un « ménage » est susceptible d'avoir des effets différents selon l'identité du bénéficiaire au sein de la famille. Dans cette application sur données britanniques, les restrictions induites par le modèle collectif sont toutes vérifiées, ce qui n'était pas le cas lors d'applications sur données françaises (cf. Moreau [2000]). Ainsi, les données britanniques semblent plus adaptées que les données françaises à ce modèle. La règle de partage est estimée et l'on peut en déduire les impacts d'une modification de l'environnement des couples (salaires et revenus) sur la redistribution intra-familiale. Par ailleurs, l'impact du *sex ratio* sur la négociation familiale est testé et rejeté. Ce facteur de distribution, déjà utilisé dans la littérature (cf. Chiappori, Fortin, Lacroix [2002]), est censé représenter l'impact des opportunités externes de remariage sur la répartition des pouvoirs dans la famille. Les résultats montrent qu'il est tout à fait nécessaire de considérer un comportement collectif des ménages, plus adapté que le modèle unitaire. Cependant, les premières conclusions tirées des modèles dans la littérature en termes d'inégalité intra-familiale sont à prendre avec précaution, il serait en particulier important de pouvoir distinguer le loisir « pur » du temps de travail domestique (cf. Apps et Rees [1997], Chiappori [1997], Rapoport, Sofer et Solaz [2003]).

Dans une première partie, nous présentons rapidement les principaux modèles théoriques de représentation du ménage. Nous décrivons ensuite le modèle collectif utilisé pour cette étude. Une troisième partie décrit la démarche empirique adoptée. La dernière partie présente les résultats d'estimation.

LES REPRÉSENTATIONS DU MÉNAGE

Quatre grandes catégories de modèles sont utilisées pour représenter la famille. Elles correspondent, *grosso modo*, à une évolution chronologique du regard que portent sur elle les économistes (Sofer [1999]).

Le modèle unitaire

Les comportements des ménages sur les marchés se modélisent traditionnellement à l'aide du modèle unitaire, dans lequel le ménage, pris comme un centre de décision unique, maximise une fonction d'utilité sous la contrainte de budget du ménage, englobant les revenus de tous ses membres. C'est l'approche initiale dans laquelle la famille est modélisée comme un centre décisionnel unique (Becker [1981]). Les décisions familiales découlent de la maximisation d'une fonction d'utilité commune aux différents membres du ménage.

Cette fonction d'utilité est maximisée sous une contrainte de revenu, pour une famille nucléaire qui constitue le cadre habituel du modèle. Le revenu familial est composé le plus souvent de la somme des revenus du travail des deux conjoints et de leurs revenus hors travail éventuels. L'offre de travail de chacun est déterminée de façon endogène par le modèle et respecte la règle de l'efficacité maximale. Une variante de ce modèle comporte en outre la possibilité que les membres du ménage consacrent du temps à la production domestique (cf. Gronau [1980], Cigno [1991]). Dans tous les cas de figure, la pondération réalisée par le ménage en ce qui concerne les consommations des deux conjoints (ainsi que celle des enfants éventuels) est supposée préexistante et reflétée, soit par la fonction d'utilité familiale, soit par l'agrégat de consommation. Pour cette raison, le modèle unitaire a été critiqué sur des bases théoriques et, par ailleurs, il possède des implications testables qui sont le plus souvent réfutées empiriquement.

Sur le plan théorique, la difficulté vient du passage des préférences de deux personnes (au moins) à une fonction d'utilité unique. Becker assimile la fonction d'utilité familiale à celle d'un chef de ménage bienveillant, convention qui trouve une justification plus ou moins convaincante dans le « théorème de l'enfant gâté » (Becker [1981]). Mais l'hypothèse d'un « dictateur altruiste », comme on l'appelle parfois, reste insatisfaisante sur le plan méthodologique. La théorie du consommateur repose, en effet, sur l'axiomatique des préférences individuelles et le passage de celles-ci à une fonction d'utilité collective pose un certain nombre de problèmes délicats dont la famille n'a aucune raison d'être exonérée (Samuelson [1956], Chiappori [1988]).

En ce qui concerne l'aspect empirique, le modèle comporte deux implications testables majeures : l'hypothèse d'*income pooling*, c'est-à-dire de mise en commun du revenu, et la propriété de symétrie de la matrice de Slutsky relative aux effets croisés des salaires des conjoints sur leurs offres de travail respectives. Cette dernière condition impose une symétrie des comportements des membres de la famille peu réaliste, de même que la propriété de mise en commun du revenu exogène est le plus souvent rejetée par les données. Lundberg, Pollak et Wales [1997] mettent en œuvre une expérience naturelle sur les couples britanniques ayant eu lieu à la fin des années 1970. Ils montrent que le changement de bénéficiaire (de l'homme vers la femme) du revenu de transfert a modifié la structure de consommations du ménage davantage en faveur des enfants, ce qui tend à prouver qu'un individu réagira différemment selon que l'allocation de transfert est versée à lui-même ou à son (sa) conjointe. Citons également, parmi de nombreux autres tests négatifs de la mise en commun du revenu, Kapteyn et Kooreman [1987], Thomas [1990], Schultz [1990], Fortin et Lacroix [1997]. On trouve néanmoins quelques cas de validation de l'hypothèse d'*income pooling*, notamment pour des ménages comportant de jeunes enfants (Lundberg [1988], Davies et al. [2000]).

L'approche par les jeux coopératifs avec solution de Nash

(Manser et Brown [1980], McElroy et Horney [1981], Lundberg et Pollak [1996])

Le ménage est maintenant décrit comme un lieu de négociation entre les conjoints. La modélisation est celle des jeux coopératifs, c'est-à-dire qu'il peut y avoir à l'origine divergences, conflit et/ou rapport de force entre homme et femme sur la répartition des consommations (qui inclut celle du loisir), mais il y a accord, en partant d'une situation de *statu quo* insatisfaisante, sur le fait de l'améliorer pour réaliser une division du travail Pareto-efficace. Cette représentation, qui repose sur l'existence, au sein du ménage, de deux individus aux préférences distinctes, échappe partiellement à la critique méthodologique du modèle unitaire, puisque chaque membre du couple a une fonction d'utilité distincte. Elle n'y échappe toutefois que partiellement puisque la contrainte d'efficacité collective introduit une rationalité supérieure, collective et non individuelle (Bourguignon [1984], Brossolet [1992]).

Le choix du ménage correspond à la solution de négociation de Nash, dans laquelle les conjoints s'entendent pour maximiser le produit suivant (c'est en ce sens qu'il y a coopération) : $(U_f - M_f)(U_m - M_m)$. $M_i (i = f, m)$ correspond à l'utilité obtenue dans la situation de référence de chaque conjoint, aussi appelée point de menace, dans la mesure où aucun d'entre eux n'acceptera une répartition des consommations dans le ménage qui le laisse à un niveau de satisfaction inférieur au niveau de celui-ci.

Il reste à préciser la situation de référence correspondant au point de menace. La plupart des modèles (en particulier les premiers : McElroy et Horney [1981], Manser et Brown [1980]) font intervenir le niveau d'utilité obtenu par chaque conjoint en cas de divorce.

La satisfaction de chacun au sein du ménage dépend explicitement, dans ce cadre, de la situation de référence, donc de variables telles que, par exemple, la situation du marché du remariage, ou de celle de chacun en cas de séparation (par exemple, pour la femme, de ce qu'elle dispose d'un salaire élevé, ou bien de ce que ses chances d'obtenir de son ex-mari une pension sont fortes).

Mais le choix de la situation de divorce comme point de menace est l'objet d'une controverse. Chiappori [1988], [1991] remarque que faire l'hypothèse d'une fonction d'utilité indépendante du statut matrimonial est très irréaliste. Cela implique, en particulier, que, s'il reste possible de réfuter/valider le modèle unitaire, il est impossible de valider le modèle coopératif ci-dessus (Bourguignon et Chiappori [1992]). D'autres auteurs soulèvent plutôt le problème de la crédibilité de la menace de divorce (Lundberg et Pollak [1993], Bergström [1996]). Bergström [1996] considère qu'en réalité les négociations quotidiennes au sein d'un couple se pratiquent avec, en arrière-plan, le risque d'une situation de conflit et de mésentente (il évoque « les mots désagréables et les toasts brûlés ») plutôt que celui d'un divorce. De même, chez Lundberg et Pollak [1993], le point de menace est interne au mariage. Ces deux derniers cas échappent ainsi à la critique concernant la stabilité des préférences. Cependant, les stratégies empiriques d'estimation du point de menace, malgré quelques tentatives, restent peu convaincantes (Mc Elroy [1990]).

Partant de ce constat, les recherches se sont développées dans deux directions. D'une part, s'est développée une famille de *modèles non coopératifs* (Ott [1992],

Udry [1996], Bergström [1996]) dont les applications empiriques restent très limitées. Notons, à titre d'exemple, que, parmi les analyses non coopératives, Bergström [1996] a décrit un modèle d'allocation multipériodes à deux points de menace : le divorce et la mésentente. Notons que Davies et al. [2000] montrent que, en ce qui concerne la répartition du travail marchand, on observe une interdépendance des décisions des conjoints en présence de jeunes enfants, mais une relative autonomie de ceux-ci dès lors que le ménage n'en comporte plus. Ce dernier cas semble plutôt refléter les résultats d'un modèle de jeu non coopératif.

Le modèle collectif

Le deuxième développement est celui des modèles dits « collectifs ». C'est dans ce cadre que s'inscrit le travail que nous présentons ci-dessous. Le postulat de Pareto-efficacité sert de fondement au cadre général d'analyse des décisions familiales. Chiappori [1988], [1992], Bourguignon et Chiappori [1992], Browning et Chiappori [1998] proposent un modèle avec équilibre coopératif, le processus de négociation restant en forme réduite. Le modèle est fondé sur la seule hypothèse de pareto-optimalité de l'issue de la négociation.

L'argument principal mis en avant est que le fait même de vivre en couple suppose un désir, au moins minimal, de coopération. On peut interpréter la recherche d'un optimum paretoien comme une traduction minimaliste de cette hypothèse. Les modèles collectifs constituent un cas plus général que les jeux coopératifs, qu'ils englobent, car ils n'imposent pas de type particulier de solution (tel que la solution de Nash). Notons que, d'une part, le modèle collectif admet comme cas particuliers un ensemble de modèles unitaires. D'autre part, le travail empirique réalisé permet de tester la validité d'un modèle unitaire aboutissant à des spécifications similaires pour les offres de travail.

Sur le plan théorique, l'approche générale du modèle collectif consiste à se ramener, pour le processus de décision familiale (le plus souvent avec deux conjoints), à un processus en deux étapes :

1. La mise en place d'une règle de partage du revenu, qui dépend des préférences individuelles et du pouvoir de négociation de chacun ;
2. La maximisation, de manière indépendante, de l'utilité de chaque conjoint sous la contrainte de budget découlant du partage réalisé à l'étape 1.

L'utilisation de ce type de modèle, de par sa généralité et sa facilité de conceptualisation et d'application, devient de plus en plus populaire en matière d'étude des comportements des ménages. Partant à l'origine d'hypothèses assez restrictives sur le plan théorique (Chiappori [1988], [1992]) : absence de biens publics ou de production domestique, par exemple, les approches théoriques récentes visent à élargir les hypothèses initiales en prenant en compte, entre autres, les questions de taxation (Moreau et Donni [2002]), de sélection en matière d'offre de travail (Blundell et al. [2001]), les biens publics, éventuellement même de plusieurs types (Fong et Zhang [2001]), la production domestique (Chiappori [1997], Apps et Rees [1997], Rapoport, Sofer et Solaz [2003]), les ménages comportant plus de deux décideurs (Fortin et Lacroix [2002], Perez-Castillo [2003]), etc.

Sur le plan empirique, les travaux visant à estimer la règle de partage se sont développés dans deux directions :

– l’une, utilisant des données relatives à la consommation des ménages, en supposant que l’offre de travail de chaque conjoint est fixée de façon exogène (par exemple Bourguignon et al. [1993], Browning et al. [1994]) ;

– l’autre, partant de l’offre de travail, en identifiant le plus souvent loisir et temps passé hors du travail marchand, c’est-à-dire en ne prenant pas en compte le travail domestique (par exemple Fortin et Lacroix [1997], Browning et Chiappori [1998], Moreau [2000], Chiappori, Fortin et Lacroix [2002]). C’est à cette deuxième approche que notre travail se rattache.

MODÉLISATION DE L’OFFRE COLLECTIVE DE TRAVAIL

Nous étudions les couples avec ou sans enfants. Seuls les parents disposent d’un pouvoir de négociation au sein de la famille. Chaque conjoint offre un certain nombre d’heures de travail hebdomadaire suivant le traditionnel arbitrage travail-loisir. Chacun est doté d’une fonction d’utilité standard prenant comme arguments les consommations inobservées d’un bien composite C_i et les consommations de loisir L_i assignable et observé. T représente le temps total disponible. Les fonctions d’utilité varient d’un individu à l’autre par l’intermédiaire d’un vecteur de variables d’hétérogénéité individuelle z . Étant donné les niveaux de salaire horaire et les revenus hors travail de la femme et de l’homme (w_f, w_m, y_f et y_m), respectivement, les protagonistes négocient leur temps de travail (resp. de loisir) et leur niveau de consommation. La négociation étant supposée coopérative, l’issue sera pareto-optimale. Les consommations finalement choisies seront solution du programme suivant :

$$(P) \quad \text{Max}_{L_f, L_m, C_f, C_m} \mu(\cdot) u_f(L_f, C_f; z) + (1 - \mu(\cdot)) u_m(L_m, C_m; z)$$

$$\text{sc} \quad C_m + C_f \leq (T - L_f)w_f + (T - L_m)w_m + y_f + y_m$$

μ est la fonction de distribution qui permet de situer l’issue de la négociation en un point précis de la frontière efficiente. Le processus de négociation n’est pas explicitement modélisé puisque la forme fonctionnelle de m est inconnue. Cette forme réduite, comme nous le verrons par la suite, est un atout qui facilite la mise en œuvre empirique. Cependant, elle nous oblige à la plus grande prudence lors du choix des arguments à introduire dans cette fonction. Dans le premier modèle collectif d’offre de travail, Browning et Chiappori [1992] proposent d’introduire les prix et le revenu total du ménage. Plus tard, Chiappori et al. [2002] utilisent une fonction de distribution plus générale, incorporant les prix, le revenu total du ménage, mais aussi deux facteurs de distribution : la législation sur le divorce et le *sex ratio*. Ces facteurs de distribution sont les analogues des variables extra-environnementales que l’on trouve dans les modèles avec solution de Nash (cf. McElroy et Horney [1981]). Ces facteurs n’ont pas d’impact sur les préférences individuelles ou les prix relatifs mais doivent influencer la répartition des pouvoirs de négociation entre les différents protagonistes. À titre illustratif, la législation sur le divorce a tendance à être plus favorable à la femme si la communauté des biens s’applique : dans ce cas, la femme peut espérer

obtenir une plus grande part des richesses du m enage en cas de divorce ; en d'autres termes, son point de menace s' el eve. Le *sex ratio* (nombre d'hommes sur nombre de femmes dans un segment du march e du mariage) joue le m eme r ole, lorsqu'il est cens e repr esenter les opportunit es externes sur le march e du mariage en cas de divorce. L'utilisation de tels facteurs permet, si elle est fond ee, d'obtenir des estimations plus robustes.

Pour notre  tude, nous ferons d ependre le pouvoir de marchandage μ des salaires w_f, w_m , des revenus hors travail y_f, y_m , de facteurs de distribution s_1, \dots, s_L et de diff erents facteurs d'h et erog en eit e des pr ef erences z_1, \dots, z_K .

$$\mu(w_f, w_m, y_f, y_m, s_1, \dots, s_L, \dots, z_1, \dots, z_k, \dots, z_K) \quad (1)$$

Nous tenterons d'introduire comme facteurs de distribution des variables socioculturelles : la participation au march e du travail de la m ere des conjoints, des variables mesurant le niveau social des individus ou de leurs parents selon une  chelle continue ( chelle de Cambridge), le statut marital, des variables d'opinion sur le r ole de la femme dans la famille. Par d efinition, un facteur de distribution influence le pouvoir de n egociation, mais pas les pr ef erences, ni les prix des facteurs (les taux de salaire, par exemple). On peut imm ediatement remarquer qu'aucun facteur de distribution choisi   partir de donn ees empiriques n' chappe totalement   la critique d'influencer potentiellement l'un ou l'autre : par exemple, le tr es populaire *sex ratio*, (Chiappori et al. [2002], Grossbard-Shechtman et Neuman [1988]), que nous utilisons  galement, pourrait influencer directement les salaires d' quilibre sur le march e du travail, donc les salaires relatifs hommes/femmes, et ainsi les comportements d'offre de travail. De m eme, la l egislation sur le divorce (Chiappori et al. [2002]) est probablement li ee   des pr ef erences en mati ere de loisir : par exemple, un  tat r eput e religieux et conservateur aura vraisemblablement aussi une l egislation en mati ere de divorce plus favorable aux femmes au foyer (qui,  tant plus nombreuses, sont aussi  lectoralement plus fortes) qu'un  tat plus lib eral. Les autres facteurs de distribution que nous utilisons ici n' chappent pas non plus   cette critique, m eme si nous avons  limin e les variables les moins justifiables de ce point de vue.

Par ailleurs, nous distinguons l'influence des revenus hors travail de chaque conjoint sur le processus de n egociation, car il n'y a aucune raison th eorique justifiant *a priori* que les pouvoirs de n egociation d ependront sp ecifiquement de la somme des revenus exog enes des membres du m enage¹. Au contraire, il est fort   suspecter, particuli erement si l'on maintient une interpr etation du processus de n egociation en termes de point de menace, que le niveau de revenu hors travail apr es divorce d ependra du niveau de revenu hors travail d etenu par chacun pendant le mariage. Un accroissement du revenu hors travail pourrait donc avoir des effets diff erenci es sur la r epartition finale du travail au sein du couple selon qu'il provient de l'un ou de l'autre conjoint.

Finalement, notons que cette approche englobe une classe de mod eles unitaires comme cas particulier. En effet, si μ est une constante, alors la fonction d'utilit e collective correspond aussi   une fonction d'utilit e unitaire, comme somme pond er ee des utilit es individuelles, ne d ependant plus des prix et des revenus.

1. Ce qui correspond   une mise en commun du revenu hors travail au sein du m enage.

Règle de partage

Par le second théorème de l'économie du bien-être, il existe une redistribution intra-familiale du revenu telle que la solution du programme précédent (P) résulte de choix décentralisés de la femme et de son conjoint. Ainsi chaque individu résout :

$$(P') \text{ Max}_{C_i, L_i} u_i(C_i, L_i ; z)$$

$$\text{sc. } C_i \leq (T - L_i)w_i + \phi_i(w_f, w_m, y_f, y_m, s ; z) \text{ pour } i = f, m$$

$$\text{avec } \phi_i = \phi \text{ si } i = f \text{ et } \phi_i = y_f + y_m - \phi \text{ si } i = m.$$

Les conjoints négocient dans un premier temps un partage ϕ du revenu exogène du ménage. Dans un second temps, chaque individu maximise sa fonction d'utilité sous une contrainte de budget prenant en compte le partage préalablement défini, afin de déterminer ses fonctions de demande de bien et de loisir. Le partage peut s'exprimer en proportion du revenu total ou, comme ici, comme un montant de revenu hors travail transféré. Dans le cas où le ménage ne disposerait pas de revenu hors travail, l'homme peut par exemple céder une partie du revenu de son travail à sa compagne. Dans ce cas, ϕ_m sera négatif. Un membre du couple cédera une partie de son revenu à son conjoint si l'autre dispose d'un pouvoir de négociation lui permettant de s'attirer une plus grande part du gain à la vie commune.

Lorsque toutes les consommations sont assignables et observées (C_i et L_i), la règle de partage se déduit directement de l'observation des dépenses individuelles. Dans notre étude, seul un bien assignable, le loisir, est observé, tandis que la consommation du bien agrégé n'est connue qu'au niveau du ménage. Chiappori [1992] montre que, dans ce cas, la règle de partage est identifiée à une constante près.

On peut retrouver les dérivées de la règle de partage lorsque le pouvoir de négociation dépend des salaires w , des revenus hors travail y et de facteurs de distribution s .

Dans un premier temps, notons h les fonctions d'offre de travail collectives issues de la résolution des programmes (P'), et H les fonctions marshalliennes correspondant à un partage ϕ du revenu hors travail constant :

$$h^f = H^f(w_f, Y_f) = H^f(w_f, \phi_f(w_f, w_m, y_f, y_m, \dots, s_1, \dots) ; z) \quad (2)$$

$$h^m = H^m(w_m, Y_m) = H^m(w_m, \phi_m(w_f, w_m, y_f, y_m, \dots, s_1, \dots) ; z)$$

Avec Y_i le revenu individuel après partage. En posant $A = \frac{h^f_{w_m}}{h^f_{y_f}}$, $B = \frac{h^m_{w_f}}{h^m_{y_f}}$,

$C = \frac{h^f_{y_m}}{h^f_{y_f}}$, $D = \frac{h^m_{y_m}}{h^m_{y_f}}$ et $E_l = \frac{h^f_{s_l}}{h^f_{y_f}}$ pour $l = 1 \dots L$, on montre¹ que les dérivées de la règle de partage sont :

1. Pour les détails des calculs, cf. Annexe A1.

$$\phi_{w_f} = \frac{B(C-1)}{D-C} \quad (3)$$

$$\phi_{w_m} = \frac{A(D-1)}{D-C} \quad (4)$$

$$\phi_{y_f} = \frac{D-1}{D-C} \quad (5)$$

$$\phi_{y_m} = \frac{C(D-1)}{D-C} \quad (6)$$

$$\phi_{s_l} = \frac{E_l(D-1)}{D-C} \text{ pour } l = 1, \dots, L \quad (7)$$

Comportement collectif

Des restrictions sur les dérivées croisées nous permettent de tester le comportement du modèle collectif :

$$\frac{\partial \phi_{w_f}}{\partial w_m} = \frac{\partial \phi_{w_m}}{\partial w_f} \quad (8)$$

Par ailleurs, ϕ_{s_l} peut être calculée en partant de l'équation d'offre de travail

de l'homme, en utilisant $F_l = \frac{h_{s_l}^m}{h_{y_f}^m}$:

$$\phi_{s_l} = \frac{F_l(C-1)}{D-C} \text{ pour } l = 1, \dots, L \quad (9)$$

Ainsi, les équations (9) et (10) étant égales, tout facteur de distribution introduit doit respecter la condition de proportionnalité suivante :

$$\frac{E_l}{F_l} = \frac{C-1}{D-1}, \forall l = 1, \dots, L \text{ avec } F_l = \frac{h_{s_l}^m}{h_{y_f}^m} \quad (10)$$

D'après (2), nous constatons que le salaire de l'individu joue sur son offre de travail par l'intermédiaire de trois canaux : les effets standard de substitution et de revenu plus un troisième effet représentant le changement de pouvoir de négociation au sein du couple. C'est ce troisième effet qui est à l'origine du non-respect des propriétés de la matrice de Slutsky dans le modèle collectif. Ainsi, l'effet d'une variation du taux de salaire sur l'offre de travail des femmes s'écrit :

$$\frac{\partial h^f}{\partial w_f} = \underbrace{\frac{\partial H^f \text{compensée}}{\partial w_f} + \frac{\partial H^f}{\partial Y_f} h^f}_{\text{Effets standard prix et revenu}} + \underbrace{\frac{\partial H^f}{\partial Y_f} \frac{\partial \phi_f}{\partial w_f}}_{\text{Effet négociation}} \quad (11)$$

À ϕ fixé, l'effet de négociation disparaît et on retombe sur une équation de Slutsky standard. Le comportement de la femme s'avère cohérent avec la théorie microéconomique si les restrictions induites par la matrice de Slutsky sont

respectées. Ainsi, l'effet substitution de l'offre de travail marshallienne sous-jacente doit être positif : $\frac{\partial H_f^{f\text{compensée}}}{w_f} \geq 0$. L'offre de travail marshallienne n'est

pas directement observée mais ces effets peuvent être déduits. Pour cela, nous remarquons, d'après l'équation (25a) présentée en annexe (A1), que l'effet

revenu de l'offre de travail marshallienne s'écrit : $\frac{\partial H_f}{\partial Y_f} = \frac{h_{y_f}^f}{\phi_{y_f}}$. En substituant

l'expression dans l'équation (9), on déduit une fonction observable de l'effet prix de l'offre de travail marshallienne des femmes :

$$H_{w_f}^{f\text{compensée}} = h_{w_f}^f - h_{y_f}^f (h^f + \phi_{w_f}) / \phi_{y_f} \geq 0 \quad (12)$$

La même démarche appliquée à l'offre de travail marshallienne des hommes nous donne la condition symétrique :

$$H_{w_m}^{m\text{compensée}} = h_{w_m}^m - h_{y_m}^m (h^m + 1 - \phi_{w_m}) / \phi_{y_m} \geq 0 \quad (13)$$

APPLICATION EMPIRIQUE

Données

Les données sont issues de la vague 7 du British Household Panel Survey (BHPS). Cette enquête recense, entre autres, des informations détaillées sur la situation sur le marché du travail de 10 000 individus interrogés dans 5 500 ménages en 1997. Tous les adultes dans un ménage sont interrogés, ce qui permet de faire le lien entre conjoints. Notre échantillon final de couples à deux travailleurs nous ramène à 1 000 ménages environ. Les heures de travail sont mesurées à l'aide des heures habituellement travaillées déclarées par l'individu, tandis que le salaire horaire est reconstitué sur la base du salaire brut mensuel normalement perçu. Les revenus hors travail mensuels sont mesurés pour chaque membre de la famille par questionnaire direct à l'enquêté. Les revenus hors travail incluent les revenus d'épargne, d'actifs financiers ou mobiliers, ainsi que les revenus de transfert de l'État, parmi lesquelles le *Family Credit* et les allocations familiales. La plupart des revenus de transfert sont attribués sous condition de ressource du ménage. Le *Family Credit* était par défaut versé directement à la femme dans le couple, tandis que la perception des allocations familiales ainsi que de l'*Income Support* est soumise à négociation intra-familiale. Lorsque les revenus des ménages britanniques sont mis en commun sur un compte joint, l'individualisation des revenus hors travail est difficile. L'enquêté évalue alors subjectivement le montant de revenu hors travail dont il dispose. Il nous a semblé que l'information séparée des revenus présente un atout supplémentaire pour une meilleure estimation de la règle de partage¹. Cependant, les informations concernant les revenus sont susceptibles d'être entachées d'erreurs, de manquer de précision, voire de refléter un comportement stratégique vis-à-vis du fisc. Une des conséquences peut être la moindre significativité des élasticités revenu et de la règle de partage.

1. Dans la mesure où elle fournit un facteur de distribution.

Nous disposons de nombreuses variables pouvant expliquer la r epartition des pouvoirs de n egoceiation ou une h et erog en eit e dans les pr ef erences pour le loisir : la participation au march e du travail de la m ere des conjoints, des variables mesurant le niveau social des individus ou de leurs parents selon une  echelle continue ( echelle de Cambridge), le statut marital, des variables d'opinion sur le r ole de la femme dans la famille. Le *sex ratio* a  et e calcul e  a l'aide d'une base de donn ees britanniques ext erieure : le Labour Force Survey.

Le tableau de l'annexe (A2) pr esente des statistiques descriptives du sous- echantillon utilis e.

Sp ecification

Le mod ele sp ecifi e requiert que nous mod elisons un double choix continu d'heures de travail¹.

Dans l'application pr esent ee ici,  a l'instar de Chiappori et al. [2002], nous nous int eressons uniquement aux solutions int erieures du probl eme de n egoceiation. La s election du sous- echantillon des couples dont les deux membres participent au march e du travail est susceptible de g en erer un biais non contr ol e. La prise en compte des solutions en coin n ecessiterait des complications non triviales² du mod ele originel (Blundell et al. [2001]) d epassant le cadre de l'analyse men ee ici.

Nous supposons que chaque conjoint offre du travail selon une  equation semi-logarithmique (cf.  equation 14).

$$\begin{aligned}
 h_f &= f_0 + f_1 \ln w_f + f_2 \ln w_m + f_3 \ln w_f \ln w_m + f_4 y_f + f_5 y_m \\
 &\quad + \dots b_1^f s_1 \dots + \dots \beta_k^f z_k^f + \varepsilon_f \\
 h_m &= m_0 + m_1 \ln w_m + m_2 \ln w_f + m_3 \ln w_f \ln w_m + m_4 y_f + m_5 y_m \\
 &\quad + \dots b_1^m s_1 \dots + \dots \beta_k^m z_k^m + \varepsilon_m
 \end{aligned}
 \tag{14}$$

Les salaires sont repr esent es par la variable w . L'introduction du produit crois e des salaires permettra de tester une restriction non lin eaire induite par le mod ele collectif. Les autres variables comportent les revenus hors travail y ainsi que les variables d'h et erog en eit e observ ee Z . L'al ea (erreurs de mesure, h et erog en eit e inobserv ee...) est repr esent e par ε . Par inf erence indirecte, nous d eduisons de l'observation des temps de travail h_i les d eriv ees de la r egle de partage par rapport  a chaque argument. Le calcul effectu e dans le cas g en eral (cf.  equations 3  a 7), appliqu e  a la sp ecification propos ee donne :

1. Ce mod ele, qui a pu s'av erer imparfait pour le cas fran ais (Moreau [2000]) ou belge (Vermeulen [2000]), pourrait davantage convenir au cas britannique. En effet, comme illustr e en annexe A3, la variabilit e des heures de travail des hommes semble suffisante pour mod eliser le choix horaire de fa con continue. Par ailleurs, les femmes britanniques sont aussi plus fr equemment  a temps partiel que les fran aises (44.6 % contre 32.2 %).

2. La consid eration du non-emploi n ecessite l'ajout de l'hypoth ese de *double indiff erence*. Par ailleurs, l'approche empirique s'av ere d elicate  a mettre en  uvre de par les nombreuses param etrisations suppl ementaires n ecessaires ( equations de salaire, fronti ere efficiente).

$$\phi_{w_f} = \frac{(m_2 + m_3 \ln w_m)(f_5 - f_4)}{w_f \Delta} \quad (15)$$

$$\phi_{w_m} = \frac{(f_2 + f_3 \ln w_m)(m_5 - m_4)}{w_m \Delta} \quad (16)$$

$$\phi_{y_f} = \frac{f_4(m_5 - m_4)}{\Delta} \quad (17)$$

$$\phi_{y_m} = \frac{f_5(m_5 - m_4)}{\Delta} \quad (18)$$

$$\phi_{s_l} = \frac{b_l^f(m_5 - m_4)}{\Delta}, \forall l = 1 \dots L \quad (19)$$

Avec $\Delta = (m_5 f_4 - m_4 f_5)$. La résolution de ce système de dérivées partielles nous donne une règle de partage ayant la forme suivante :

$$\begin{aligned} \phi = k(Z) + \frac{1}{\Delta} & \left[m_2(f_5 - f_4) \ln w_f + f_2(m_5 - m_4) \ln w_m \right. \\ & + f_3(m_5 - m_4) \ln w_f \ln w_m + f_4(m_5 - m_4)y_f + f_5(m_5 - m_4)y_m \\ & \left. + \sum_{l=1}^L b_l^f(m_5 - m_4)s_l \right] \quad (20) \end{aligned}$$

Rappelons que ϕ représente le montant du revenu hors travail cédé à la femme. La constante k est inconnue et dépend des variables d'hétérogénéité interindividuelle Z . Outre les effets des prix et des revenus, seuls les effets des facteurs de distribution sur la règle de partage peuvent être connus car ceux-ci ne jouent pas sur les préférences individuelles.

Par ailleurs, le modèle collectif implique les restrictions testables suivantes (d'après les équations 8 et 10) :

$$m_3(f_5 - f_4) = f_3(m_5 - m_4) \quad (21)$$

$$b_l^f(f_5 - f_4) = b_l^m(m_5 - m_4), \forall l = 1 \dots L \quad (22)$$

Méthodologie

Nous estimons le système joint d'offre de travail (2) sur le sous-échantillon des couples dont les deux membres travaillent. L'interaction entre conjoints dans la décision est prise en compte, d'une part, en incorporant des variables correspondant au conjoint dans chaque équation, d'autre part, en maintenant la possibilité d'une corrélation entre les termes d'erreurs des équations d'un même couple : $E(\epsilon_i^f \epsilon_i^m)$ est quelconque. Notons que le taux de salaire de l'homme ne joue sur l'offre de travail de la femme que par l'intermédiaire de la règle de partage, et réciproquement.

Le calcul du taux de salaire horaire, obtenu en divisant le revenu mensuel brut du travail par le nombre d'heures travaillées, induit probablement un biais de

division entraînant hétéroscédasticité et endogénéité du taux de salaire. De plus, le taux de salaire est endogène car il résulte d'un équilibre sur le marché du travail dont nous ne modélisons qu'une seule partie : le côté offre de travail.

Par ailleurs, il est nécessaire de prendre en compte l'endogénéité des revenus hors travail car ils dépendent, pour la partie concernant les revenus de transfert tout au moins, des choix d'heure de travail du couple. L'endogénéité¹ des revenus hors travail peut aussi provenir du fait qu'ils peuvent refléter le résultat d'un processus de négociation se concrétisant par des transferts monétaires à l'intérieur du couple ou par des stratégies d'épargne des conjoints différentes, pour les enfants par exemple.

La résolution du système d'équations d'offre de travail se fait par la méthode des moments généralisés (GMM), qui permet de contrôler l'autocorrélation reliant les termes d'erreurs des équations d'offre de travail de la femme et de son conjoint (*cf.* Davidson et MacKinnon [1993], p. 652).

L'endogénéité des taux de salaire et des revenus hors travail est contrôlée par un jeu d'instruments incluant, outre les variables explicatives exogènes du modèle et leurs produits croisés, des variables représentant le côté demande du marché du travail. Ces variables sont celles que l'on rencontre usuellement dans les équations de salaire. Le niveau d'éducation ainsi que l'ancienneté, en produit croisé avec l'âge, représentent l'effet capital humain sur le salaire, tandis que les taux de chômage par âge et sexe représentent les effets liés à la négociation salariale. Bien sûr, les variables régionales forment de très bonnes restrictions de sur-identification dans la mesure où l'on observe des disparités régionales dans les salaires tandis qu'il y a peu de raison de croire que les préférences varient entre régions. Par ailleurs, l'ancienneté dans l'emploi est incluse. Cet instrument est parfois suspecté de causer une surestimation de l'élasticité salaire sur données américaines (Mroz [1987]). Cependant, des travaux empiriques l'ont utilisé tant pour le modèle unitaire (Cogan [1981]) que pour le modèle collectif (Moreau [2000]). Le test d'Hausman rejette l'endogénéité des taux de salaire lorsque toutes ces variables sont utilisées comme instrument.

La littérature est beaucoup plus floue en ce qui concerne l'endogénéité des revenus hors travail. Les revenus hors travail à la période précédente ainsi que le niveau social des parents jouent significativement sur le niveau du revenu hors travail aujourd'hui. L'introduction de ces variables permet de rejeter l'exogénéité des revenus par un test d'Hausman. L'exogénéité jointe des revenus hors travail et des salaires est, elle aussi, rejetée au seuil de 1 %.

Une fois les paramètres des équations d'offre de travail estimés, il est possible d'estimer les paramètres influençant le partage au sein du couple, à l'exception de la constante (*cf.* équations 13 à 17). Les écarts types sont calculés par la méthode Delta.

Notons que la modélisation du comportement joint d'offre de travail sur données en coupe ne permet pas de maîtriser la présence d'hétérogénéité inobservée². À titre illustratif, un effet offre de travail lié au revenu du conjoint peut être interprété de façon factice comme un effet revenu ou règle de partage alors qu'il provient en fait de l'oubli de facteurs inobservés influençant à la fois les choix

1. Nous remercions un rapporteur anonyme pour sa remarque dans ce sens.

2. Les travaux de S. Lollivier [2001] ont contribué, dans la littérature française, à prendre en compte la présence d'hétérogénéité inobservée sur les choix d'offre de travail des femmes en couple.

horaires de l'individu et le revenu du conjoint. C'est le cas probablement de variables sociales, de phénomènes d'homogamie ou de systèmes de valeurs propres à chaque ménage. Une corrélation factice peut aussi biaiser l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail : les décisions de fécondité et d'offre de travail pouvant être toutes deux corrélées à un facteur inobservé. Afin de pallier en partie ces problèmes, nous avons introduit une variable inédite dans ce type d'étude : l'opinion du rôle de la femme dans la famille. Cette variable capte très probablement une part de l'hétérogénéité individuelle dans le comportement d'offre de travail des femmes. Elle renvoie au système de valeurs de la femme¹ et, par homogamie, de son conjoint. Sa construction est précisément décrite en annexe (A2).

Nous testons la mise en commun du revenu hors travail, en comparant les valeurs prises par les dérivées de la règle de partage par rapport à y_f et y_m . La validité du comportement collectif peut se tester contre le modèle unitaire grâce aux équations (12), (13), (21) et (22). La spécification de la règle de partage peut être affinée en introduisant des facteurs de distribution éventuels, non liés à l'hétérogénéité des préférences. Nous testons l'introduction de différents facteurs de distribution possibles, en particulier le *sex ratio*, des variables de niveau sociologique et le statut marital. Si le facteur de distribution a un impact significatif sur l'une des équations d'offre de travail, nous vérifions que les conditions de proportionnalité décrites dans l'équation (22) sont vérifiées. Certaines autres variables (facteurs z) comme l'opinion du rôle de la femme dans la famille sont très certainement liées à la fois à la préférence pour le loisir et à la répartition des pouvoirs. Comme elles ne peuvent de ce fait être utilisées comme facteur de distribution, elles sont introduites dans les équations d'offre de travail et nous gardons à l'esprit qu'elles jouent un rôle sur la constante (non identifiée) de la règle de partage.

RÉSULTATS

Répartition du temps de travail marchand dans la famille

L'estimation du modèle joint a été effectuée sur 1 053 ménages observés en 1997 (tableau 1). À titre comparatif, nous présentons, en annexe (A4), les résultats d'estimation obtenus sur les célibataires hommes et femmes. Les femmes qui travaillent ont tendance à offrir moins d'heures de travail lorsqu'elles sont mariées ou ont des enfants, phénomène encore plus marqué lorsque les enfants sont en bas âge, ce qui est conforme aux observations habituelles. Plus la femme pense que son rôle au sein de la famille est traditionnel, moins elle offrira d'heures de travail. Cette influence peut être due à une hétérogénéité des préférences pour le « loisir » ou à une hétérogénéité dans les modes de négociation du partage du travail dans les ménages. Comme nous ne pouvons distinguer l'effet

1. Un rapporteur anonyme remarque que cette variable présente le risque d'être endogène si elle reflète une justification *a posteriori* de la situation sur le marché du travail de la femme interrogée. En utilisant les instruments que l'on peut, à savoir le niveau social des parents, les revenus hors travail précédents, les caractéristiques familiales et géographiques des individus, le test d'endogénéité de Durbin-Wu-Hausman est rejeté aux environs de 50 %.

n gociation de l'effet pr f rences, nous n'utiliserons pas cette variable comme facteur de distribution.

Tableau 1. *Mod le joint d'offre de travail
(couples britanniques participant au march  du travail)*

	Femmes	Hommes
Constante	9 230 NS	39 629 ***
Log W_f (en £)	22 774 **	0 679 NS
Log (W_m) (en £)	8 006 NS	1 077 NS
Log (W_f)*Log (W_m)	- 5 716 NS	- 0 791 NS
Revenu hors travail femme (Y_f) (en milliers de £ par mois)	- 15 734 **	8 481 **
Revenu hors travail homme (Y_m) (en milliers de £ par mois)	- 4 317 *	- 6 258 **
�ge	- 0 098 **	- 0 001 NS
Statut marital	- 2 712 **	0 377 NS
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	- 6 378 ***	- 0 368 NS
Nombre d'enfants de 5 ans et plus	- 2 622 ***	
Niveau d'�tudes moyen	1 204 NS	- 1 129 **
Niveau d'�tudes �lev�	0 542 NS	- 0 545 NS
L'opinion sur le r�le de la femme dans la famille est plus traditionnelle	- 0 380 ***	

*** signalent un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, NS indique un coefficient non significatif.

Une augmentation de leur propre revenu hors travail de 1 000 £/mois conduit les femmes   offrir environ seize heures de travail hebdomadaires en moins, tandis que la m me augmentation de revenu hors travail du conjoint de 1 000 £/mois ne les am ne   offrir qu'environ quatre heures de moins. Un test effectu  sur ces coefficients nous indique qu'ils sont significativement diff rents, rejetant ainsi la propri t  de mise en commun du revenu exog ne, propre au mod le unitaire.

L'offre de travail des hommes en couple n'est g n ralement pas sensible aux variables familiales. Les hommes ne r agissent pas significativement   une hausse de leur propre taux de salaire ou de leur revenu hors travail, mais ils ont tendance   travailler d'autant moins que leur femme per oit un salaire  lev .

Cette premi re analyse des comportements joints d'offre de travail au sein du couple est en accord avec le sch ma traditionnel. On retrouve le fait bien connu que, dans les couples dont les deux membres travaillent, c'est le plus souvent la femme qui opte pour le temps partiel. Ce ph nom ne peut- tre d    des moindres incitations au travail du fait que les salaires f minins sont en moyenne plus bas, il peut refl ter une pr f rence accrue pour le temps de « loisir »¹ ou encore, dans le cadre des mod les collectifs, refl ter des modalit s de n gociation particuli res.

1. Ou, plus pr cis ment, une plus grande valeur du temps non marchand, ce qui pourrait provenir d'une plus grande productivit  dans le travail domestique.

Dans la section suivante, nous cherchons les déterminants de la répartition des pouvoirs de négociation au sein du couple.

Rationalité collective, partage du revenu hors travail et négociation familiale

La règle de partage nous donne une représentation du déroulement du processus de négociation conduisant à une certaine répartition des temps de travail marchand au sein du couple. Par convention, sa valeur sera d'autant plus élevée que la femme obtient une part du revenu hors travail importante avant sa décision d'offre. Dans la littérature (Chiappori et al. [2002]), elle fournit une mesure du « pouvoir » de négociation de la femme au sein du ménage. Nous avons recherché une bonne spécification de la règle de partage en introduisant divers facteurs de distribution.

Il s'avère que des variables de catégorie socioprofessionnelle, de niveau social des parents mesuré par les échelles de Cambridge, et d'inactivité de la mère lorsque la femme était enfant ne sont pas significatives.

Les opportunités externes de remariage sont mesurées ici, comme habituellement dans la littérature, par le *sex ratio*. Nous supposons que le marché du mariage est segmenté par région et par catégorie d'âge (une femme se remariant par hypothèse avec un individu situé dans une catégorie d'âge correspondant à son âge plus 2 ans, ce qui correspond à l'écart d'âge moyen observé dans notre échantillon). Le *sex ratio* a donc été calculé comme le rapport entre le nombre d'hommes sur le nombre de femmes dans la région (11 régions) et dans la catégorie d'âge de la femme plus deux ans (8 catégories). L'impact du *sex ratio* sur la règle de partage n'est pas significatif¹. Ce résultat n'est pas conforme aux prédictions du modèle. Cela peut être dû aux hypothèses faites ici sur la segmentation du marché du mariage que nous supposons régional alors qu'il peut jouer à un niveau géographique inférieur, comme le supposent Chiappori et al. [2002]. Le *sex ratio* dont nous disposons est d'une variabilité plus faible, ce qui peut rendre difficile l'obtention d'un impact significatif de celui-ci (cf. annexe A2). Plus vraisemblablement, le véritable « marché du remariage » s'offrant à chaque conjoint est caractérisé par des variables sociologiques beaucoup plus fines que la simple mesure d'un *sex ratio*² par âge. Enfin, l'identification de notre modèle est assurée grâce à l'introduction des revenus hors travail différenciés. Sur cette base, l'ajout du facteur de distribution *sex ratio* est rejeté. Finalement, bien que le statut marital joue un rôle significatif sur l'offre de travail des femmes, il ne peut pas être considéré comme un facteur de distribution car il est rejeté par le test de proportionnalité présenté dans le tableau 3. Cela peut s'interpréter comme provenant d'une corrélation entre statut marital et préférence pour le loisir³. Il n'est donc pas possible d'utiliser cette variable comme facteur de distribution.

1. Différentes définitions du *sex ratio* ont été tentées, notamment en prenant des catégories d'âge plus fines ou en prenant comme référence de calcul l'âge du conjoint.

2. Par exemple, des caractéristiques plus restrictives d'homogamie sociale, ethnique ou religieuse. Inversement, la caractérisation régionale considérée généralement peut n'être pas pertinente si un(e) conjoint(e) est amené à voyager régulièrement.

3. Une vision traditionnelle de la division du travail dans le couple pourra se traduire à la fois par une préférence pour le mariage et par une forte préférence pour le « loisir ».

Tableau 2. Estimation de la r egle de partage

Partage du revenu hors travail obtenu par la femme avant sa d�ecision d'offre de travail	Param�etre
Constante (Z)	Inconnue
Salaire Femme (W_f)	- 0.008 NS
Salaire Homme (W_m)	0.0304 *
Revenu hors travail femme (Y_f)	1.717 ***
Revenu hors travail homme (Y_m)	0.471 *

*** signalent un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, NS indique un coefficient non significatif.

Tableau 3. Comportement du mod ele collectif

Test de rationalit�e collective : $m_3(f_5 - f_4) - f_3(m_5 - m_4)$	- 93 289 NS
Test d'« income pooling » : $\phi_{y_f} - \phi_{y_m}$	1 246 *
Femme, � ϕ constant : d�eriv�ee de l'offre de travail hicksienne par rapport au salaire	266 669 **
Femme, � ϕ constant : d�eriv�ee de l'offre marshallienne par rapport au revenu ($h_{w_m}^f / \phi_{w_m}$)	- 9 165 **
Homme, � ϕ constant : d�eriv�ee de l'offre de travail hicksienne par rapport au salaire	468 974 NS
Homme, � ϕ constant : d�eriv�ee de l'offre marshallienne par rapport au revenu ($- h_{w_f}^m / \phi_{w_m}$)	- 11 832 NS
Test de l'introduction du statut marital comme facteur de distribution : $b_l^f(f_5 - f_4) = b_l^m(m_5 - m_4)$	- 35 672

*** signalent un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, NS indique un coefficient non significatif.

La r egle de partage finalement retenue montre qu'une hausse du salaire de l'homme conduit   une augmentation de la part de revenu hors travail obtenue par la femme, ce qui est d u   un effet volume (il y a plus de g ateau), et non   un effet pouvoir de n gociation (le pouvoir de n gociation de la femme d cro t). Les effets revenus sont conformes   nos attentes : le revenu hors travail apr es partage obtenu par la femme est sup erieur si elle-m eme ou son conjoint dispose de plus de revenu hors travail (effet volume, coefficient positif). Le pouvoir de n gociation de la femme semble augmenter avec son revenu hors travail (coefficient sup erieur   1) et diminuer avec celui de son conjoint. (coefficient inf erieur   1).

Le test de mise en commun du revenu hors travail est rejet  au seuil de 10 % dans le tableau 3 : un individu r agira significativement diff eremment selon qu'il est ou non le b en ficiaire direct d'un transfert de l' tat. En particulier, une femme r agira davantage si le revenu hors travail lui est directement vers  que s'il est vers    son conjoint ou « au m nage ». Par ailleurs, la rationalit e collective est test e dans le tableau 3. Les restrictions sur les d eriv ees crois ees (cf.  quation 21) nous conduisent   accepter la rationalit e collective. D'autre part, la fonction d'offre de travail marshallienne sous-jacente, correspondant   l'offre de travail moins les effets li s   la n gociation intra-familiale, a un comportement coh erent : les effets de substitution sont positifs tandis que les effets revenus sont n gatifs.

Règle de partage et inégalités familiales

La règle de partage peut servir d'outil d'analyse des inégalités intra-familiales. On peut considérer qu'une augmentation des transferts obtenus par la femme correspond à une amélioration de sa position au sein du couple. Cependant, dans le cas du modèle collectif d'offre de travail utilisé ici, des conclusions hâtives pourraient amener à des résultats contre-intuitifs. En effet une hausse du partage s'interprète comme une plus grande part du revenu hors travail attribué à la femme avant sa prise de décision d'offre de travail. Cette hausse de revenu va conduire la femme à consommer plus de loisir, et donc à travailler moins (par exemple à temps partiel). Ainsi, on en déduit que les femmes travaillent moins dans les ménages caractérisés par un plus grand pouvoir de négociation attribué à la femme. Inversement, aux couples « à double carrière », dans lesquels les femmes travaillent un nombre d'heures élevé, correspondrait généralement un faible pouvoir de négociation de la femme. Ce résultat paradoxal provient directement des hypothèses du modèle collectif d'offre de travail utilisé. Ce dernier considère en effet l'intégralité du temps hors travail marchand comme du loisir. Si ce loisir s'avère être en partie du temps passé à la production domestique (contribuant ainsi d'une autre façon à l'échange entre les conjoints), les conclusions en termes d'inégalités intra-familiales et de pouvoir de négociation pourraient être bien différentes.

CONCLUSION

En forme réduite, la modélisation jointe de l'offre de travail des couples britanniques nous permet de prendre en compte les interactions des comportements d'individus évoluant dans un même ménage. Les estimations obtenues sur l'offre jointe de travail des couples (BHPS [1997]) concordent globalement avec les estimations obtenues sur les célibataires et la théorie des modèles collectifs. Des restrictions collectives nous permettent de tester et d'accepter la rationalité collective. Par ailleurs, la fonction d'offre de travail marshallienne sous-jacente dispose de bonnes propriétés. La propriété de mise en commun du revenu hors travail dans la décision jointe d'offre de travail, propre au modèle unitaire, est rejetée.

Les estimations du modèle collectif nous conduisent aux conclusions suivantes. Il s'avère que le pouvoir de négociation de la femme croît avec son niveau de revenu hors travail. En revanche, il décroît avec le taux de salaire et le revenu hors travail du conjoint. Les opportunités externes de remariage représentées par le *sex ratio* ne semblent pas avoir d'effet significatif sur le déroulement du processus de négociation. Il en va de même des variables sociales. La mise en évidence de variables jouant sur la règle de partage sans influencer directement le goût du loisir paraît particulièrement difficile et peu robuste aux différentes spécifications. Il n'est pas exclu que ce phénomène ne constitue, pour les modèles de négociation fondés sur la Pareto-optimalité, la contrepartie empirique de la critique faite habituellement aux modèles de négociation coopératifs avec solution de Nash, quant à la difficulté de détermination du point de menace.

Par ailleurs, les interprétations de la règle de partage en termes d'inégalités intra-familiales dans le cas d'un simple choix travail/loisir sont à considérer avec

la plus grande prudence. Elles risquent de conduire, en effet,   des conclusions h atives et erron es. Ces interpr tations semblent contraires   l'intuition   savoir : plus les familles sont «  galitaires », plus la femme a tendance   travailler   temps partiel. Ceci est vraisemblablement d    l'interpr tation de l'int gralit  du temps hors travail comme  tant du temps de pur loisir. Une voie de recherche, incluant la production domestique, a  t  ouverte par Apps et Rees [1997], Chiappori [1997], Aronsson, Daunfeldt et Wikstr m [2001] ainsi que Rapoport et al. [2003]. Il faudra poursuivre les investigations dans ce sens.

R F RENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARONSSON T., DAUNFELDT S.-O., WIKSTR M M. [2001], « Estimating Intra-Household Allocation in a collective Model With Household Production », *Journal of Population Economics*, 14, p. 569-584.
- APPS P., REES R. [1997], « Collective Labor Supply and Household Production », *Journal of Political Economy*, 105, p. 178-190.
- BECKER G. [1981], *A Treatise on the Family*, Cambridge (Mass.), Harvard University Press.
- BERGSTR M T.C. [1996], « Economics in a Family Way », *Journal of Economic Literature*, 34, p. 1903-1934.
- BLUNDELL R., CHIAPPORI P.A., MAGNAC T., MEGHIR C. [1998], « Collective labor supply: heterogeneity and non participation », *Mimeo*, UCL.
- BOURGUIGNON F. [1984], « Rationalit  individuelle ou rationalit  strat gique : le cas de l'offre familiale de travail », *Revue  conomique*, 35 (1), p. 147-162.
- BOURGUIGNON F., CHIAPPORI P.A. [1992], « Collective models of household behavior: An introduction », *European Economic Review*, 36, p. 355-364.
- BOURGUIGNON F., BROWNING M., CHIAPPORI P.-A., LECHENE V. [1993], « Intra-Household Allocation of Consumption: a Model and some Evidence from French Data », *Annales d' conomie et de statistique*, 29, p. 137-156.
- BROSSELET C. [1992], *Fondements de la division du travail dans les mod les  conomiques du m nage*, Paris,  ditions Arguments.
- BROWNING M., BOURGUIGNON F., CHIAPPORI P.-A. et LECHENE V. [1994], « Income and Outcomes: A Structural Model of Intra-Household Allocation », *Journal of Political Economy*, 102, p. 1067-1096.
- BROWNING M., CHIAPPORI P.A. [1998], « Efficient intra-household allocations: a general characterization and empirical tests », *Econometrica*, 66, p. 1241-1278.
- CHIAPPORI P.A. [1988], « Rational household labor supply », *Econometrica*, 56, p. 63-89.
- CHIAPPORI P.A. [1992], « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100, p. 437-467.
- CHIAPPORI P.A. [1997], « Introducing Household Production in Collective Models of Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 105, p. 191-209.
- CHIAPPORI P.A., FORTIN B., LACROIX G. [2002], « Marriage market, divorce legislation and household labor supply », *Journal of Political Economy*, 110, p. 37-72.
- CIGNO A. [1991], *Economics of the Family*, Clarendon Press, Oxford.
- COGAN J. [1981], « Fixed cost and labor supply », 49, p. 945-964.
- DAVIES H., JOSHI H., KILLINGSWORTH M., PERONACI R. [2000], « How do couples spend time? » dans Siv GUSTAFSSON et D. MEULDERS (eds), *Gender and the labour market. Econometric evidence on obstacles in achieving gender equality*, Macmillan, Basingstoke, p. 226-259.

- DAVIDSON R., MAC KINNON J.G. [1993], *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- DONNI O. [2003], « Collective household labor supply: Non-participation and income taxation », *The Journal of Public Economics*, à paraître.
- FONG Y., ZHANG J. [2001], « The Identification of Unobservable and Independent Spousal Leisure », *Journal of Political Economy*, 109 (1), p. 191-202.
- FORTIN B., LACROIX G. [1997], « A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labor Supply », *Economic Journal*, 107, p. 933-955.
- GRONAU R. [1977], « Leisure, Home Production and Work: The Theory of the Allocation of Time Revisited », *Journal of Political Economy*, 85, p. 1099-1124.
- GROSSBARD-SHECHTMAN S. A., NEUMAN S. [1988], « Women's Labor Supply and Marital Choice », *Journal of Political Economy*, 96, p. 1294-1302.
- KOOREMAN P., KAPTEYN A. [1987], « A Disaggregated Analysis of The Allocation of Time within the Household », *Journal of Political Economy*, 95, 2, p. 223-249.
- LOLLIVIER S. [2001], « Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale », *Économie et Statistique*, 349-350, p. 125-140.
- LUNDBERG S. [1988], « Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach », *Review of Economics and Statistics*, 70 (2), mai 1988, p. 224-235.
- LUNDBERG S., POLLAK R. [1993], « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, 10, p. 987-1010.
- LUNDBERG S., POLLAK R. [1996], « Bargaining and Distribution in Marriage », *Journal of Economic Perspectives*, automne, 10 (4), p. 139-158.
- LUNDBERG S.J., POLLAK R., WALES T. [1997], « Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit », *Journal of Human Resources*, 32 (3), p. 463-480.
- MANSER M., BROWN M. [1980], « Marriage and Household Decision Theory-A Bargaining Analysis », *International Economic Review*, 21, p. 21-34.
- MOREAU N. [2000], « Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises », *Économie et Prévision*, 146, p. 61-71.
- MOREAU N., DONNI O. [2002], « Une estimation d'un modèle collectif d'offre de travail avec taxation », *Annales d'économie et statistiques*, 65, p. 55-83.
- Mc ELROY M., HORNEY M. [1981], « Nash-Bargained Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand », *International Economic Review*, 22, p. 333-349.
- Mc ELROY M. [1990], « The Empirical Content of Nash-bargaining Household Behavior », *Journal of Human Resources*, 25, p. 559-583.
- MROZ T.A [1987], « The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions », *Econometrica*, 55 (4), p. 765-799.
- OCDE [2001], *Perspectives de l'emploi*, OCDE Paris.
- OTT N. [1992], *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*, New York, Springer Verlag.
- RAPOPORT B., SOFER C. et SOLAZ A. [2003], « Household Production in a Collective Model: Some New Results », Cahiers de la MSE, série blanche, n° 03039.
- SAMUELSON P. [1956], « Social Indifference Curves », *Quarterly Journal of Economics*, 70, p. 1-22.
- SCHULTZ T.P. [1990], « Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility », *Journal of Human resources*, 25, p. 599-634.
- SOFER C. [1999], « Modélisations économiques de la prise de décision dans la famille », annexe dans B. d'INTIGNANO, *L'Égalité économique entre hommes et femmes*, rapport CAE, La Documentation française.
- THOMAS D. [1990], « Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach », *Journal of Human Resources*, 25, p. 635-664.
- UDRY C. [1996], « Gender, Agricultural Production and the Theory of the Household », *Journal of Political Economy*, 104, p. 1010-1046.
- VERMEULEN F. [2000], « A collective model for female labour supply with nonparticipation and taxation », *Mimeo*, Leuven, Center for Economic Studies.

ANNEXES

A1. CALCUL DES D ERIV EES DE LA R EGLE DE PARTAGE

Notons Y_l les revenus hors travail apr es partage, les fonctions d'offre de travail s' crivent en terme des fonctions marshalliennes H ( equations (2)) :

$$h^f = H^f(w_f, Y_f; z) = H^f(w_f, \phi(w_f, w_m, y_f, y_m, \dots, s_l \dots); z) \quad (2a)$$

$$h^m = H^m(w_m, Y_m; z) = H^m(w_m, y_f + y_m - \phi(w_f, w_m, y_f, y_m, \dots, s_l \dots); z) \quad (2b)$$

Les d eriv ees de ces  equations par rapport aux prix, revenus et facteurs de distribution s'expriment en terme des d eriv ees de la r egle de partage :

$$h^f_{w_f} = H^f_{w_f} + H^f_{Y_f} \phi_{w_f} \quad (23a) \qquad h^m_{w_f} = -H^m_{Y_m} \phi_{w_f} \quad (23b)$$

$$h^f_{w_m} = H^f_{Y_f} \phi_{w_m} \quad (24a) \qquad h^m_{w_m} = H^m_{w_m} - H^m_{Y_m} \phi_{w_m} \quad (24b)$$

$$h^f_{y_f} = H^f_{Y_f} \phi_{y_f} \quad (25a) \qquad h^m_{y_f} = H^m_{Y_m} (1 - \phi_{y_f}) \quad (25b)$$

$$h^f_{y_m} = H^f_{Y_f} \phi_{y_m} \quad (26a) \qquad h^m_{y_m} = H^m_{Y_m} (1 - \phi_{y_m}) \quad (26b)$$

$$h^f_{s_l} = H^f_{Y_f} \phi_{s_l} \quad (27a) \qquad h^m_{s_l} = H^m_{Y_m} \phi_{s_l} \quad (27b)$$

La r esolution de ce syst eme d' equation permet de trouver les expressions des d eriv ees de la r egle de partage ϕ . On  elimine les effets revenus, inobserv es, de la demande marshallienne $H^f_{Y_f}$ et $H^m_{Y_m}$. Pour cela, posons $A = \frac{h^f_{w_m}}{h^f_{y_f}}$, $B = \frac{h^m_{w_f}}{h^m_{y_f}}$, $C = \frac{h^f_{y_m}}{h^f_{y_f}}$, $D = \frac{h^m_{y_m}}{h^m_{y_f}}$ et

$E_l = \frac{h^f_{s_l}}{h^f_{y_f}}$ pour $l = 1 \dots L$. Auquel cas :

$$A = \frac{\phi_{w_m}}{\phi_{y_f}} \quad (28)$$

$$B = \frac{-\phi_{w_f}}{1 - \phi_{y_f}} \quad (29)$$

$$C = \frac{\phi_{w_m}}{\phi_{y_f}} \quad (30)$$

$$D = \frac{1 - \phi_{w_m}}{1 - \phi_{y_f}} \quad (31)$$

$$E_l = \frac{\phi_{s_l}}{\phi_{y_f}} \text{ pour } l = 1 \dots L \quad (32)$$

La r esolution du syst eme de $4 + L$  equations (23)  a (27)  a $4 + L$ inconnues se r esout ais ement pour donner l'expression des d eriv ees de la r egle de partage,  equations (3)  a (7).

A2. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Sous-échantillon utilisé : 1 053 couples de travailleurs

Variable	Moyenne	Écart-type
Heures de travail hebdomadaire femme H_f	28 954	10 802
Heures de travail hebdomadaire homme H_m	39 673	7 053
Salaire horaire femme W_f (en £)	7 933	6 815
Salaire horaire homme W_m (en £)	10 763	5 694
Revenu hors travail femme y_f (en 1 000 £/mois)	0.0796	0.117
Revenu hors travail homme y_m (en 1 000 £/mois)	0.0583	0.188
Indice d'opinion sur le rôle de la femme dans la famille, de 0 (moderne) à 45 (traditionnel)*	19.457	4.209
<i>Sex ratio</i> **	0.5032	0.0127
Proportion de couples avec enfant(s)	47.67 %	
Proportion de couples avec enfant(s) de moins de 5 ans	15.77 %	
Proportion de couples mariés	79.87 %	

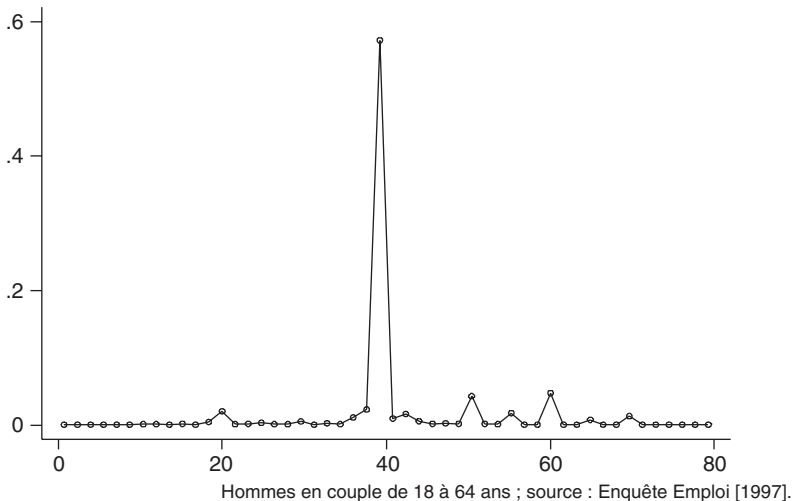
* L'indice est calculé à l'aide de cinq niveaux de réponse aux neuf questions suivantes :

- Pensez-vous qu'un enfant en bas-âge souffre si la mère travaille ?
- Pensez-vous que la famille souffre si la femme travaille ?
- La femme et la famille sont plus heureux si la femme travaille ?
- Le mari et la femme doivent tous deux participer aux tâches ménagères ?
- Le travail à plein temps rend la femme indépendante ?
- Le mari doit gagner de l'argent, la femme rester à la maison ?
- Les enfants ont autant besoin du père que de la mère ?
- L'employeur doit aider quand il y a des enfants ?
- Les parents célibataires sont aussi bons que les parents en couple ?

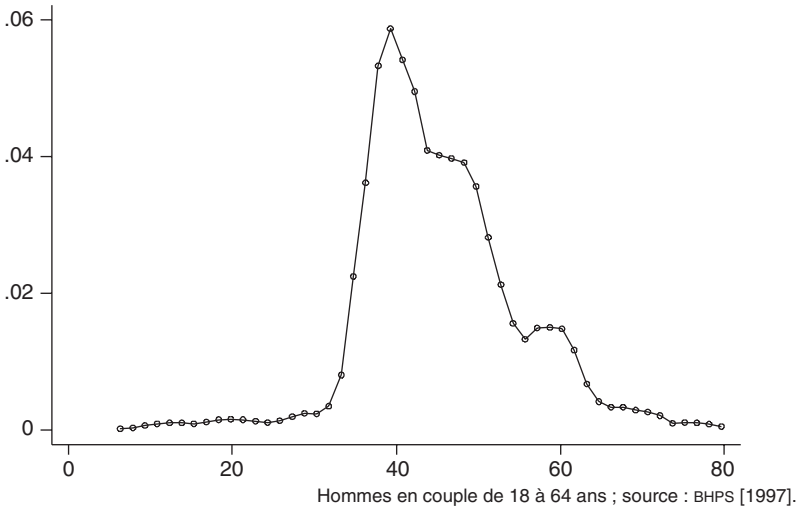
** Le *sex ratio* a été calculé à l'aide du LFS comme le nombre d'hommes de l'âge de la femme plus 2 ans sur le nombre de femmes de son âge (10 classes d'âge), par région (11 régions).

A3. DISTRIBUTION DES HEURES HEBDOMADAIRES MASCULINES NORMALEMENT TRAVAILLÉES

En France



En Grande-Bretagne



La distribution des heures hebdomadaires des Franais se concentre en un pic   39 heures, tandis qu'elle est davantage r epartie sur donn ees britanniques, essentiellement en ce qui concerne les dur ees longues du travail.

A4. OFFRE DE TRAVAIL DES C ELIBATAIRES

	Femmes	Hommes
Constante	28 964 ***	29 465 ***
Log (W)	6 570 ***	4 876 **
Revenu hors travail	- 7 664 **	- 12 345 **
�ge	- 0.094 **	0.049 NS
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	- 5.110 **	- 0.516 *
Nombre d'enfants de 5 ans et plus	- 3.275 ***	
Niveau d'�tudes moyen	2.947 **	- 1.084 NS
Niveau d'�tudes �lev�	2.074 NS	- 1.689 *
L'opinion sur le r�le de la femme dans la famille est plus traditionnelle	- 0.288 ***	
�lasticit� Salaire compens�e	55 967 **	114 577 **
�lasticit� Salaire non compens�e	0.217 ***	0.131 **
�lasticit� Revenu	- 0.035 **	- 0.023 **

*** signalent un coefficient significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %, NS indique un coefficient non significatif.