

Mémoire de DEA:
Quel est l'impact de l'inégalité des salaires au sein du couple sur
le partage des tâches ménagères? Une estimation à partir des
enquêtes Emploi du temps.

LAURENCE GUERRE

DEA APE
2003-2004

Directeur: Thomas Piketty

Résumé:

En moyenne, les femmes françaises continuent à prendre à leur charge 80% des tâches ménagères faites par le couple. Jusqu'à présent, les modèles économiques ont expliqué cette répartition par des différences de productivité dans les secteurs marchand et domestique. Par opposition, nous montrons que, comme l'allocation des ressources, le partage des tâches ménagères au sein du couple est conflictuel et dépend notamment de la structure des revenus du foyer. En effet, à temps de travail donné, plus l'écart de salaire se creuse au bénéfice de l'homme, moins celui-ci contribue au travail domestique.

Table des matières

1	Introduction	7
2	L'approche collective et sa pertinence empirique	9
2.1	La remise en cause du modèle unitaire	9
2.1.1	Le modèle unitaire	9
2.1.2	Prolongements du modèle unitaire avec Samuelson et Becker	10
2.1.3	Dépassement du modèle unitaire	11
2.2	Le modèle collectif.	11
2.2.1	Les modèles non coopératifs	11
2.2.2	Les modèles coopératifs	12
2.3	Etudes empiriques validant l'approche collective	18
3	Salaires et partage des tâches ménagères	21
3.1	Description des données	22
3.2	Stratégie empirique	23
3.3	Statistiques descriptives	25
3.4	Résultats des régressions	25
3.4.1	Echantillon complet	29
3.4.2	Echantillon sans les inactifs et les chômeurs	30
3.4.3	Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels	30
3.5	Interprétation des résultats et portée théorique	36
3.5.1	Remise en cause du modèle de Becker	36
3.5.2	Le modèle collectif et l'efficacité paretienne	43
4	Conclusion	47
A	Construction des variables	49
B	Imputation des revenus	51
C	Evolution de l'échantillon	53
D	Résultats des régressions	55
	Bibliographie	67

Chapitre 1

Introduction

Depuis les années quatre-vingt, la théorie économique a pris ses distances vis-à-vis du modèle classique qui, en microéconomie, modélise le comportement du ménage à l'aide d'une fonction d'utilité unique maximisée par rapport à une contrainte budgétaire. Cette approche dite "unitaire" fait comme si le ménage se ramenait à un seul individu en agrégeant les préférences individuelles en un système de préférences sociales. La nouvelle approche consiste à prendre en compte cette pluralité de décideurs en adoptant une représentation collective de la prise de décision dans le ménage. L'idée principale sur laquelle repose ce courant est que chaque individu dans le ménage doit être caractérisé par des préférences qui lui sont propres. Outre le fait qu'elle pallie à certaines insuffisances méthodologiques rencontrées par le modèle unitaire et qu'elle semble mieux à même d'expliquer les résultats empiriques dans le domaine, l'approche collective permet également d'élargir son objet d'étude vers des questions telles que les inégalités à l'intérieur du ménage, les politiques ciblées sur les hommes et les femmes, ou encore la formation et la dissolution du couple.

Ces modèles dits "collectifs" conçoivent la prise de décision au sein du ménage comme un processus de négociation qui peut être coopératif ou non coopératif selon les approches, l'issue de cette négociation étant fonction de paramètres variables dont certains renvoient toujours aux revenus respectifs des membres du ménage.

Parmi les résultats qui découlent de ces modèles, il y en a un qui est particulièrement intéressant, à savoir le fait que l'allocation des ressources au sein du ménage dépende de la contribution de chacun aux revenus du ménage.

L'objet de ce mémoire est d'étendre ce résultat à la question de l'allocation du temps au sein du ménage et en particulier au partage des tâches ménagères.

L'allocation du temps au sein du ménage a déjà été étudiée dans le cadre de modèles collectifs. Les premiers modèles se sont intéressés à la question de l'offre de travail en considérant une répartition classique du temps entre temps de travail et temps de loisir. Des modèles plus récents ont analysé une triple répartition du temps en prenant en compte le temps passé au travail ménager et en introduisant une fonction de production domestique. Cependant, l'approche reste très classique dans la mesure où ces modèles considèrent que le temps passé par chacun aux tâches ménagères est déterminé par la maximisation d'une fonction de production domestique à laquelle a été retranché le coût de production, fonction du salaire de chacun. Ces modèles ne considèrent donc pas que le partage des tâches ménagères fasse l'objet d'une véritable négociation. Or c'est ce dernier point que nous voulons montrer.

Pour ce faire, nous étudions l'impact de l'inégalité des salaires entre l'homme et la femme d'un couple sur le partage des tâches ménagères. Nous restreignons donc notre objet d'étude au couple. L'idée est que si le partage des tâches ménagères fait l'objet d'une négociation, le rapport de force au sein de cette négociation dépend de l'écart de salaire entre l'homme et la femme.

Il s'agit là d'une étude qui nous semble assez novatrice, dans la mesure où c'est la première fois que l'on cherche à mesurer l'impact du salaire sur le partage des tâches ménagères, mais aussi parce qu'elle exploite des données sur l'emploi du temps des ménages qui, tirées de l'enquête emploi du temps de l'INSEE de 1998-1999, sont très précises.

Dans un premier temps, nous reprenons les principales avancées théoriques apportées par l'approche collective et nous en soulignons la pertinence empirique, avant de passer à l'estimation de l'impact des salaires sur le partage des tâches ménagères.

Chapitre 2

L'approche collective et sa pertinence empirique

2.1 La remise en cause du modèle unitaire

2.1.1 Le modèle unitaire

Jusqu'au début des années quatre-vingt, le modèle unitaire est resté le modèle de référence pour la modélisation des décisions du ménage. Dans cette approche, les préférences individuelles sont agrégées en un système de préférences sociales. En conséquence, le ménage est censé se comporter comme un individu qui maximise une fonction d'utilité unique sous sa contrainte budgétaire. Il s'agit donc de la théorie standard du consommateur, théorie que l'on va un peu développer afin de mieux comprendre les enjeux auxquels doivent faire face les modèles collectifs par la suite.

Le problème de maximisation des préférences s'écrit :

$$\max_x u(x), \text{ sous contrainte } px \leq m,$$

où x est un vecteur de biens, $p = (p_1, \dots, p_k)$, le vecteur de prix des biens de 1 à k et m la somme dont dispose le consommateur.

En posant l'hypothèse de non saturation locale, un panier x^* qui maximise l'utilité doit satisfaire la contrainte budgétaire par une égalité. On peut donc reformuler le problème comme suit :

$$v(p, m) = \max_x u(x), \text{ tel que } px = m.$$

La fonction $v(p, m)$ qui donne l'utilité maximale qu'il est possible d'atteindre pour des prix et un revenu donnés est la fonction d'utilité indirecte. La valeur de x qui résoud le problème est le panier demandé par le consommateur. La fonction $x(p, m)$ qui lie p et m au panier demandé est la fonction de demande du consommateur (ou fonction de demande marshallienne).

On peut aussi poser le problème de façon symétrique, de manière à minimiser une fonction de dépense :

$$e(p, u) = \min_x px, \text{ tel que } u(x) \geq u.$$

La fonction de dépense donne donc le coût minimum pour atteindre un niveau d'utilité déterminé.

La fonction $h(p, u)$ qui constitue le panier minimisant la dépense nécessaire pour atteindre le niveau d'utilité u au prix p est la fonction de demande hicksienne ou fonction de demande compensée, dans la mesure où les variations de prix et de revenu se compensent entre elles pour laisser le niveau d'utilité inchangé.

On en arrive ici à l'intérêt de l'approche unitaire, qui est qu'elle mène à des restrictions sur le comportement du ménage permettant des tests empiriques des hypothèses théoriques sous-jacentes. En particulier, la matrice des termes de substitution de la fonction de demande compensée, $(\partial h_j(p, u)/\partial p_i)$, doit être symétrique et semi-définie négative. Ces restrictions concernent les fonctions de demande hicksiennes qui ne sont pas directement observables. Cependant, l'équation de Slutsky¹ permet d'exprimer les dérivées de h par rapport à p comme des dérivées de x par rapport à p et m , ces dernières dérivées étant observables.

De plus, si cette condition est satisfaite, il est possible de retrouver les préférences du ménage à partir de l'observation des fonctions de demande. L'idée est que l'on peut trouver une fonction d'utilité indirecte qui décrit le comportement de demande observé $x(p, m)$. On appelle cela l'intégrabilité.

2.1.2 Prolongements du modèle unitaire avec Samuelson et Becker

Une des premières limites du modèle unitaire qui ait été mise en avant est d'ordre méthodologique et s'attache au fait que la théorie néoclassique de l'utilité ait été développée afin d'étudier les choix des individus et non de groupes tels que les ménages. Or le théorème d'impossibilité de Arrow démontre qu'un groupe d'individus ne se comporte pas nécessairement comme un seul individu doté de ses propres préférences rationnelles.

Samuelson (1956), puis Becker (1974, 1991) ont cherché à montrer que, malgré l'existence de préférences distinctes au sein du ménage, il était possible de se ramener à une décision unique.

Samuelson a montré qu'un ménage se comportera comme un individu si les agents choisissent de maximiser une fonction de bien-être social. Cependant, les hypothèses pour passer des préférences individuelles à cette fonction sont très restrictives et ne peuvent pas être retenues.

Becker a donné un résultat similaire à celui de Samuelson dans le cas où le ménage serait composé d'un membre altruiste (le frère ou le père), dont l'utilité dépend de celle de ses partenaires, et de un ou plusieurs autres membres égoïstes. Ce résultat est connu sous le nom de théorème de l'enfant gâté. L'idée en est que la présence d'une personne altruiste qui fait des transferts monétaires positifs à chaque membre de la famille suffit pour inciter ces membres égoïstes à maximiser le revenu familial. La distribution résultante est celle qui maximise la fonction d'utilité altruiste soumise à la contrainte budgétaire familiale. Ainsi, le ménage se comporte bien comme si la fonction d'utilité du membre altruiste était maximisée.

Cependant, ce résultat repose lui aussi sur une hypothèse assez forte : le membre altruiste doit disposer de ressources suffisamment importantes pour modifier ses transferts en réponse aux décisions des autres membres.

¹Equation de Slutsky :

$$\frac{\partial x_j(p, m)}{\partial p_i} = \frac{\partial h_j(p, v(p, m))}{\partial p_i} - \frac{\partial x_j(p, m)}{\partial m} x_i(p, m).$$

2.1.3 Dépassement du modèle unitaire

Outre ce problème méthodologique d'agrégation des préférences individuelles, le modèle unitaire ne s'accorde pas du tout avec les résultats empiriques.

En effet, comme on l'a souligné plus tôt, les fonctions de comportement du ménage doivent satisfaire au moins deux restrictions qui ont été testées sur des données empiriques. D'une part, les effets compensés des prix sur les demandes de biens (ou de loisir) doivent être symétriques et négatifs, en vertu de la condition de Slutsky. Or, en s'appuyant sur des données canadiennes, Browning et Chiappori (1998) ont montré que la symétrie, si elle n'est pas rejetée pour les célibataires, l'est bien pour les couples. D'autre part, d'après l'hypothèse d'agrégation des revenus (aussi appelée *income pooling*), seul le revenu total du ménage, et non sa répartition selon son origine, importe pour expliquer le comportement de ce dernier. Or il a été montré que ce n'était pas le cas. Ainsi, des revenus plus élevés chez les femmes sont généralement associés à des dépenses plus importantes en restaurant, vêtements de femmes et soins relatifs aux enfants. Des revenus plus importants chez les hommes sont associés à des dépenses plus importantes en alcool et tabac. Pour des données sur les pays en développement, on trouve que des transferts monétaires en faveur des femmes ont une répercussion positive sur la santé et la nutrition des enfants, ce qui n'est pas le cas quand ces transferts sont faits aux hommes, qui dépensent généralement beaucoup plus en biens de prestige.

2.2 Le modèle collectif.

Face aux insuffisances du modèle unitaire s'est développée l'approche collective, à partir des années quatre-vingt, avec trois articles fondateurs, articles de Manser et Brown (1980), de McElroy et Horney (1981) et enfin de Chiappori (1988). Par opposition au modèle unitaire, cette approche consiste en une représentation collective de la prise de décision dans le ménage, les modèles collectifs partageant tous un même postulat théorique, à savoir que chaque individu dans le ménage doit être caractérisé par des préférences propres. A partir de là, les mécanismes expliquant les prises de décision à l'intérieur du ménage varient d'un modèle à l'autre. Il y a deux familles de modèles, les modèles non-coopératifs qui s'appuient sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash et qui, de ce fait, ne mènent pas nécessairement à des solutions efficaces au sens de Pareto, et les modèles coopératifs qui, eux, partent du postulat que le processus de décision, quel qu'il soit, mène à des solutions Pareto-efficaces.

Cependant, malgré ces différences, les modèles collectifs vont essayer de trouver des propriétés similaires à celles du modèle unitaire, à savoir des restrictions sur le comportement du ménage qui soient testables ainsi que la possibilité d'identifier les composantes structurelles en retrouvant les caractéristiques des préférences et du processus de négociation à partir de l'observation des demandes du ménage.

Nous allons étudier plus en détails ces deux approches, dans le but, par la suite, de voir comment elles peuvent contribuer à expliquer la négociation relative au partage des tâches ménagères.

2.2.1 Les modèles non coopératifs

Les modèles non coopératifs partent de l'idée selon laquelle les décisions du ménage ne sont pas forcément Pareto-efficaces. Ils se fondent généralement sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash, dont les solutions peuvent ne pas être efficaces : à l'équilibre, il est souvent possible d'améliorer le bien-être d'un membre du ménage sans détériorer celui de ses partenaires. Et cela d'autant plus qu'il s'agit souvent de jeux répétés qui ont par nature un grand nombre de solutions, la sélection par les membres du ménage étant faite selon des conventions sociales ou

culturelles. Le principe en est que chaque agent dans le ménage maximise son utilité par rapport à sa contrainte budgétaire, en prenant les actions de ses partenaires comme données.

L'avantage de ces modèles est que l'équilibre atteint est auto-exécutoire (self-enforcing), c'est-à-dire qu'il ne nécessite pas de mécanisme particulier pour assurer sa réalisation, alors même qu'il n'y a pas d'engagements de nature coercitive possibles au sein du mariage (en Anglais, binding agreements).

Cette approche est assez pertinente quand il s'agit d'expliquer pourquoi l'augmentation du salaire d'un individu dans le ménage a un effet négatif sur l'offre de travail de son partenaire. Elle s'accorde aussi assez bien avec des études récentes sur des situations où les ménages ne se comportent manifestement pas de manière efficace, comme on le verra par la suite.

Cependant, on a tendance à favoriser l'approche coopérative, parce que, en dehors de quelques cas particuliers (ce sont surtout au sein des ménages de pays en développement que l'on constate des comportements non efficaces), elle semble plus proche des comportements observés des ménages dans les pays développés. En outre, comme nous allons le voir, des aspects non coopératifs peuvent être intégrés au sein de modèles coopératifs.

2.2.2 Les modèles coopératifs

Par opposition aux modèles non coopératifs, les modèles coopératifs sont fondés sur l'idée que les décisions au sein du ménage sont Pareto-efficaces : à l'équilibre, il n'est pas possible d'améliorer le bien-être d'un des membres du ménage sans détériorer celui de son partenaire. Ils justifient ce parti pris par le fait que le ménage est le lieu d'un jeu répété, ce qui implique à la fois que chacun connaît les préférences des autres membres du ménage et que, de part cette symétrie d'information, il est plausible que les agents trouvent des mécanismes pour favoriser les solutions efficaces. D'ailleurs, la théorie des jeux a montré que la coopération émerge souvent comme équilibre de long terme d'une structure non coopérative répétée. De plus, l'efficacité est sans doute la généralisation la plus naturelle de la maximisation de l'utilité à un groupe de personnes. En particulier, un modèle collectif de cet ordre inclut la représentation unitaire comme cas particulier.

C'est Chiappori qui, dans son article de 1988, pose les bases des modèles coopératifs en explicitant le postulat selon lequel, quel que soit le processus de décision, celui-ci doit aboutir à des solutions Pareto-efficaces.

Cependant, si l'approche coopérative de Chiappori repose uniquement sur le postulat de Pareto-efficacité, les premiers modèles précisent la nature du processus de décision au sein du ménage, et en particulier ceux de Manser et Brown (1980), McElroy et Horney (1981) et, plus récemment, Lundberg et Pollak (1993). Il s'agit généralement d'une négociation de Nash. Dans ces modèles, chaque membre a une utilité de réservation, ou point de menace, qui représente le bien-être minimal qu'il peut obtenir au cas où aucun accord coopératif n'est atteint. Ce point de menace dépend des revenus de chacun (plus généralement des ressources que chacun contrôle et dont il peut bénéficier en cas de désaccord), ainsi que de l'environnement économique et social (état du marché du travail si la personne compte retrouver un emploi, état du marché matrimonial au cas où elle voudrait se remarier, législation sur les pensions et allocations versées à la personne qui a la garde des enfants, etc.). Une fois ces points de menace définis, le surplus découlant de la coopération est partagé géométriquement entre les membres.

Ainsi, dans ce type de modèles, la question du contrôle des ressources est centrale. De plus, les politiques publiques ont un impact sur la distribution au sein du ménage, puisqu'elles affectent les utilités des agents en cas de désaccord et donc les points de menace.

Les premiers modèles ont considéré que c'était le divorce qui constituait le point de menace. Désormais, on considère que c'est plutôt une situation où il n'y a plus de coopération entre les différents membres. On privilégie donc un point de menace qui est interne au mariage plutôt qu'externe. L'avantage d'une telle approche est qu'elle peut expliquer pourquoi des transferts monétaires ciblés qui ne changent pas la situation du couple en cas de divorce peuvent cependant avoir un impact sur la distribution à travers une modification du contrôle des ressources.

Dans cette lignée, nous allons ici reprendre un modèle développé par Lundberg et Pollak (1993), modèle fondé sur le couple et qui a l'avantage de lier les approches coopérative et non coopérative. Il s'agit du "separate spheres bargaining model". Les auteurs ne prennent pas le divorce comme point de menace, mais un équilibre non coopératif au sein du mariage, équilibre qui reflète la répartition traditionnelle des rôles selon le sexe. Cet équilibre requiert une coordination minimale, puisque chacun a la responsabilité d'une sphère spécifique. Plus précisément, chacun se spécialise dans l'approvisionnement de certains biens publics, cette spécialisation reflétant d'ailleurs plus les normes sociales que les préférences ou les différences de productivité du couple. On peut par exemple considérer que la femme se spécialise dans les tâches ménagères et son mari dans l'apport de revenus financiers.

Le modèle se résout en deux temps. On considère tout d'abord la situation coopérative avec une négociation de Nash.

On désigne le mari par h et la femme par w . Leurs utilités respectives sont données par $U^h(x_h, q_1, q_2)$ et $U^w(x_w, q_1, q_2)$, où x_h et x_w sont des biens privés consommés par le mari et la femme, dont le prix est normalisé à 1, et q_1 et q_2 sont des biens publics consommés par les deux à la fois. Le point de menace est noté $[T^h(p_1, p_2, I_h, I_w), T^w(p_1, p_2, I_h, I_w)]$, où $T^i(p_1, p_2, I_h, I_w)$ est la fonction d'utilité indirecte, p_1 et p_2 sont les prix relatifs des biens publics, et I_h et I_w sont les revenus exogènes de l'homme et de la femme.

L'équilibre coopératif est celui qui maximise la fonction de bien-être social sous la contrainte budgétaire du ménage, soit

$$\max_{x_h, x_w, q_1, q_2} [U^h(x_h, q_1, q_2) - T^h(p_1, p_2, I_h, I_w)][U^w(x_w, q_1, q_2) - T^w(p_1, p_2, I_h, I_w)],$$

sous la contrainte

$$x_h + x_w + p_1 q_1 + p_2 q_2 = I_h + I_w.$$

On en déduit les fonctions de demande suivantes :

$$\begin{cases} x_i = g^{x_i}(p_1, p_2, I_h, I_w), i = h, w, \\ q_k = g^{q_k}(p_1, p_2, I_h, I_w), k = 1, 2. \end{cases}$$

Désormais, on s'intéresse au point de menace qui est donc défini comme un équilibre non coopératif de type Cournot-Nash.

Comme on l'a dit plus haut, on suppose que la répartition des tâches entre l'homme et la femme est déterminée par des normes sociales. Ainsi, on considère la situation où le bien public q_1 tombe dans la sphère du mari, tandis que q_2 tombe dans la sphère de sa femme. Dans une situation non coopérative, chacun décide unilatéralement du niveau sa contribution en bien public.

Le mari choisit x_h et q_1 de façon à maximiser $U^h(x_h, q_1, \bar{q}_2)$ sous la contrainte $x_h + p_1 q_1 = I_h$, où \bar{q}_2 est le niveau de bien public choisi par la femme. Cela définit l'ensemble de fonctions de réaction

$$\begin{cases} x_h = f^{x_h}(p_1, I_h, \bar{q}_2) \\ q_1 = f^{q_1}(p_1, I_h, \bar{q}_2). \end{cases}$$

De façon similaire, la demande de la femme pour (x_w, q_2) dépend de \bar{q}_1 . L'équilibre de Cournot est déterminé par l'intersection des demandes de biens publics.

On trouve ainsi les fonctions d'utilité indirecte qui définissent le point de menace.

A l'issue de la solution coopérative, la distribution finale des ressources au sein du couple dépend bien du revenu de chacun.

Cependant, les auteurs font remarquer qu'il est tout-à-fait possible que l'équilibre non coopératif, tout sous-optimal qu'il soit puisque le niveau de bien public produit est trop faible, reste l'équilibre final atteint par le ménage si celui-ci n'arrive pas à mettre en place des engagements stables.

Si les conclusions que l'on peut tirer de ce type de modèles sont très intéressantes (impact de la répartition des revenus ainsi que des facteurs sociaux et économiques sur la distribution des ressources au sein du ménage), les modèles qui ne spécifient pas le processus de décision semblent tout de même plus pertinents. Comme on le verra, ces derniers conservent les grands points des modèles de négociation de Nash et arrivent aux mêmes conclusions. Mais ils dépassent la critique majeure que l'on peut faire au fait de spécifier le type de négociation qui est que, si les implications empiriques du modèle en question sont rejetées, il est impossible de déterminer si c'est le choix du type de négociation qui est rejeté ou bien le caractère collectif du modèle, en opposition à l'approche unitaire. En outre, certains auteurs soulignent que la négociation de Nash n'impose pas de restrictions supplémentaires sur le comportement du ménage par rapport à la seule hypothèse d'efficacité que nous allons étudier maintenant.

Ainsi, en réponse à ces modèles, Chiappori pose comme unique hypothèse le caractère Pareto-efficace des décisions du ménage. Aucune restriction n'est faite a priori sur le point particulier qui sera choisi par le ménage sur la frontière d'efficacité. Cette faible restriction permet pourtant de dériver des implications testables et d'identifier une part importante du processus de décision et des préférences individuelles, et cela à partir de la seule observation de la consommation globale du ménage.

A partir de ce seul postulat de Pareto-efficacité s'est développé une grande diversité de modèles coopératifs qui se distinguent par la nature des biens et la structure des préférences qu'ils considèrent. On va donc tout d'abord rendre compte de cette diversité, avant d'analyser les propriétés de ces modèles et en particulier les implications testables qu'ils engendrent ainsi que la question de l'intégrabilité².

Pour ce faire, nous considérons un ménage composé de deux personnes, A et B , qui ont des préférences distinctes sur l'ensemble des biens consommés. Les biens achetés peuvent avoir trois usages, à savoir une consommation privée par A , une consommation privée par B et une consommation publique (il peut arriver qu'un bien ait plusieurs usages). On désigne ces usages par les trois vecteurs suivants :

$$q_A = \begin{pmatrix} q_A^1 \\ \vdots \\ q_A^K \end{pmatrix}, \quad q_B = \begin{pmatrix} q_B^1 \\ \vdots \\ q_B^K \end{pmatrix}, \quad Q = \begin{pmatrix} Q^1 \\ \vdots \\ Q^K \end{pmatrix}.$$

De plus, si le vecteur $\xi = (\xi^1, \dots, \xi^K)'$ désigne les biens achetés par le ménage, nous avons la relation suivante :

²Pour ce passage, nous suivons la synthèse qui a été faite par Chiappori et Donni (2003).

$$\xi = q_A + q_B + Q.$$

La contrainte budgétaire du ménage est donnée par :

$$\pi' \cdot \xi = y, \quad (2.1)$$

où y est la dépense totale et $\pi = (\pi^1, \dots, \pi^K)'$ désigne le vecteur de prix correspondant à ξ .

Dans la réalité, on observe uniquement les demandes globales ξ et non l'usage qui est fait des biens achetés. Ainsi, les prédictions doivent être fondées sur ces seules demandes.

A présent, on peut considérer plusieurs structures de préférences. On peut supposer que les préférences dépendent de la consommation de l'individu considéré mais également de celle de son partenaire, dans les cas d'altruisme ou d'externalités dans la consommation. Les fonctions d'utilité des membres du ménage sont alors de la forme suivante :

$$U_I(q_A, q_B, Q), \quad I = A, B, \quad (2.2)$$

alors même que la distinction entre consommations publiques et consommations privées n'a plus vraiment de sens.

Par opposition à ce cas d'altruisme, appelé aussi altruisme paternaliste, il est possible d'avoir des préférences de type *caring* dans un environnement sans externalités. On parle d'altruisme pur. Les fonctions d'utilité ont alors la forme suivante :

$$U_I(u_A(q_A, Q), u_B(q_B, Q)). \quad (2.3)$$

Enfin, on peut aussi prendre en compte le cas d'agents égoïstes. En l'absence d'externalités, les préférences sont données par :

$$U_I(q_I, Q). \quad (2.4)$$

Cependant, si tous les biens consommés sont publics, il n'y a plus de distinction possible entre altruisme et égoïsme.

On peut aussi faire des distinctions en fonction de la nature des biens. Ainsi, si l'on considère un bien k , ce bien peut être privé ($Q^k = 0$) ou public ($q_A^k + q_B^k = 0$). Le cas particulier où les biens publics et privés sont disjoints est souvent étudié. Si $q = q_A + q_B$ désigne la demande de biens privés du ménage, p et P le prix des biens privés et des biens publics, cela signifie que :

$$\begin{cases} Q' \cdot q = 0 \\ \pi = p + P \end{cases}.$$

Si un bien n'est consommé que par une seule personne dans le ménage, on parle de bien exclusif. C'est généralement le cas du loisir. Les vêtements peuvent également être considérés comme des biens exclusifs. Cependant, on utilise plutôt la notion de biens assignables à leur sujet. Il s'agit de biens non exclusifs dont la consommation par chaque membre peut être observée de façon indépendante. La présence d'un bien exclusif ou d'un bien assignable dans le ménage est souvent nécessaire pour comprendre le mécanisme d'allocation des ressources. En effet, la quantité consommée d'un bien exclusif ou assignable par un individu est un indicateur du pouvoir de cet individu au sein du ménage.

Nous avons spécifié les distinctions qui peuvent apparaître d'un modèle à l'autre. Nous allons désormais analyser les propriétés des différents modèles.

Comme nous l'avons déjà dit, les modèles coopératifs reposent sur la seule hypothèse que le processus de décision mène à des allocations efficaces au sens de Pareto, aucune autre contrainte ne pesant sur l'équilibre atteint par le ménage le long de la frontière d'efficacité. En principe, cet équilibre peut dépendre de n'importe quelle variable caractérisant l'environnement du ménage. Certaines de ces variables, appelées "facteurs de distribution", jouent un rôle important dans la mesure où elles influencent le processus de décision sans affecter les préférences ou la contrainte budgétaire. Par exemple, il a été montré que la part respective de chaque personne dans le total du revenu exogène affecte les décisions du ménage, et en particulier les choix de consommation. Chiappori, Fortin et Lacroix (2001) montrent que les indicateurs du marché du mariage (le *sex ratio*) et de la législation sur le mariage aux Etats-Unis influencent l'offre de travail des ménages américains. Ces facteurs peuvent également être la distribution de la richesse au moment du mariage.

Tout d'abord, nous supposons que les préférences sont de la forme paternaliste et que les facteurs de distribution à prendre en compte sont désignés par $s = (s_1, \dots, s_L)'$. Nous savons que toute solution efficace au sens de Pareto peut être obtenue par la maximisation d'une fonction d'utilité de bien-être social en choisissant des pondérations adéquates. Il existe donc une fonction $\mu(y, \pi, s) \in [0, 1]$ telle que les choix du ménage peuvent être décrits par le programme suivant :

$$\max_{q_A, q_B, Q} \mu(y, \pi, s) \cdot U_A(q_A, q_B, Q) + (1 - \mu(y, \pi, s)) \cdot U_B(q_A, q_B, Q) \quad (2.5)$$

$$\text{sous la contrainte } \pi' \cdot \xi = y.$$

La fonction $\mu(y, \pi, s)$ peut être interprétée comme un indicateur de la répartition du pouvoir dans le ménage. Si $\mu = 0$, les préférences de B s'imposent de manière dictatoriale et A n'a aucun pouvoir de décision. La situation est inversée si $\mu = 1$. Si la fonction μ était fixée, le programme correspondrait à un programme de maximisation d'une fonction d'utilité traditionnelle. Cela implique que les demandes du ménage peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$\begin{cases} q_I = q_I(\pi, y, \mu(y, \pi, s)) \\ Q = Q(\pi, y, \mu(y, \pi, s)), \end{cases}$$

où q_I et Q satisfont les conditions de Slutsky pour μ fixé. De plus, les demandes agrégées, définies par

$$\xi = \xi(\pi, y, \mu(y, \pi, s)),$$

satisfont aussi les conditions de Slutsky pour μ fixé. Du coup, les demandes du ménage doivent satisfaire certaines propriétés caractéristiques, à savoir la condition d'homogénéité de degré zéro, les conditions de symétrie plus rang un, de linéarité et de proportionalité, comme nous allons le voir maintenant.

En effet, en définissant la matrice de Pseudo-Slutsky de la manière suivante :

$$S = \frac{\partial \xi}{\partial \pi'} + \frac{\partial \xi}{\partial y} \cdot \xi',$$

Browning et Chiappori (1998) montrent que les demandes du ménage compatibles avec le problème 2.5 doivent satisfaire la restriction suivante :

$$S = \Sigma + R(1), \quad (2.6)$$

où Σ est une matrice symétrique semi-définie négative et $R(1)$ une matrice de rang 1. De plus, il a été démontré que, en l'absence de facteur de distribution, cette condition est suffisante, c'est-à-dire que, pour tout système de demande satisfaisant la condition 2.6, il existe une paire de fonctions d'utilité et une fonction μ telle que ce système de demande est la solution du programme 2.5.

Des conditions supplémentaires apparaissent dès que les facteurs de distribution sont pris en compte. Ainsi, dans le cas où il n'y a qu'un seul facteur de distribution, Browning et Chiappori (1998) montrent qu'il existe un vecteur u tel que :

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

ce qui signifie que l'effet de distribution sur la demande est lié de manière linéaire aux effets de prix.

Dans le cas où il y a au moins deux facteurs de distribution, Bourguignon, Browning et Chiappori (1995) montrent que les facteurs de distribution influencent les demandes de bien seulement par l'intermédiaire de la fonction μ . Plus exactement, on a :

$$\frac{\partial \xi}{\partial s_j} = \theta_{1j} \cdot \frac{\partial \xi}{\partial s_1}, \forall j,$$

où $\theta_{1j} = (\partial \mu / \partial s_1)(\partial \mu / \partial s_j)$ est un scalaire. En d'autres termes, les réponses des demandes à une variation des facteurs de distribution sont colinéaires. Il s'agit d'une propriété très utile puisque elle peut être testée sur des données transversales et ne nécessite pas de variation de prix.

Les restrictions mentionnées jusqu'à présent sont générales puisqu'elles résultent de la seule hypothèse de Pareto-efficacité. Cependant, en adoptant des hypothèses plus fortes sur les biens et les préférences, on obtient des restrictions plus fortes. C'est notamment le cas lorsque l'on considère des préférences égoïstes combinées à des biens publics et privés disjoints.

Sous ces hypothèses, les demandes de biens privés peuvent s'écrire de la manière suivante :

$$q = q_A(p, Q, \rho(y, p, Q, s)) + q_B(p, Q, y^* - \rho(y, p, Q, s)), \quad (2.7)$$

où q_A et q_B sont les demandes marshaliennes conditionnelles à Q , $y^* = y - P' \cdot Q$ est la dépense en biens privés du ménage et $\rho = p' \cdot q_A$ est une fonction qui désigne la part des dépenses privées que le membre A reçoit. Cette fonction, qui décrit la distribution de pouvoir au sein du ménage, est appelée "règle de partage".

Ce résultat est une conséquence du Second Théorème du Bien-être selon lequel toute allocation efficace au sens de Pareto peut être obtenue par un équilibre concurrentiel et des dotations initiales adéquates. Dans notre cas, cela signifie que le processus de décision du ménage peut se décomposer en deux étapes. D'abord, les membres du ménage s'accordent sur la consommation de biens publics et sur un partage de ce qui doit être dépensé en biens privés. Ensuite, ils maximisent indépendamment leur fonction d'utilité en tenant compte du niveau de biens publics et de leur propre contrainte budgétaire. Cela signifie qu'il existe une paire de fonctions ρ_A et ρ_B , satisfaisant $\rho_A + \rho_B = y^*$, telle que la demande de biens privés q_I est la solution de

$$\max_{q_I} U_I(q_I, Q) \text{ sous la contrainte } p' \cdot q_I = \rho_I.$$

Ainsi, la structure décrite par 2.7 engendre des restrictions spécifiques sur le comportement du ménage puisque c'est la même fonction ρ qui entre dans toutes les demandes. Les facteurs de distribution ont maintenant un effet de revenu par l'intermédiaire de la règle de partage.

Jusqu'à présent, nous avons analysé les restrictions testables découlant des modèles collectifs fondés sur l'hypothèse de Pareto-efficacité. Désormais, nous nous intéressons à la question de l'intégrabilité, à savoir la possibilité d'identifier les composantes structurelles du processus de décision à partir de l'observation des demandes du ménage.

Tout d’abord, lorsque les préférences sont de la forme 2.2, il a été montré que le processus de décision ne peut pas être identifié. Nous introduisons donc des hypothèses supplémentaires sur les biens et les préférences : nous supposons que les préférences sont de la forme 2.4 et que les biens publics et privés sont disjoints. En l’absence de biens publics, il a été montré que la règle de partage ρ est identifiable à une fonction de p ou de p_{-2} près selon les demandes de biens observées. Dans le cas où la consommation est purement publique, les préférences et la fonction μ sont identifiables si un système complet de demandes de biens est observé et si le bien 1 (resp.2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B). Dans le cas où il y a à la fois des biens publics et des biens privés, les demandes de biens privés sont identifiables à une fonction de p près si un système complet de demandes de biens est observé et si le bien 1 (resp.2) est exclusivement consommé par le membre A (resp. B).

Finalement, après avoir mis en évidence les propriétés de l’approche collective et ses avantages par rapport à l’approche unitaire, il nous reste à rendre compte de quelques études qui en soulignent la pertinence empirique.

2.3 Etudes empiriques validant l’approche collective

Beaucoup d’études empiriques ont cherché à invalider le modèle unitaire au profit de l’approche collective. Ce rejet du modèle unitaire s’est fait par plusieurs méthodes, la plus commune consistant à remettre en cause l’hypothèse d’agrégation des revenus, ou *income pooling*.

Cependant, en-deça de cette méthode, certaines études ont simplement cherché à mettre en évidence la présence de préférences propres à chaque membre du ménage ainsi que l’existence d’un conflit relatif à l’allocation des ressources.

Ainsi Aura, dans une étude de 2001 intitulée ”Does the Balance of Power Within a Family Matter? The case of the Retirement Equity Act”, souligne l’influence qu’a le rapport de force au sein du couple sur la distribution des ressources. Plus précisément, l’auteur étudie les conséquences d’une loi passée aux Etats-Unis en 1984 modifiant la façon dont les couples choisissent leur régime de retraite. Le choix se fait entre un montant de retraite assez élevé tant que la personne bénéficiaire est vivante (généralement le mari) et l’absence de pension de reversion à son conjoint (généralement l’épouse) en cas de décès, et une retraite moins élevée en contrepartie de la présence d’une pension de reversion. Avant 1984, la signature du mari suffisait pour entériner le choix de régime. La loi de 1984 exige la signature de l’épouse. Plus précisément, le régime par défaut est celui de la pension de reversion. Dans le cas contraire, il faut que l’épouse renonce explicitement à cette pension. Dans un modèle unitaire, cette modification du rapport de force en faveur de l’épouse ne devrait avoir aucune conséquence. Or Aura observe qu’à la suite du passage de la loi, il y eut une brusque augmentation des demandes de pensions de reversion, ce qui est bien le signe de préférences conflictuelles entre les époux. Pour affiner ce résultat, et notamment vérifier qu’il n’est pas la conséquence d’une tendance de long terme indépendante du changement de loi, Aura régresse la variable constituée par la probabilité qu’il y ait une pension de reversion au sein du couple sur une variable indiquant si l’homme est assez jeune pour avoir été affecté par la réforme. En effet, seuls les hommes ayant pris leur retraite après janvier 1985 sont touchés par la réforme. Or Aura trouve bien que le fait que l’homme prenne sa retraite après 1985 a un impact sur la probabilité que son épouse bénéficie d’une pension de reversion.

En revanche, c'est à travers le rejet de l'*income pooling* que Lundberg et Pollak remettent en cause le modèle unitaire dans leur article de 1996 intitulé "Do husbands and wives pool their resources". L'*income pooling* signifie que seul le revenu total du couple importe pour la consommation du ménage, sa répartition à la source n'ayant aucun impact. Les auteurs exploitent une expérience naturelle qui consiste en une modification du mode de versement des allocations familiales au Royaume-Uni à la fin des années soixante-dix. Avant la réforme, les allocations consistaient en une déduction à la source sur les impôts versés par les pères. Elles ont été transformées en un transfert monétaire versé aux mères. C'est donc la structure des ressources du foyer qui a changé, alors même que le montant total en restait identique. D'après le modèle unitaire, ces deux schémas d'allocations devraient avoir des conséquences identiques sur la distribution intra-familiale. Or les auteurs trouvent que la structure de consommation des ménages a été modifiée après la réforme. Pour faire apparaître cette modification, ils construisent deux ratios au niveau du ménage, le ratio des dépenses en habillement pour enfants sur les dépenses en habillement masculin ainsi que le ratio des dépenses en habillement féminin sur les dépenses en habillement masculin. Ils régressent ces ratios sur des variables indicatrices du nombre d'enfants dans le ménage, une variable de revenu et une variable indiquant si on se trouve avant ou après la réforme. Ils trouvent que la variable temporelle a un impact très significatif sur les ratios. La réforme a donc bien provoqué une augmentation des dépenses d'habillement pour femme et enfant relativement aux dépenses d'habillement pour homme dans les ménages concernés. Les auteurs ont d'ailleurs vérifié que cette augmentation ne provenait pas d'une distorsion dans la structure des prix ou de changements d'habitudes de consommation plus profondes.

Un intérêt important de cet article est qu'il apporte une preuve de l'absence d'*income pooling* dans les pays développés en s'appuyant sur un changement exogène de revenu, ce qui n'est pas forcément évident, dans la mesure où les sources de revenu des familles ne sont généralement pas exogènes à l'allocation analysée.

Esther Duflo, dans son article de 2003 intitulé "Grandmothers and granddaughters : old age pensions and intrahousehold allocation in South Africa", utilise également une variation exogène de revenu pour remettre en cause l'*income pooling*. Cette variation de revenu provient d'une extension du régime de retraite à la population noire d'Afrique du Sud à la fin de l'apartheid. Elle montre que l'identité de la personne qui reçoit le revenu a une répercussion sur l'emploi de ce revenu, l'impact de ce transfert monétaire sur la situation nutritionnelle des enfants dépendant du genre de la personne bénéficiaire dans le ménage. Ainsi, les pensions reçues par les femmes améliorent la situation nutritionnelle de leurs petites-filles et n'ont pas d'impact sur celle des garçons. Lorsque la pension est reçue par un homme, il n'y a aucune conséquence sur la situation nutritionnelle des enfants. Pour mettre en avant cet effet, Esther Duflo construit deux indicateurs de la situation nutritionnelle des enfants, à savoir le poids pour la taille et la taille pour l'âge. Le premier reflète surtout la nutrition présente de l'enfant, alors que le second garde en mémoire la nutrition passée. Une telle distinction permet d'identifier l'effet réel des pensions sur la situation nutritionnelle des enfants en contrôlant le fait que les foyers où il y a une personne éligible en âge pour la pension sont plus pauvres que les autres foyers. Le contrôle que l'on introduit est la présence d'une personne âgée, éligible ou non, dans le foyer. En effet, alors que la réception d'une pension présente une discontinuité, les foyers avec une personne âgée ont toujours les mêmes caractéristiques. Dans un premier temps, on trouve que la présence d'une femme éligible a un impact positif sur l'indicateur de poids pour la taille de sa petite fille. Dans un second temps, en utilisant l'indicateur de taille pour l'âge, on montre que le désavantage en taille relatif des petites filles des foyers éligibles par rapport à celles des foyers non éligibles est plus petit pour les jeunes enfants (exposés au programme pendant toute leur vie) que pour les enfants plus âgés

(n'ont été exposés au programme que pendant une partie de leur vie).

L'article de Duflo et Udry, "Intrahousehold resource allocation in Côte d'Ivoire : social norms, separate accounts and consumption choices" (2001) montre lui aussi que la structure des dépenses du foyer dépend de la structure de ses ressources. Cependant, il va plus loin que le rejet du modèle unitaire en remettant également en cause le postulat des modèles coopératifs qu'est l'efficacité parétienne. Cet article est donc assez important dans la mesure où il souligne que, dans les pays en développement en particulier, il y a des situations où les ménages ne se comportent manifestement pas de manière efficace.

Les auteurs analysent le cas des ménages ruraux ivoiriens où il n'y a visiblement pas de fongibilité des revenus : chaque membre du ménage a un droit spécifique sur des sources particulières de revenu. Plus précisément, chaque membre a un droit de propriété ou un droit d'usufruit sur des lopins de terre spécifiques et reçoit les revenus de cette terre sans être tenu de les partager avec les autres personnes du ménage. En outre, certains revenus ont des usages bien déterminés. De façon générale, on trouve que les revenus des femmes sont davantage destinés aux dépenses de nourriture alors que ceux des hommes contribuent beaucoup aux dépenses de prestige. Il n'y a donc pas de mise en commun des ressources. Mais en plus de cela, l'allocation des ressources au sein du ménage ne semble pas être efficace. En effet, s'il y avait efficacité, les membres du ménage devraient s'assurer mutuellement contre des variations de court terme de leurs revenus individuels, puisque la répartition des dépenses se fait en fonction des pouvoirs de négociation de chacun. On peut penser que ces pouvoirs sont plutôt stables, car ils dépendent de la structure habituelle des revenus. Or on observe que des chocs asymétriques et non persistents de revenu se traduisent par une réallocation des ressources au sein du ménage. Pour identifier ces chocs de revenu de court terme, les auteurs utilisent des variations de précipitations qui ont des conséquences asymétriques sur les cultures. Ils constatent que deux schémas de précipitations ayant le même effet sur les dépenses totales du ménage mais affectant différemment les cultures produites par les hommes et les cultures produites par les femmes ont des effets différents sur la structure de consommation du ménage.

Chapitre 3

Salaires et partage des tâches ménagères

L'approche collective, fondée sur l'affirmation qu'il existe des préférences conflictuelles au sein du ménage, a surtout étudié la question de l'allocation des ressources. Elle a mis en avant l'existence d'un conflit portant sur le partage des ressources et a montré que ce partage dépend de la contribution de chaque membre aux revenus du ménage. Cependant, cette approche n'a pas vocation à se cantonner à cette question de la distribution des ressources. Bien au contraire, elle tend à montrer qu'une grande partie des décisions au sein du ménage est l'enjeu de conflits et de négociations. Et cela tout simplement parce que les membres ont des préférences qui ne sont pas identiques. Par exemple, Lundberg et Pollak (2001) s'intéressent au conflit relatif à la localisation géographique du domicile du couple.

Notre idée est donc d'étendre l'approche collective à la question du partage des tâches ménagères, en prouvant qu'il existe bien un conflit au sein du couple à ce sujet. Comme nous l'avons déjà mentionné en introduction, l'allocation du temps au sein du ménage, et en particulier la question du temps consacré au travail domestique, est déjà un objet d'étude de l'approche collective. Cependant, sur ce point précis, l'approche collective ne se distingue pas fondamentalement de l'approche unitaire puisqu'elle considère que le temps passé par chacun au travail domestique est uniquement fonction de sa productivité et du coût marginal de production constitué par son salaire horaire. Il n'y a donc aucun élément conflictuel dans ce processus, puisque celui-ci ne prend pas en compte d'éventuelles différences de préférences entre les agents. L'idée est juste de maximiser une fonction de production domestique.

En opposition à cette vision, nous voulons démontrer qu'il y a bien un conflit relatif au partage des tâches ménagères au sein du couple et que ce partage, à l'image du partage des ressources, est fonction de la contribution de chaque membre au revenu du ménage. Nous pensons que la structure des revenus, ayant une répercussion sur le rapport de force et le pouvoir de décision de chacun, influence le partage des tâches ménagères.

Pour mettre en évidence ce conflit, nous étudions l'impact que peut avoir l'écart de salaire entre l'homme et la femme d'un couple sur le partage des tâches ménagères. C'est donc l'écart de salaire qui nous donne la structure des revenus du couple. Ainsi, nous pensons que si le partage des tâches ménagères fait l'objet d'une négociation, le rapport de force relatif à cette négociation est en partie donné par la différence de salaire entre l'homme et la femme.

Le problème principal de notre étude consiste à isoler l'impact des salaires sur le rapport de force et, à travers ce canal, sur le partage des tâches ménagères. Car les salaires sont d'abord un déterminant direct du partage des tâches ménagères dans la mesure où ils constituent le coût d'opportunité de la production domestique. Par exemple, si le mari a un salaire beaucoup plus

élevé que sa femme, celle-ci est doublement incitée à prendre en charge le travail domestique. D'une part parce qu'elle a un pouvoir de négociation faible. D'autre part parce que, ayant un salaire horaire faible, le coût d'opportunité de la production domestique est beaucoup moins important pour elle que pour son mari. Elle perd beaucoup moins à passer une heure à la maison et non à son travail que son mari. Pour neutraliser cet effet coût d'opportunité, nous allons introduire un contrôle de temps de travail. Nous allons donc analyser l'influence des salaires sur le partage des tâches domestiques à temps de travail donné.

Un second problème qui pourrait biaiser les résultats en surestimant l'influence des écarts de salaire est qu'il peut exister une corrélation entre ces écarts et le partage des tâches ménagères. Disons que les écarts de salaire et le partage des tâches ménagères résultent de décisions du ménage souvent simultanées, du moins fortement liées. Par exemple, le couple peut prendre parti dès le départ en faveur d'un partage équitable du travail domestique. Dans ce cas, il est fort probable que l'écart de salaire au sein du couple en sera réduit, l'homme et la femme devant tout deux limiter le temps passé à leur travail professionnel. A l'inverse, une épouse qui sait dès le départ qu'elle devra prendre en charge la plupart des tâches ménagères risquera de choisir un travail à temps partiel moins rémunéré. Ce problème de corrélation est en parti résolu avec l'introduction du contrôle de temps de travail. De plus, nous raisonnerons également sur des échantillons où les deux époux travaillent à temps plein, ce qui constitue un contrôle supplémentaire. Mais au-delà de cette simultanéité des décisions, la différence de salaire et le partage des tâches ménagères peuvent être reliés parce qu'ils découlent de préférences identiques. Par exemple, on peut penser que des personnes qui choisissent de travailler dans le secteur public sont en même temps des personnes qui sont prêtes à consacrer plus de temps aux tâches ménagères. Il peut aussi y avoir un effet d'âge ou de génération. C'est pourquoi nous contrôlons aussi par les caractéristiques des personnes telles que l'âge, le diplôme ou le secteur d'activité.

3.1 Description des données

Pour notre estimation de l'impact des différences de salaire sur le partage des tâches ménagères, nous utilisons l'enquête Emploi du temps de l'INSEE faite en 1998-99. La première enquête s'est déroulée en 1966 dans 6 villes moyennes du Nord et de l'Est de la France auprès de 2800 personnes âgées de 18 à 65 ans et excluait de son champ les agriculteurs. En 1967, pour la seconde enquête, 1800 personnes de Paris et Nîmes sont ajoutées. En 1974-75, on modifie ce qui était jusqu'alors les enquêtes Budget-temps et Loisirs pour donner naissance à une enquête Emploi du temps. Cette enquête porte alors sur la France urbaine uniquement. Les deux dernières enquêtes, à savoir 1985-86 et 1998-99 portent quant à elles sur la France entière. De façon générale, les trois enquêtes Emploi du temps disponibles (1974-75, 1985-86, 1998-99) étudient les comportements des ménages dans le domaine des activités de la vie quotidienne et des emplois du temps. Elles quantifient la durée des activités quotidiennes ainsi que la répartition dans une journée des quatre temps fondamentaux du quotidien : travail professionnel, travail domestique, temps libre et temps physiologique.

L'enquête 1998-99, réalisée sur la France entière, porte sur 16136 individus de plus de quinze ans appartenant à 8186 ménages. La sélection des ménages s'est faite sur la base d'un sondage aléatoire à plusieurs degrés à partir d'une base constituée des feuilles de logement du recensement de la population complétée de logements neufs achevés depuis la date du recensement.

L'enquête consiste en plusieurs questionnaires. Tout d'abord, le questionnaire ménage décrit le ménage concerné, en apportant des informations sur sa composition, les caractéristiques socio-démographiques de ses membres, le logement et les équipements du logement, les aides domestiques, les revenus et les résidences secondaires. Chaque personne de plus de quinze ans doit remplir un questionnaire individu portant sur ses caractéristiques démographiques et socio-

professionnelles, sa formation, ses travaux ménagers usuels, ses activités de loisirs, ses relations sociales, sa santé, ses contraintes horaires ainsi que sur ses déplacements domicile-travail et son temps de travail le cas échéant. En plus de ce questionnaire individu, chaque personne (de plus de quinze ans toujours) doit remplir un carnet journalier d'emploi du temps qui décrit les activités faites sur une journée par tranches de dix minutes. Les carnets des membres d'un même ménage doivent décrire la même journée. Dans les faits, 15441 individus ont rempli ce carnet d'activité. Enfin, les actifs occupés doivent remplir un semainier de travail en plus du carnet journalier. Seulement 80% de l'échantillon concerné, soit 6396 individus, ont rempli ce semainier.

Sur les 8186 ménages de l'échantillon de départ, nous ne conservons que les couples. Notre étude porte donc finalement sur un échantillon de 5286 ménages, soit 10572 individus.

3.2 Stratégie empirique

Pour mesurer l'impact de l'écart de salaire entre l'homme et la femme d'un couple sur le partage des tâches ménagères, l'idée est de faire une régression avec, pour variable expliquée, le partage des tâches ménagères au sein du couple et, pour variable explicative, l'écart de salaire entre l'homme et la femme, et cela en introduisant une série de contrôles successifs.

En ce qui concerne la construction des variables, nous mettons un descriptif assez précis dans les annexes. Nous n'en donnons ici que les grandes lignes.

Nous disposons de deux sources pour construire notre variable de tâches ménagères, le fichier individu et les carnets journaliers. Le premier nous donne des indications sur les tâches ménagères faites par l'individu en général, les seconds nous décrivent l'ensemble des tâches ménagères que l'individu a fait sur une journée précise. A partir de ces deux sources, nous construisons les variables donnant la part des tâches ménagères faite par les hommes. Par la suite, nous donnerons toujours les résultats en fonction de ces deux sources, afin d'en souligner la cohérence.

Nous utilisons des variables indicatrices de l'âge de l'individu (6 tranches), de son diplôme (8 catégories), de son statut socio-professionnel (7 catégories) et de son temps de travail (11 tranches).

Comme pour les tâches ménagères, nous construisons une variable donnant la part du revenu de l'homme dans le revenu total du ménage. En effet, dans un premier temps, nous ne nous intéressons pas seulement aux revenus d'activité (salaires et revenus d'activités indépendantes, que nous désignerons de façon abusive sous le terme générique de salaires), mais à l'ensemble des revenus perçus par les individus qui ne sont pas des revenus du patrimoine, c'est-à-dire à l'ensemble des revenus qui peuvent influencer le pouvoir de négociation (les revenus du patrimoine sont souvent communs à l'homme et à la femme et ne peuvent donc pas être imputés à l'un ou à l'autre). Les revenus pris en compte sont donc à la fois des revenus d'activité (revenus qui sont perçus par des actifs mais aussi par des étudiants) et des indemnités au cas où la personne est en cessation provisoire d'activité ou au chômage. A partir de là, plusieurs problèmes se posent. Tout d'abord, nous sommes obligés d'exclure les retraités de l'échantillon car nous ne disposons pas du montant de leur retraite. Lorsque la personne est au chômage ou inactive et qu'elle ne perçoit pas d'indemnités, nous ne savons pas si elle touche le RMI ou d'autres aides. Nous avons donc décidé d'exclure de l'échantillon les chômeurs non indemnisés. En revanche, nous avons mis un revenu nul aux personnes inactives. En effet, nous avons vérifié que la grande majorité de ces personnes ont un conjoint qui travaille et ne peuvent donc pas bénéficier de ces aides. Enfin, un certain nombre de personnes n'ont pas donné le montant de

leurs revenus en clair mais en tranches. Nous ne pouvons pas utiliser ces tranches pour calculer la part du revenu de l'homme dans le revenu total du couple, car le résultat serait beaucoup trop imprécis. Cependant, le fait d'exclure de l'échantillon tous les individus ayant répondu par tranches diminue de beaucoup le nombre d'observations sur lequel reposent les régressions et peut poser un problème de représentativité. Nous avons donc décidé d'imputer un montant de revenu aux actifs ayant donné leurs salaires ou revenus d'activités indépendantes en tranches¹. Ainsi, lorsque nous serons amenés à raisonner sur des échantillons réduits, excluant par exemple les inactifs, les chômeurs et les temps partiels des observations prises en compte, les résultats des régressions en seront d'autant plus fiables. Par la suite, nous présenterons donc les résultats des régressions faites sur les observations qui comprennent les imputations de revenus. Nous avons comparé ces résultats avec ceux des régressions faites sans imputation de revenus : les tendances générales sont toujours les mêmes, mais les résultats avec imputation de revenus semblent plus précis et plus significatifs.

Dans sa forme la plus générale, la régression que nous utilisons est donc la suivante :

$$tâches_i = \pi_{1i} revenu_i + \pi_{2i} âge_i + \pi_{3i} diplo_i + \pi_{4i} statut_i + \pi_{5i} temps_i + \epsilon_i,$$

où $tâches_i$ est la part des tâches ménagères faite par l'homme, $revenu_i$ la part du revenu de l'homme dans le revenu total du ménage i , $âge_i$, $diplo_i$, $statut_i$ et $temps_i$ désignent un ensemble de variables combinant respectivement, pour le ménage i , les indicatrices des âges de l'homme et de la femme, les indicatrices des diplômes de l'homme et de la femme, les indicatrices des statuts professionnels de l'homme et de la femme, ainsi que les indicatrices des temps de travail de l'homme et de la femme.

Plus précisément, on a :

$$\pi_{2i} âge_i = \sum_{k=1}^6 \alpha_{ki} 1_{(\hat{age}h=k)} + \sum_{k=1}^6 \alpha'_{ki} 1_{(\hat{age}f=k)} + \sum_{k,k'=1}^6 \gamma_{kk'i} 1_{(\hat{age}h=k)} * 1_{(\hat{age}f=k')},$$

où $1_{(\hat{age}h=k)}$ et $1_{(\hat{age}f=k)}$ sont les variables indicatrices des âges de l'homme et de la femme,

$$\pi_{3i} diplo_i = \sum_{k=1}^8 \beta_{ki} 1_{(diploh=k)} + \sum_{k=1}^8 \beta'_{ki} 1_{(diplof=k)} + \sum_{k,k'=1}^8 \delta_{kk'i} 1_{(diploh=k)} * 1_{(diplof=k')},$$

où $1_{(diploh=k)}$ et $1_{(diplof=k)}$ sont les variables indicatrices des diplômes de l'homme et de la femme,

$$\pi_{4i} statut_i = \sum_{k=1}^7 \eta_{ki} 1_{(statuth=k)} + \sum_{k=1}^7 \eta'_{ki} 1_{(statutf=k)} + \sum_{k,k'=1}^7 \theta_{kk'i} 1_{(statuth=k)} * 1_{(statutf=k')},$$

où $1_{(statuth=k)}$ et $1_{(statutf=k)}$ sont les indicatrices des statuts professionnels de l'homme et de la femme,

$$\pi_{5i} temps_i = \sum_{k=1}^{11} \lambda_{ki} 1_{(tempsh=k)} + \sum_{k=1}^{11} \lambda'_{ki} 1_{(tempsf=k)} + \sum_{k,k'=1}^{11} \mu_{kk'i} 1_{(tempsh=k)} * 1_{(tempsf=k')},$$

où $1_{(tempsh=k)}$ et $1_{(tempsf=k)}$ sont les indicatrices des temps de travail de l'homme et de la femme.

¹Pour des détails sur la procédure d'imputation ainsi que sur l'évolution de l'échantillon, se référer aux annexes

3.3 Statistiques descriptives

Afin de situer le problème du partage des tâches ménagères, nous donnons d’abord quelques statistiques descriptives.

Comme nous pouvons le voir sur la figure 3.1, le temps total passé par le couple aux tâches ménagères est une fonction décroissante de son revenu total². Plus le couple gagne bien sa vie, moins il passe de temps aux tâches ménagères. Nous avons divisé les revenus des couples en quartiles. Entre le premier quartile, où les couples consacrent quotidiennement cinq heures aux tâches ménagères, et le dernier quartile, où les couples y consacrent moins de quatre heures, le temps passé aux tâches ménagères baisse de 20% environ. Comme nous le verrons par la suite, cette observation concorde avec la thèse de l’efficacité des décisions prises par le couple en matière de tâches ménagères. En effet, lorsque le revenu du couple est plus important, comme il s’agit en grande partie d’un revenu d’activité, le coût d’opportunité des tâches ménagères est lui aussi plus important. Il est donc plus intéressant pour le couple d’externaliser les tâches ménagères en se faisant aider ou en allant prendre les repas au restaurant.

Cependant, ce qui nous intéresse est la part des tâches ménagères faites par l’homme ou la femme du couple au sein du total des tâches ménagères faites par le couple. Nous ne prenons pas en compte les tâches ménagères qui ne sont pas faites directement par le couple. Nous analysons la progression de la part des tâches ménagères de chacun au sein de l’ensemble des tâches faites par le couple et non au sein de l’ensemble des tâches ménagères que le couple consomme.

Les figures 3.2 et 3.3 nous donnent la distribution de la part des tâches ménagères faite par les hommes. Les deux distributions, qui ont été calculées à partir du fichier individus et des carnets journaliers, ne sont pas tout-à-fait similaires, la seconde étant plus concentrée que la première. Cependant, les tendances principales sont identiques. Les femmes font la grande majorité des tâches ménagères : d’après le fichier individus, les hommes font, en moyenne, 17.5% des tâches ménagères. Cette moyenne passe à 20.2% lorsqu’elle est calculée à partir des carnets journaliers. D’après les deux sources, 90% des hommes font moins de 50% des tâches ménagères. Plus précisément, le fichier individus nous donne que 20% des hommes font moins de 1% des tâches ménagères, 20% font de 1% à 6%, 20% de 6% à 16%, 20% de 16% à 32%, 10% de 32% à 45% et 10% de 45% à 100%. Les carnets journaliers, quant à eux, nous indiquent que 20% des hommes ne font aucune tâche ménagère, 20% en font de 2% à 7%, 20% de 7% à 20%, 20% de 20% à 40%, 10% de 40% à 50%, 5% de 50% à 65% et 5% plus de 65%.

Ce résultat posera problème lorsque nous aborderons la question de l’efficacité des décisions du ménage relatives aux tâches ménagères. Pour le moment, nous nous intéressons uniquement à l’évolution de la part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des écarts de salaires, sans nous soucier des niveaux absolus, et même si cette part est très faible en moyenne.

3.4 Résultats des régressions

Nous regardons donc l’évolution de la part des tâches ménagères faite par les hommes en fonction de la part de leur revenu dans le revenu total du ménage. Tout d’abord, il est bien évident que le résultat est strictement symétrique pour les femmes. Nous aurions pu réaliser la même étude avec les tâches ménagères faites par les femmes et la part des revenus des femmes dans le revenu total du ménage. Nous aurions obtenu exactement le même résultat, puisque les parts des tâches ménagères, ainsi que les parts des revenus, de l’homme et de la femme d’un même couple, sont toutes deux complémentaires à un.

²Nous rappelons que ce revenu total ne prend pas en compte les revenus du patrimoine.

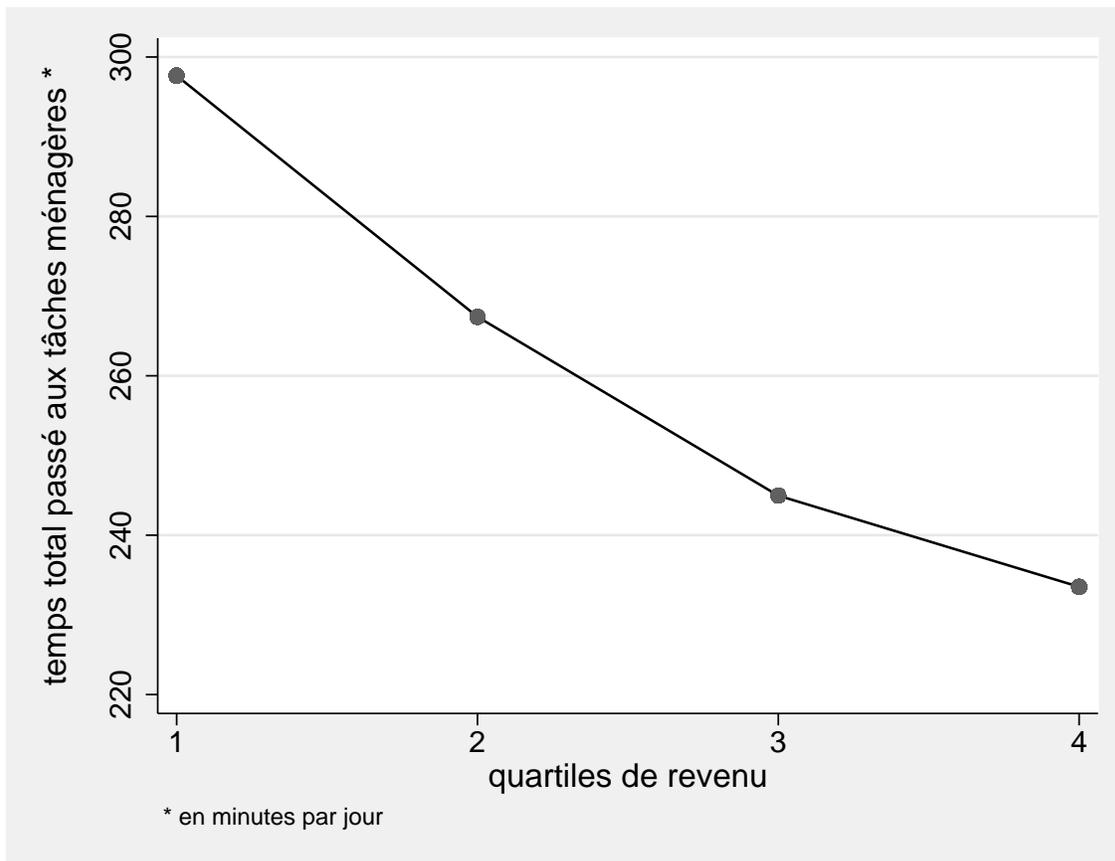


FIG. 3.1 – Temps total passé par le couple aux tâches ménagères. Source : fichier individus.

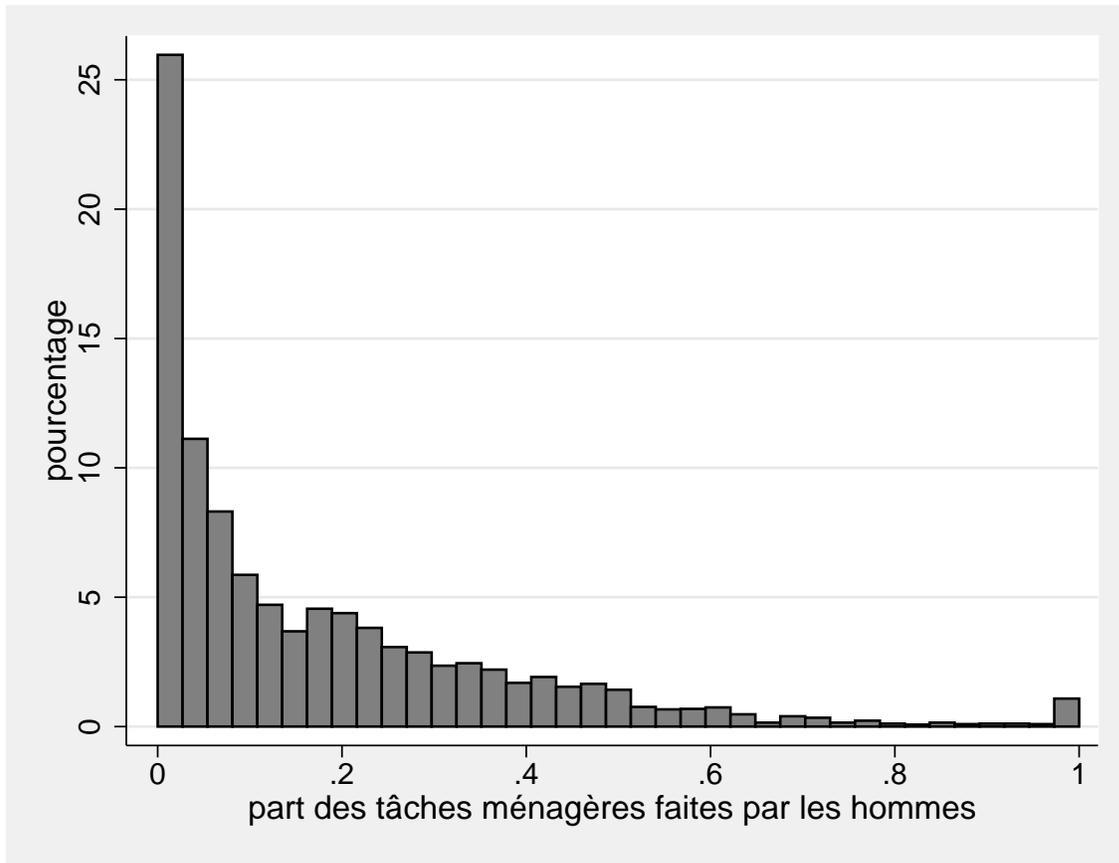


FIG. 3.2 – Distribution de la part des tâches ménagères faites par les hommes.
 Source : fichier individus.

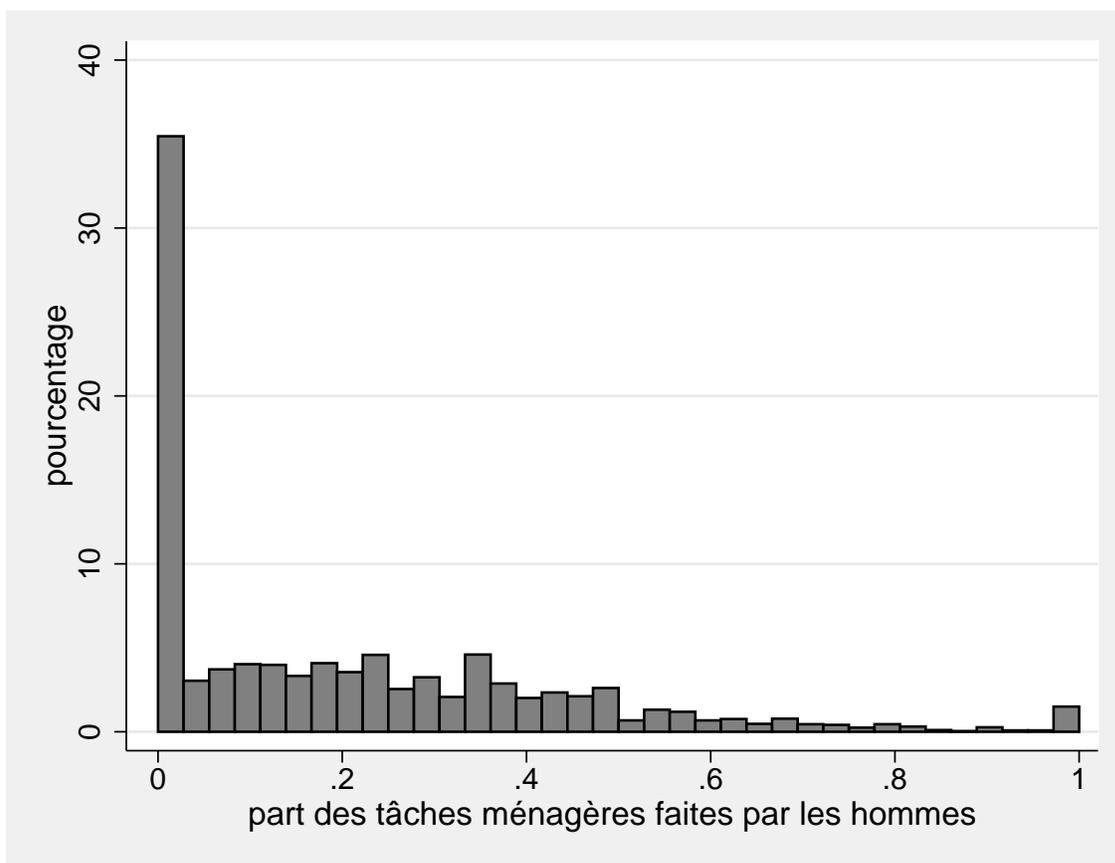


FIG. 3.3 – Distribution de la part des tâches ménagères faites par les hommes.
 Source : carnets journaliers.

Afin d’avoir des résultats facilement lisibles, nous divisons la part de revenu des hommes en quartiles et nous regardons la moyenne de la part des tâches ménagères faite pour chaque quartile ³. En gardant les notations précédentes, nous utilisons donc la régression

$$tâches_i = \sum_{k=1}^4 \rho_{ki} 1_{quartile=k} + \pi_{2i} \hat{age}_i + \pi_{3i} \text{diplo}_i + \pi_{4i} \text{statut}_i + \pi_{5i} \text{temps}_i + \epsilon_i,$$

où $1_{quartile=k}$ désigne la variable indicatrice du quartile k ⁴.

De cette régression, nous déduisons la part moyenne de tâches ménagères faite pour chaque quartile de parts de revenu⁵.

Nous donnons les résultats des régressions en fonction des deux sources, fichier individus et carnets journaliers, afin d’en mettre en évidence la cohérence. Nous présentons les résultats sur plusieurs échantillons : d’abord sur l’échantillon complet, puis sur un échantillon duquel nous avons exclu les inactifs et les chômeurs, enfin sur un échantillon où nous conservons uniquement les individus qui travaillent à temps plein. A chaque fois, nous introduisons une série de contrôles. Nous avons regroupé les contrôles d’âge, de diplôme et de statut car ils donnent tout trois des résultats similaires.

3.4.1 Echantillon complet

Les résultats des régressions sont donnés par les graphiques 3.4 et 3.5.

Nous observons une relation décroissante entre la part du revenu des hommes dans le ménage et la part des tâches ménagères qu’ils font, et cela aussi bien pour la régression sans contrôle que pour les régressions avec contrôles. Cependant, la décroissance est fortement atténuée lorsque l’on ajoute le contrôle du temps de travail, mais elle reste significative.

Plus précisément, la régression sans contrôle nous donne la part des tâches ménagères moyenne faite par quartile. Nous considérons ici le graphique 3.4. Les hommes du premier quartile (les hommes qui gagnent moins de 53% du revenu du ménage) font en moyenne 24% des tâches ménagères, ceux du second quartile (les hommes qui gagnent entre 53% et 65% du revenu du ménage) 20.5%, ceux du troisième quartile (les hommes qui gagnent entre 65% et 87% du revenu du ménage) 14.8% et ceux du dernier quartile 8.3%. La part des tâches ménagères baisse donc de 66% entre le premier quartile et le dernier quartile. En ce qui concerne les deux autres régressions, les coefficients ne peuvent plus vraiment s’interpréter comme des moyennes strictes puisque l’on introduit des contrôles et que l’on raisonne donc à âge, diplôme, statut et temps de travail donnés. Cette précision faite, on utilisera toujours le terme *moyenne*. De toute façon, ce qui nous intéresse est l’évolution des coefficients, et non leur valeur exacte. Les résultats de la régression avec contrôles d’âge, de diplôme et de statut (que l’on désignera sous l’appellation générique de contrôles socio-démographiques) ne se distinguent pas vraiment de ceux de la régression sans contrôle. En revanche, lorsque nous introduisons tous les contrôles, la baisse enregistrée entre le premier quartile et le dernier quartile n’est plus que de 24% (la moyenne entre le premier quartile et le dernier quartile passe de 24% à 18.5%). Cependant, cette baisse est non négligeable et reste significative.

³Il a été impossible de diviser cette part en quintiles, car plus de 20% des hommes gagnent la totalité du revenu du ménage.

⁴Dans les faits, le logiciel supprime quelques indicatrices, et en particulier la première indicatrice de quartile, afin d’éviter toute colinéarité.

⁵Pour plus de précision et pour les résultats chiffrés, se référer aux annexes.

En ce qui concerne le graphique 3.5, les résultats sont à-peu-près similaires. Il n'y a pas vraiment de différence entre la régression sans contrôle et la régression avec contrôles socio-démographiques. Pour la régression sans contrôle, la moyenne passe de 26% à 11% entre le premier et le dernier quartile, soit une baisse de 58%. Elle passe de 26% à 19.8% pour la régression avec tous les contrôles, soit une baisse de 24%.

3.4.2 Echantillon sans les inactifs et les chômeurs

Les résultats des régressions sont donnés par les graphiques 3.6, 3.7 et 3.8.

Les tendances générales sont les mêmes que pour l'échantillon complet. Seulement, la baisse de la part moyenne des tâches ménagères faite pas les hommes est moins marquée sur les quartiles intermédiaires. De plus, les courbes des différentes régressions s'entre-croisent, la baisse entre contrôles n'est donc pas linéaire. Cependant, les résultats des régressions sans contrôle et avec contrôles socio-démographiques restent à-peu-près similaires (comme précédemment, la baisse entre le premier et le dernier quartile est plus forte dans la première que dans la seconde), alors que la baisse enregistrée sur la régression avec tous les contrôles est la plus faible. Mais elle reste significative.

Si l'on considère le graphique 3.6, la moyenne passe de 24% à 12.8% entre le premier et le dernier quartile, soit une baisse de 47%, dans le cas sans contrôle; alors qu'elle passe de 24% à 18%, soit une baisse de 26%, dans le cas avec tous les contrôles. Pour le graphique 3.7, cette baisse passe de 36% à 21%.

Nous avons procédé à une régression supplémentaire dans le but de nous assurer de la représentativité des résultats dans le cas des carnets journaliers. En effet, nous avons conservé uniquement les observations pour lesquelles la journée décrite dans le carnet journalier est une journée de travail ordinaire. Une telle restriction ne nous a pas semblé nécessaire pour l'échantillon complet, étant donné que nous avons pris en compte des inactifs et des chômeurs. La tendance générale des courbes est la même que dans les régressions précédentes, à la différence près que la baisse entre le deuxième et le troisième quartiles n'est pas significative : il n'y a pas de différence de moyenne entre le deuxième et le troisième quartile. Ces résultats correspondent au graphique 3.8.

3.4.3 Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels

Les résultats des régressions sont donnés par les graphiques 3.9, 3.10 et 3.11.

Nous pouvons faire à-peu-près les mêmes remarques que pour l'échantillon précédent. La baisse de la part moyenne des tâches ménagères faite pas les hommes est moins marquée sur les quartiles intermédiaires. Ainsi, dans le cas de la régression faite à partir du fichier individus avec tous les contrôles, la moyenne du deuxième quartile n'est pas significativement différente de celle du premier quartile (graphique 3.11). Dans le cas des régressions faites sur la base des carnets journaliers lorsque l'on supprime les personnes dont la journée décrite n'est pas une journée de travail ordinaire, la baisse n'est vraiment significative qu'entre le premier et le dernier quartile (elle est tout de même de 22% pour la régression avec tous les contrôles). Peut-être n'y a-t-il pas suffisamment d'observations pour que les baisses intermédiaires soient significatives.

Les courbes des différentes régressions s'entre-coisent également. La hiérarchie des résultats finaux est pourtant respectée. En effet, pour le graphique 3.9, la baisse entre le premier et le dernier quartile est de 44% sans contrôle (la moyenne passe de 25% à 14%), de 32% avec contrôles socio-démographiques (la moyenne passe de 25% à 17%) et de 21% avec tous les contrôles (la

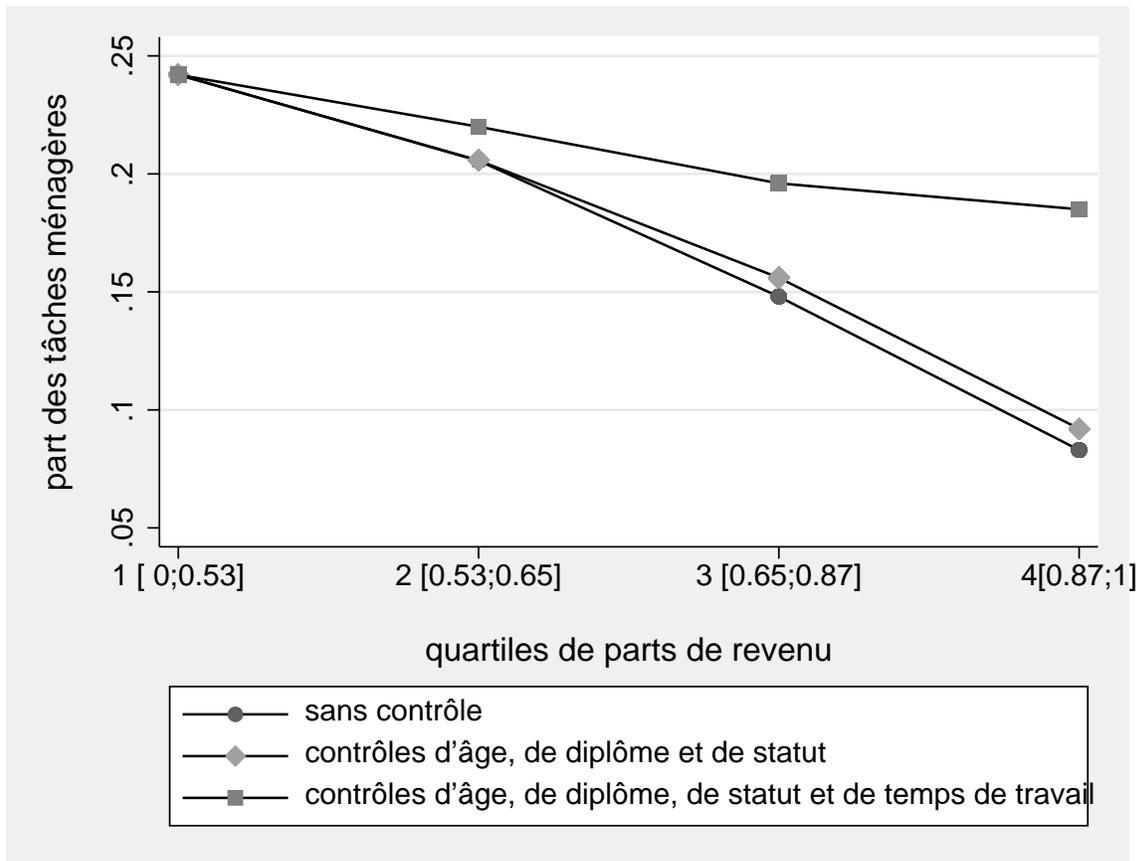


FIG. 3.4 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon complet. Source : fichier individus.

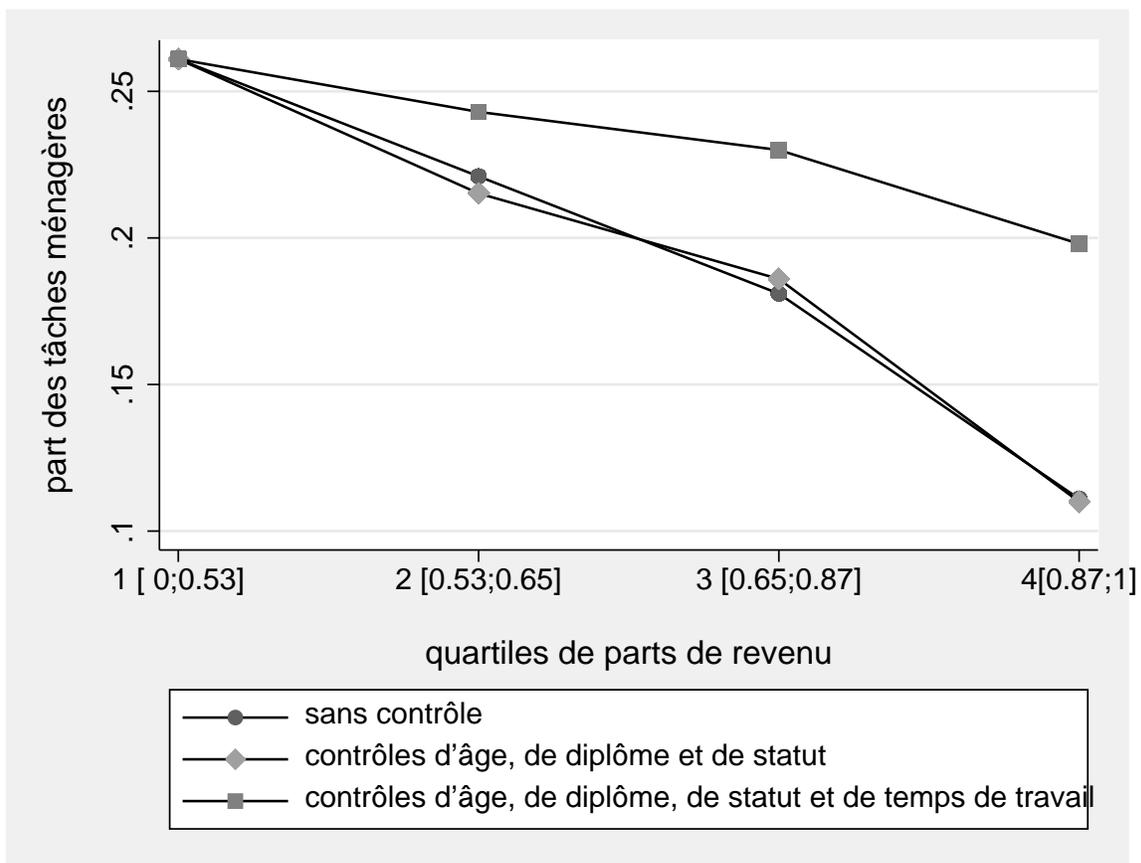


FIG. 3.5 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon complet. Source : carnets journaliers.

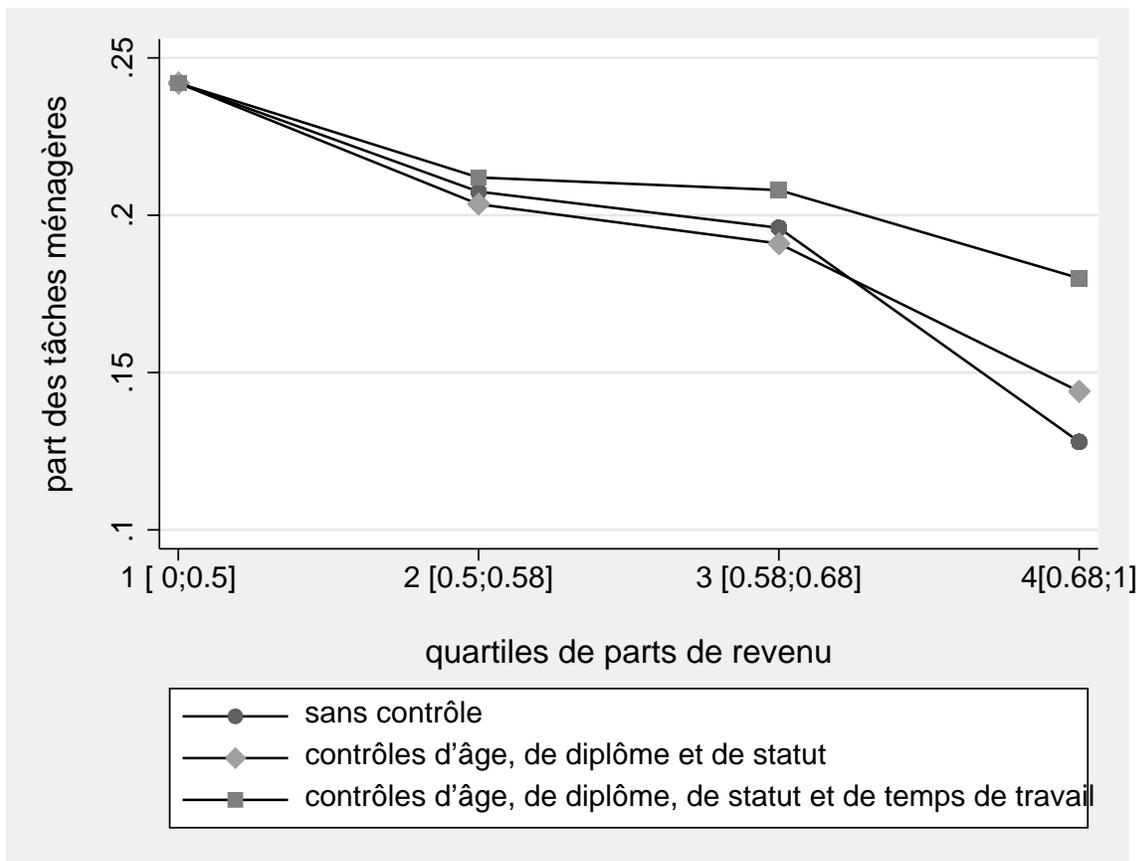


FIG. 3.6 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs et les chômeurs. Source : fichier individus.

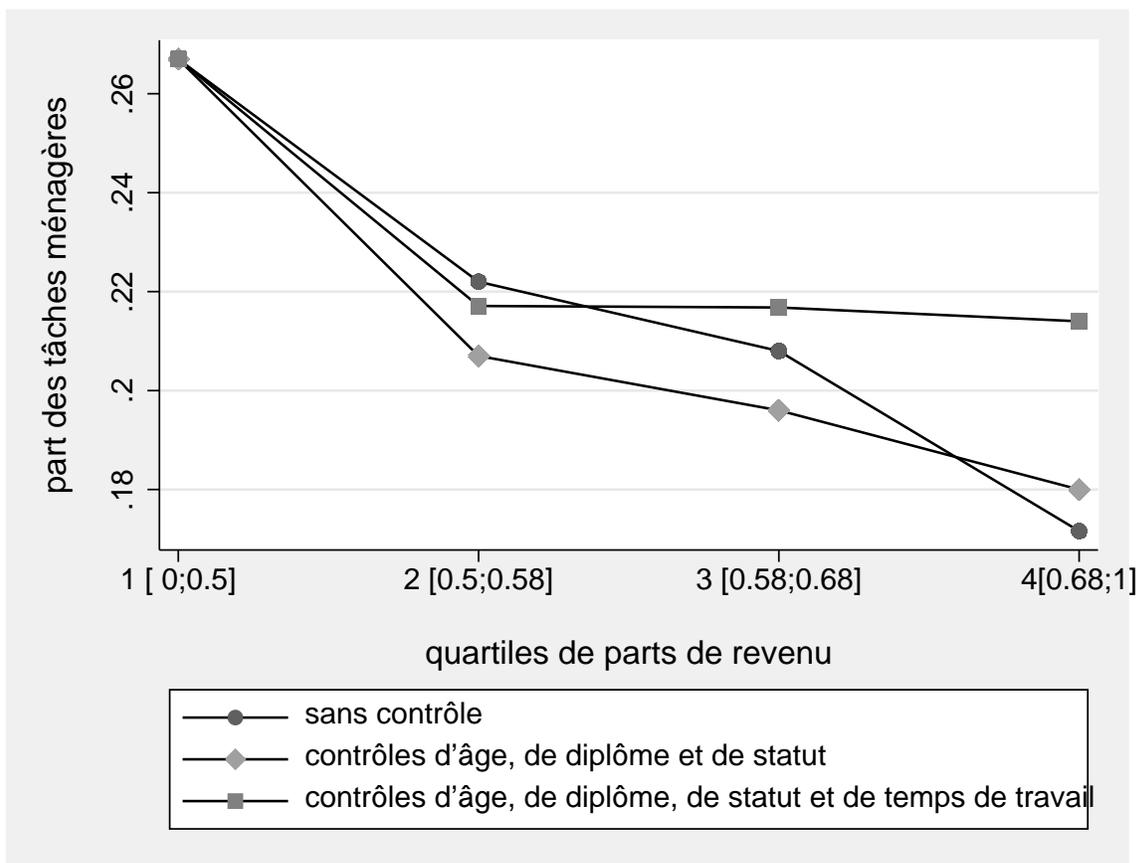


FIG. 3.7 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs et les chômeurs. Source : carnets journaliers.

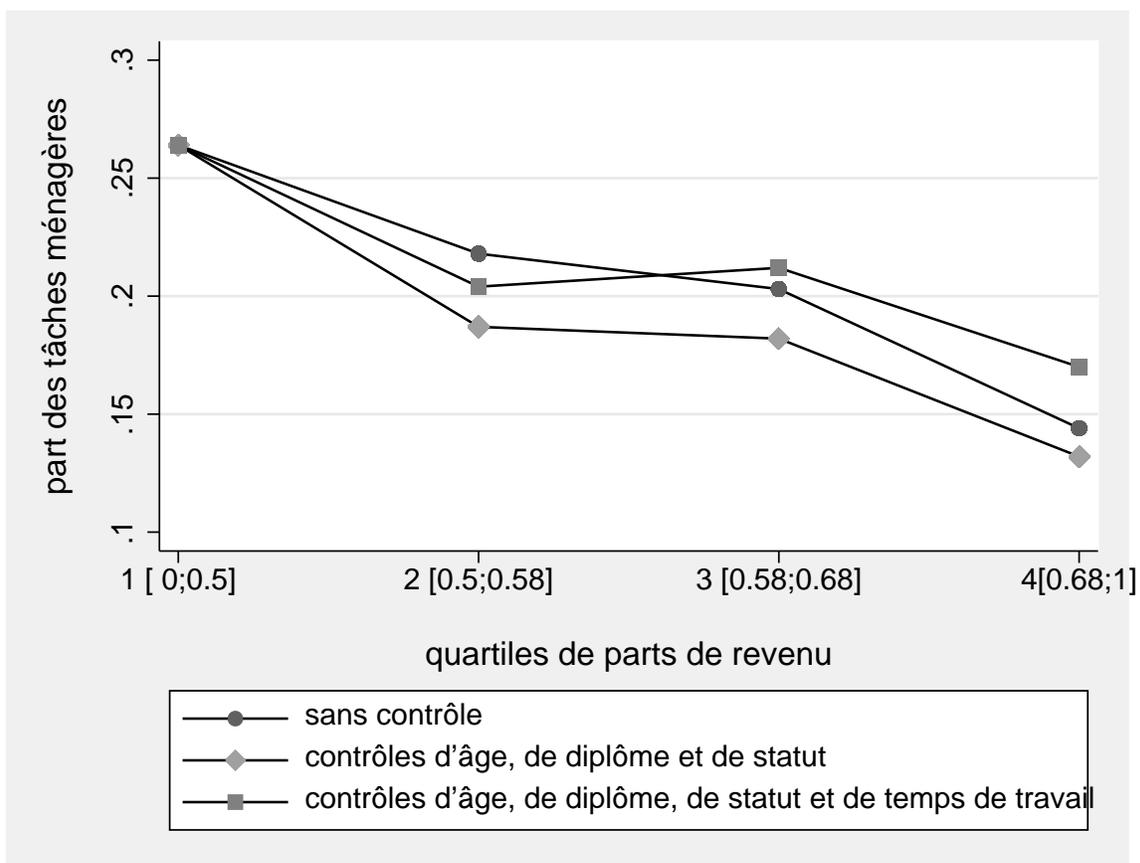


FIG. 3.8 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les personnes dont la journée décrite n'est pas une journée de travail ordinaire. Source : carnets journaliers.

moyenne passe de 25% à 19.7%). Pour le graphique 3.10, les baisses sont respectivement de 32%, 28% et 21%.

3.5 Interprétation des résultats et portée théorique

Les tableaux 3.1 et 3.2 donnent un résumé des résultats.

De façon générale, nous avons observé une relation décroissante entre la part du revenu des hommes dans le revenu total du couple et la part des tâches ménagères qu'ils prennent à leur charge : plus les hommes contribuent au revenu du ménage et moins ils contribuent aux tâches ménagères (moins, relativement à leur femme, ils consacrent de temps aux tâches ménagères). Cependant, cette baisse n'est pas linéaire et elle est moins sensible pour les quartiles intermédiaires lorsque l'on considère des échantillons réduits. Mais entre le premier et le dernier quartile, elle est toujours significative et au moins égale à 20%.

Lorsque l'on passe de l'échantillon complet à l'échantillon sans les inactifs et les chômeurs, la décroissance s'atténue un peu. C'est sans doute parce que l'on supprime de l'échantillon toutes les femmes au foyer qui font la presque totalité des tâches ménagères et qui ont un revenu nul. On observe également une atténuation lorsque l'on passe de cet échantillon composé des actifs à l'échantillon composé des actifs travaillant à temps plein uniquement. La raison en est qu'on supprime de l'échantillon les personnes (généralement les femmes) qui se sont mises à temps partiel pour avoir plus de temps à consacrer aux tâches ménagères, et qui ont, en conséquence, un salaire plus faible que leur conjoint.

En ce qui concerne les contrôles ; les contrôles d'âge, de diplôme et de statut n'atténuent pas vraiment la relation décroissante entre part du revenu et part des tâches ménagères. En revanche, le contrôle de temps de travail l'atténue beaucoup. Mais, nous le répétons, la relation reste significativement décroissante : la part des tâches ménagères faite par les hommes baisse de 20% au minimum entre le premier et le dernier quartile. Malgré les contrôles, la différence de salaire entre l'homme et la femme reste un déterminant du partage des tâches ménagères. Ce résultat a une portée théorique assez importante, car il remet en cause la façon dont les modèles précédents ont considéré la question du partage des tâches ménagères.

3.5.1 Remise en cause du modèle de Becker

Becker est le premier à concevoir une fonction de production domestique et à aborder la question de l'allocation du temps au sein du couple. Son approche repose sur l'idée que les agents ne retirent pas leur utilité de la consommation directe de biens ou de temps, mais de *commodities* qui sont produites à travers une fonction de production domestique à partir des biens et du temps. Ces *commodities* ne peuvent s'acquérir sur le marché et peuvent être assimilées à des activités (préparation des repas, fécondité,...).

La fonction d'utilité s'écrit donc

$$U = U(Z_1, \dots, Z_m),$$

où Z_1, \dots, Z_m sont les différentes *commodities* consommées. Chacune est produite selon la fonction suivante :

$$Z_i = f_i(x_i, t_{hi}; E_i), \quad i = 1, \dots, m,$$

où x_i et t_{hi} représentent les biens et les types de temps utilisés pour produire la i ème *commodity* et E_i représente la compétence du ménage, le capital humain, le climat physique et social ainsi

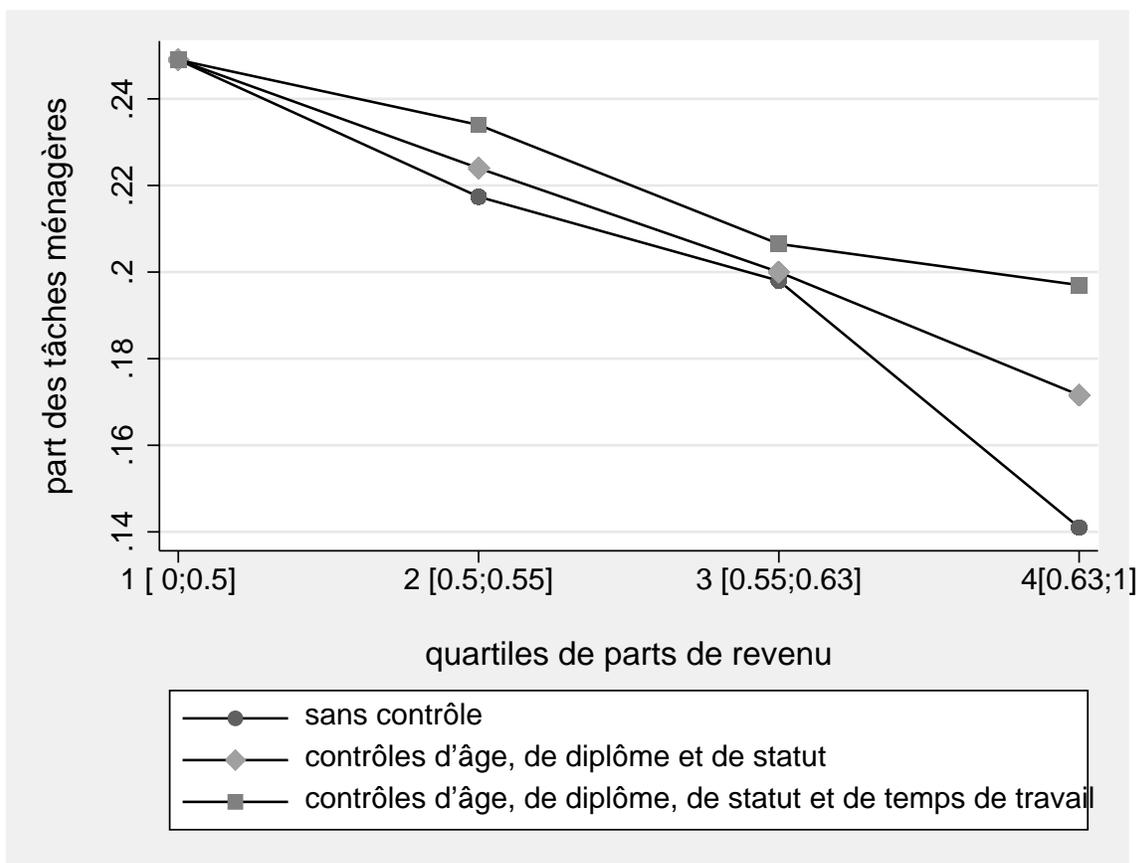


FIG. 3.9 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels. Source : fichier individus.

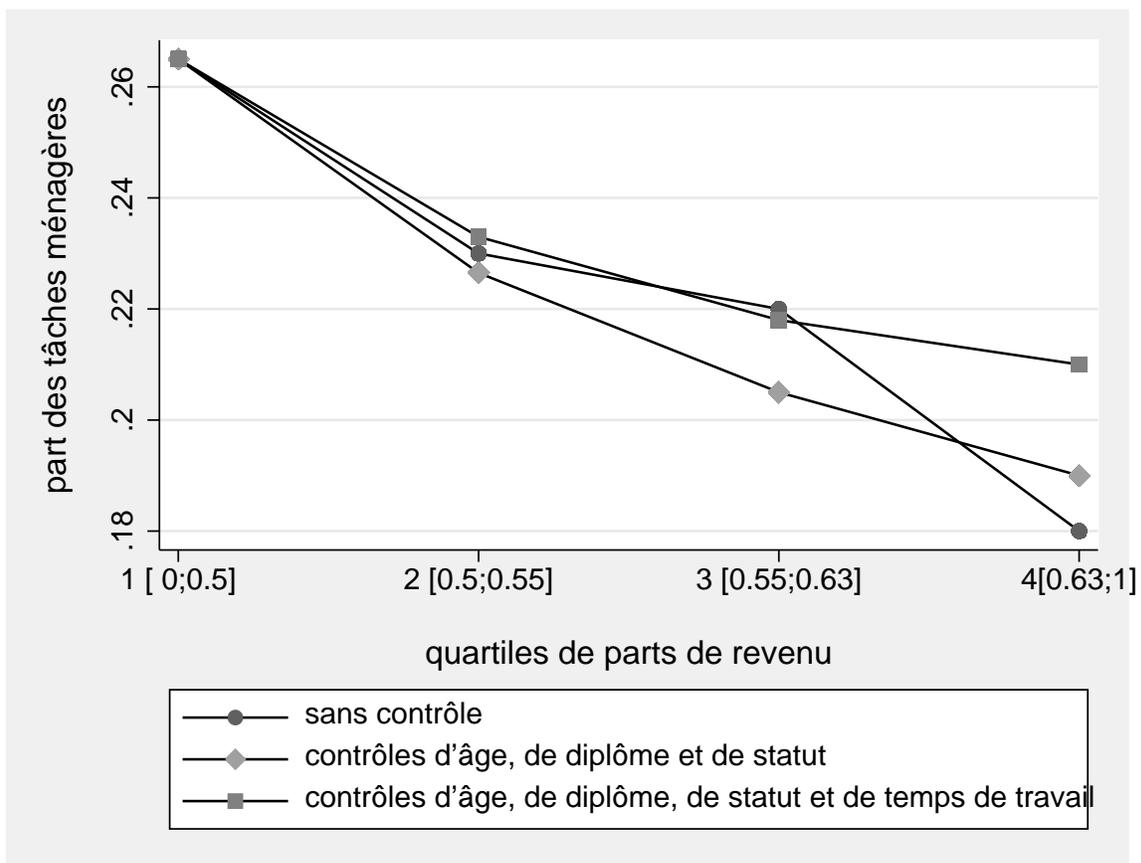


FIG. 3.10 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels. Source : carnets journaliers.

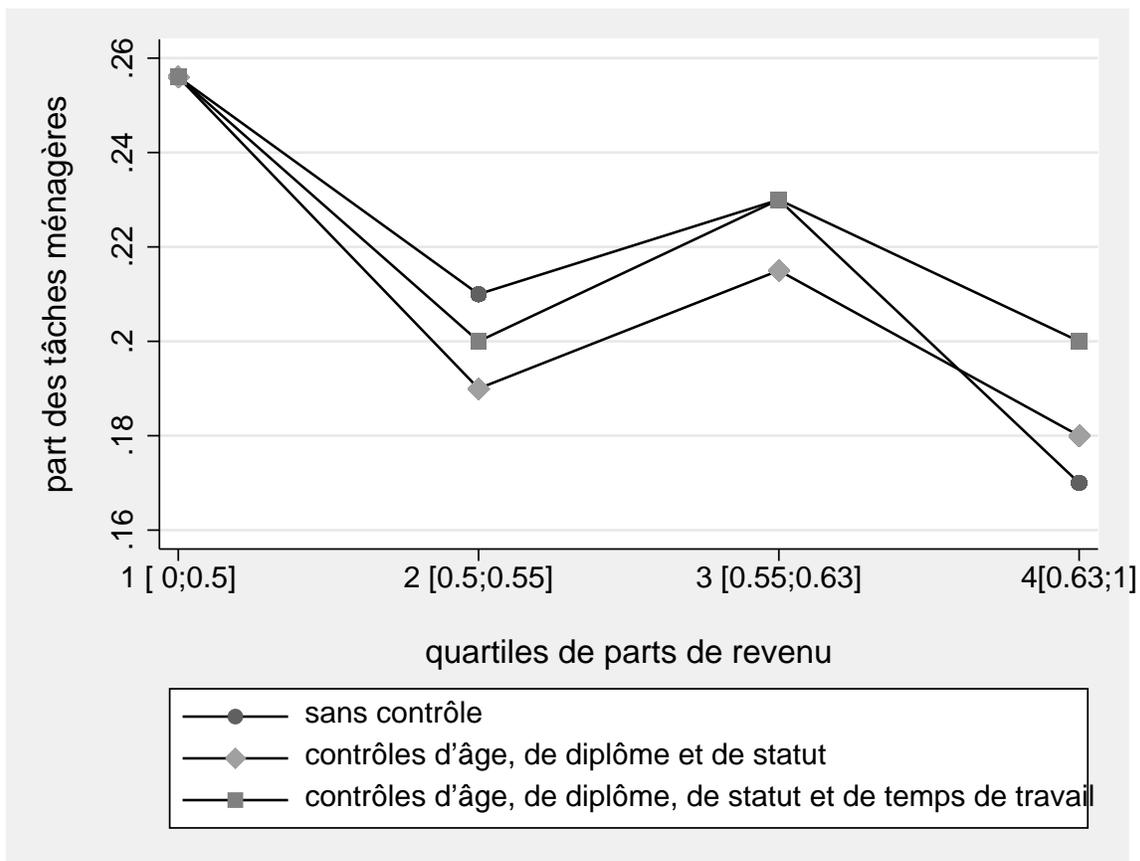


FIG. 3.11 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de revenu. Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les personnes dont la journée décrite n'est pas une journée de travail ordinaire. Source : carnets journaliers.

TAB. 3.1 – Tableau récapitulatif des principaux résultats, à partir du fichier individus.

Ecart, en pourcentage, entre le coefficient du premier quartile et le coefficient du dernier quartile.

	(1)	(2)	(3)
	Sans contrôle	Contrôles socio-démographiques	Contrôles socio-démographiques et de temps de travail
Echantillon complet	66%	63%	24%
Sans les inactifs et les chômeurs	47%	41%	26%
Sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels	44%	32%	21%

Notes :

Les pourcentages indiqués ont été calculés de la façon suivante :

$$1 - \frac{\text{coef de } Q_4}{\text{coef de } Q_1}.$$

TAB. 3.2 – Tableau récapitulatif des principaux résultats, à partir des carnets journaliers.

Ecart, en pourcentage, entre le coefficient du premier quartile et le coefficient du dernier quartile.

	(1)	(2)	(3)
	Sans contrôle	Contrôles socio-démographiques	Contrôles socio-démographiques et de temps de travail
Echantillon complet	58%	58%	24%
Sans les inactifs et les chômeurs	36%	33%	21%
Sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels	32%	28%	21%

Notes :

Les pourcentages indiqués ont été calculés de la façon suivante :

$$1 - \frac{\text{coef de } Q_4}{\text{coef de } Q_1}.$$

que d'autres variables environnementales. Le coût moyen de production de la *commodity* i est

$$p_i \frac{x_i}{Z_i} + w \frac{t_{hi}}{Z_i},$$

où p_i est le prix du bien i et w le salaire horaire.

A partir de là, d'après Becker, la spécialisation du travail au sein du ménage se fait en fonction de l'avantage comparatif de chaque membre, avantage comparatif qui est fonction du rapport entre la productivité marginale du travail marchand (et, par conséquent, du salaire) et la productivité marginale du travail domestique de chacun. Les différences de productivité entre les individus sont déterminées à la fois par des différences biologiques et par des différences dans l'expérience et l'accumulation en capital humain. Il suppose également qu'il y a des rendements croissants, ce qui est favorable à une spécialisation. Il explique donc la spécialisation des femmes dans le travail domestique par le fait qu'elles ont un avantage comparatif intrinsèque dans ce domaine. Cet avantage résulte de ce que ce sont elles qui "produisent" et éduquent les enfants. Du fait des rendements croissants, elles ont intérêt à se spécialiser complètement dans la production domestique, laissant leur mari se spécialiser dans le travail marchand. Toujours d'après Becker, la différence des rapports de productivités entre l'homme et la femme est d'autant plus forte que la femme investit généralement moins dans sa formation et, de façon plus générale, dans son capital humain.

D'après ce modèle, l'allocation du temps au sein du ménage est donc déterminée par les différences de productivité entre l'homme et la femme. L'homme est plus productif dans le secteur marchand, la femme est plus productive dans le secteur domestique. Comme le salaire de l'homme est plus élevé que celui de la femme, le coût d'opportunité de la production domestique est également plus élevé pour lui. Selon nous, et d'après les résultats que nous avons trouvés, cette explication n'est pas correcte. Tout d'abord, nous ne voyons pas vraiment comment une différence de productivité intrinsèque entre les hommes et les femmes peut se justifier. Ce n'est pas parce que les femmes mettent les enfants au monde qu'elles sont plus productives dans le travail domestique. L'idée d'une spécialisation qui s'expliquerait par des rendements d'échelle ne tient pas non plus. On pourrait très bien concevoir des rendements décroissants dans la fonction de production domestique (par exemple, on peut penser que l'on est plus productif sur une heure de ménage que sur trois heures, tout simplement parce que c'est une activité fatigante). L'argument de la productivité marchande ne tient pas non plus. En effet, lorsque nous contrôlons par la différence de diplôme entre l'homme et la femme d'un couple, les résultats ne sont pas beaucoup modifiés et la différence de salaire reste fortement explicative du partage des tâches ménagères. Or nous considérons le diplôme comme un assez bon indicateur du niveau de formation. Ce n'est donc pas une différence de formation qui justifie la spécialisation au sein du ménage. Ainsi, ce modèle n'explique pas pourquoi, au moment où se fait la décision d'allocation du temps initiale, il y a une telle spécialisation. En revanche, on peut concevoir qu'au bout d'un certain temps, il y ait une réelle différence de capital humain entre les hommes et les femmes, dans la mesure où les premiers accumulent plus d'expérience que les secondes. Les différences de productivité marchande et de coût d'opportunité de la production domestique se creusent donc. La spécialisation est un phénomène qui s'auto-entretient. Cependant, ce raisonnement en terme de coût d'opportunité ne peut pas expliquer la relation décroissante que nous observons entre la part du revenu et la part des tâches ménagères. En effet, cette relation persiste lorsque nous contrôlons par la différence de temps de travail entre les hommes et les femmes d'un même couple. A temps de travail donné, la différence de salaire conserve un impact sur le partage des tâches ménagères. Nous obtenons le même résultat lorsque nous supprimons les temps partiels. En outre, le fait que la décroissance de la relation s'atténue lorsque nous contrôlons par le

temps de travail n'est pas forcément un argument en faveur du raisonnement en terme de coût d'opportunité. Nous considérons en effet le salaire mensuel et non le salaire horaire. Le temps de travail détermine donc le montant du salaire mensuel. Or on peut interpréter ce résultat, non en terme de coût d'opportunité, mais comme le fait que les décisions de temps de travail et de partage des tâches ménagères sont simultanées. Le couple décide que c'est la femme qui va prendre en charge la majorité des tâches ménagères et que, pour ce faire, elle aura un temps de travail, et par conséquent un salaire mensuel, inférieurs à ceux de son mari. Mais le résultat ne dit pas que c'est parce que la femme a un salaire horaire inférieur à celui de son mari qu'elle fait la majorité du travail domestique.

Finalement, le modèle de Becker est intéressant dans la mesure où il soulève la question du partage des tâches ménagères. Mais la réponse qu'il donne à cette question ne nous semble pas être la bonne. Nous pouvons voir deux raisons à cela. D'une part, ce modèle ne tient pas compte des préférences des agents (mais c'est un reproche que l'on peut faire de façon plus générale au modèle unitaire). D'autre part, il vaudrait mieux faire rentrer les biens et les types de temps directement dans la fonction d'utilité sans passer par la fonction de production domestique. C'est par exemple le loisir en tant que tel qui a de la valeur, et non ce qu'on peut produire avec du loisir. De la même façon, ce n'est qu'en introduisant le temps de loisir comme argument direct de la fonction d'utilité que l'on peut exprimer la désutilité que procure le temps de travail.

Les modèles collectifs qui s'intéressent à la question de l'allocation du temps en étudiant l'offre de travail des ménages résolvent une partie de ces problèmes. Ils intègrent le temps de loisir dans la fonction d'utilité et prennent en compte la diversité des préférences des conjoints. Cependant, leur réponse à la question du partage des tâches ménagères n'est également pas satisfaisante.

3.5.2 Le modèle collectif et l'efficacité paretienne

Avec les articles de Apps et Rees (1997) et Chiappori (1997), l'approche collective prend en compte la question des tâches ménagères, en introduisant une fonction de production domestique. Cependant, mis à part le fait qu'il y a bien présence d'un conflit relatif à l'allocation du temps au sein du ménage, il n'y a pas de rupture entre cette approche et celle de Becker sur la question spécifique du partage des tâches ménagères. Nous présentons tout d'abord le modèle générique avant d'en faire la critique.

On considère un ménage à deux personnes, A et B. Chaque personne se caractérise par des préférences propres qui peuvent être représentées sous la forme de fonctions d'utilité standard (de type égoïste) :

$$u_I(L_I, C_I, Z_I),$$

avec L_I le loisir, C_I la consommation d'un bien marchand et Z_I la consommation d'un bien domestique (le ménage, la vaisselle...). On normalise le prix du bien marchand à 1. Le bien domestique est ici considéré comme un bien privé.

La fonction de production du bien domestique est la suivante :

$$Z = F(t_A, t_B),$$

où t_I est le temps de travail domestique de chacun. $F(\cdot)$ est concave en t_A et t_B . On considère que le bien domestique peut être échangé sur un marché à un prix constant p . En conséquence, on a généralement $Z \neq Z_A + Z_B$. Le salaire et le revenu de l'individu I sont notés respectivement w_I et y_I .

On considère que le processus de décision est Pareto efficace. En conséquence (cf théorèmes de l'économie du bien-être), le problème d'allocation peut être décentralisé. Dans un premier temps, le ménage détermine l'offre de travail domestique afin de maximiser la fonction de profit suivante :

$$\Pi(w_A, w_B) = \max_{t_A, t_B} pF(t_A, t_B) - w_A t_A - w_B t_B$$

et il se met d'accord sur la distribution du revenu total suivant :

$$\Psi = y_A + y_B + \Pi(w_A, w_B) + T w_A + T w_B.$$

Dans un second temps, chaque membre reçoit une part ρ_I de ce revenu total et maximise son utilité sous sa contrainte budgétaire propre de façon indépendante :

$$\max_{L_I, C_I, Z_I} u_I(L_I, C_I, Z_I)$$

sous la contrainte

$$w_I L_I + C_I + p Z_I = \rho_I (w_A, w_B, y_A, y_B).$$

Les demandes de loisir ont la forme suivante :

$$L_I = L_I(w_I, \rho_I(w_A, w_B, y_A, y_B)).$$

Les offres de travail domestique ont la forme suivante :

$$t_I = t_I(w_A, w_B).$$

Du coup, les offres de travail marchand sont de la forme :

$$h_I = T - L_I(w_I, \rho_I) - t_I(w_A, w_B).$$

Ce modèle met bien en évidence l'existence d'un conflit relatif à l'allocation des ressources et du temps au sein du ménage. Les ressources financières sont allouées suivant une règle de partage qui dépend des revenus de chacun. Un aspect très intéressant du modèle est qu'il distingue la quantité de bien domestique consommée de la quantité de bien domestique produite. Nous trouvons cette distinction tout-à-fait pertinente, dans la mesure où les ménages ont la possibilité d'externaliser la production de biens domestiques. Nous estimons que le bien domestique est un bien marchand, qui peut s'échanger sur le marché à un prix de marché. Par exemple, les ménages peuvent aller prendre leur repas au restaurant, le prix du bien domestique (le repas) étant ici le prix du repas au restaurant. Les ménages peuvent engager une aide ménagère, le prix du bien domestique (le ménage ou le repassage) étant alors le salaire qu'ils versent à cette aide pour qu'elle produise le bien en question. De la même façon, les ménages peuvent se faire livrer, etc.. Cependant, dans un tel modèle, le raisonnement se fait comme si la décision du partage des tâches domestiques dépendait uniquement des salaires horaires et de la productivité domestique de chacun. Il s'agit donc d'un raisonnement pratiquement identique à celui de Becker, à la nuance près que, étant donné que les rendements ne sont pas croissants, il n'induit pas une spécialisation maximale. Sur la question précise du partage des tâches ménagères, il n'y a donc pas de conflit entre l'homme et la femme. Or, comme nous l'avons déjà souligné, cette vision ne permet pas de rendre compte de la décroissance constatée entre part du revenu et part des tâches ménagères. Une fois que les contrôles sont pris en compte, une telle décroissance ne peut en effet s'expliquer que par l'existence d'une négociation. Sans négociation, il n'y a aucune raison pour que, à temps de travail et à diplôme donnés, l'écart de salaire influe sur le partage des tâches ménagères. Lorsque nous raisonnons à temps de travail donné, nous faisons comme si la

question pour les ménages était de se mettre d'accord sur l'emploi de leur temps non travaillé, c'est-à-dire sur l'allocation du temps non travaillé entre loisir et tâches ménagères. C'est dans ce cas de figure que l'on peut comprendre en quoi il y a négociation et en quoi les écarts de salaire influent sur cette négociation.

Nous pensons donc que le partage des tâches ménagères, comme le partage des ressources, fait bien l'objet d'une négociation. Au sein de cette négociation, le rapport de force est déterminé par la différence de salaires. Il y a négociation parce qu'il y a conflit. Il faut donc prendre en compte les différences de préférences relatives aux tâches ménagères entre l'homme et la femme. Pour ce faire, il suffit d'intégrer le temps passé aux tâches ménagères dans la fonction d'utilité de chacun.

Nous présentons donc un nouveau modèle qui se distingue du précédent sur quelques points précis. Tout d'abord, nous introduisons le temps de travail ménager comme argument de la fonction d'utilité. Nous considérons que le bien domestique est un bien public et non un bien privé et que les ressources financières proviennent uniquement des revenus d'activité. En conservant les notations précédentes, le programme du ménage est donc le suivant :

$$\max_{C_A, C_B, Z, t_A, t_B, L_A, L_B} \mu(w_A, w_B) \cdot u_A(C_A, Z, t_A, L_A) + (1 - \mu(w_A, w_B)) \cdot u_B(C_B, Z, t_B, L_B)$$

sous les contraintes

$$\begin{cases} Z = h(t_A, t_B) + x \\ w_A(T - t_A - L_A) + w_B(T - t_B - L_B) = C_A + C_B + px \end{cases}$$

où x est la quantité de bien domestique acquise sur le marché et μ un indicateur du pouvoir de l'individu A dans le couple. Dans ce modèle, il est bien clair que les salaires influencent le partage des tâches ménagères par l'intermédiaire des pouvoirs de négociation.

Nous avons donc rendu compte du partage des tâches ménagères à partir de l'approche collective de type coopérative. Cette approche explique très bien la décroissance de la relation entre part du revenu et part des tâches ménagères. Cependant, elle explique plus difficilement le fait que les femmes continuent à prendre en charge 80% des tâches ménagères en moyenne et en particulier le fait que, lorsque elles gagnent plus que leurs époux, cette part reste égale à 75%. En effet, un tel phénomène pourrait se justifier par une forte différence entre les préférences des hommes et des femmes, les hommes ayant une profonde aversion pour les tâches ménagères. Les appréciations fournies par l'enquête semblent plutôt aller dans le sens inverse : en moyenne, les hommes et les femmes conçoivent les tâches ménagères comme une obligation qui ne les gêne pas. Certes, ce résultat n'est pas forcément fiable pour les deux raisons suivantes : les hommes qui ne font jamais ces tâches n'ont pas donné leur appréciation ; il est possible que les réponses données ne reflètent pas les préférences réelles des personnes. Cependant, il faudrait que la différence entre les préférences soit suffisamment importante pour compenser le fait que, lorsque la femme gagne plus que l'homme, ses préférences pèsent davantage dans la décision du ménage. Ou alors il faudrait que l'ensemble des facteurs de distribution soit très défavorable aux femmes. Une autre explication serait que la femme ait des préférences altruistes. Par conséquent, elle prendrait en compte l'aversion de son mari pour les tâches ménagères.

Finalement ce problème ne remet pas en cause l'approche coopérative. La raison principale en est que cette approche repose sur l'unique hypothèse de la Pareto-efficacité. Elle ne préjuge en rien du point de la frontière d'efficacité choisi par le couple. Elle est donc potentiellement compatible avec n'importe quelle décision du ménage, du moment que cette décision est efficace.

La vraie question est donc la suivante : est-ce que les décisions du ménage en matière de partage des tâches ménagères sont Pareto-efficaces ? N'y aurait-il pas moyen d'améliorer le bien-être d'un des deux membres sans détériorer celui de son conjoint ? On pourrait concevoir une situation où l'homme passe plus de temps à faire le ménage, laissant la possibilité à la femme de travailler plus et d'avoir un salaire plus élevé ; les biens supplémentaires achetés avec ce surplus de revenu faisant plus que compenser la perte d'utilité enregistrée par l'homme au départ. Il est très difficile de trancher sur ce point. En fait, les résultats que nous obtenons dans cette étude sont tout aussi compatibles avec la thèse de non coopération. On pourrait envisager un processus similaire à celui que décrivent Lundberg et Pollak, avec la possibilité d'un équilibre non coopératif au sein du ménage, la spécialisation du travail résultante reflétant plus les normes sociales que les préférences ou les différences de productivité du couple. Ainsi, les ménages se conformeraient à la répartition traditionnelle des rôles entre les hommes et les femmes sans aucune considération d'efficacité.

Chapitre 4

Conclusion

Nous avons mis en évidence l'existence d'un conflit au sein du couple relatif au partage des tâches domestiques. Nous avons montré que, si la structure des revenus influence l'allocation des ressources au sein du ménage, elle influence aussi l'allocation du temps. Ainsi, l'écart de salaire entre l'homme et la femme d'un couple a un impact sur la répartition des tâches ménagères : plus l'homme contribue au revenu du ménage, moins il contribue au travail domestique. Nous avons rendu compte de ce phénomène à travers l'approche coopérative, mais l'approche non coopérative serait également pertinente. Nous n'avons donc pas tranché la question de la Pareto-efficacité : le salaire garde un impact causal sur le partage des tâches ménagères, que les décisions du ménage soient efficaces ou non. Il est tout-à-fait possible que les décisions du ménage soient en grande partie déterminées par les normes sociales, les ménages s'en tenant simplement à la répartition des rôles traditionnelle.

Nous nous sommes limités à une étude transversale. Il serait intéressant de procéder à des comparaisons temporelles en utilisant les enquêtes emploi du temps précédentes. De telles comparaisons permettraient d'identifier le poids que tiennent les normes sociales dans les décisions des ménages. En effet, on pourrait voir en quoi les décisions des ménages sont modifiées par l'évolution de ces normes. Dans ce but, les comparaisons internationales peuvent également être très instructives. Ainsi, une étude récente de Freeman montre que l'écart dans les taux d'activité des femmes entre l'Allemagne et les Etats-Unis provient essentiellement d'une différence dans les normes sociales des deux pays, les normes sociales allemandes voulant que les femmes restent au foyer¹.

¹Freeman montre que, en tenant compte du travail domestique, les femmes travaillent globalement autant en Allemagne et aux Etats-Unis. Seulement, en Allemagne, étant données les normes sociales, les services qui permettraient aux femmes d'avoir un emploi sont très peu développés. Les femmes produisent donc en Allemagne ce qu'elles peuvent acheter sur le marché aux Etats-Unis.

Annexe A

Construction des variables

Tâches ménagères

Les tâches ménagères que nous prenons en compte sont les suivantes : courses, cuisine, vaisselle, ménage et repassage. Nous ne prenons pas en compte le jardinage ou le bricolage que nous considérons plutôt comme des semi-loisirs.

Construction à partir des carnets journaliers Le carnet décrit les activités faites sur une journée par tranches de dix minutes. Il nous suffit donc de sommer le temps passé à chaque tâche ménagère sur la journée, puis de sommer ces temps pour obtenir le temps total passé aux tâches ménagères par l'individu sur la journée. Ce temps est donné en heures.

La part des tâches ménagères faite par les hommes, appelée *tâches* est définie de la façon suivante :

$$tâches = \frac{\text{temps passé par l'homme aux tâches ménagères}}{\text{temps total passé par le couple aux tâches ménagères}}.$$

Construction à partir du fichier individus Le fichier individus indique le nombre de fois que la personne a fait la tâche ménagère en question durant les quatre dernières semaines précédents l'enquête. Comme elle n'indique pas la durée passé à chaque fois à faire cette tâche, nous introduisons des pondérations calculées à partir des carnets journaliers. Ces pondérations correspondent à la moyenne du temps passé par chacun à la tâche ménagère en question dans la journée. Notre variable est donc égale à :

$$0.24 \times \text{courses} + 0.21 \times \text{cuisine} + 0.12 \times \text{vaisselle} + 0.23 \times \text{ménage} + 0.20 \times \text{repassage},$$

où *courses*, *cuisine*, *vaisselle*, *ménage* et *repassage* indiquent le nombre de fois que la personne a fait les courses, la cuisine, la vaisselle, le ménage et le repassage pendant les quatre dernières semaines. Le 0.24 signifie par exemple que les personnes consacrent en moyenne 24 % de leur temps global passé aux tâches ménagères à faire les courses. La variable de tâches ménagères qui en résulte n'a pas vraiment d'unités, mais ça n'a pas d'importance puisque nous calculons la part des tâches ménagères faite par les hommes comme précédemment, ce qui nous donne un rapport.

Revenus

Nous n'avons pas vraiment de précision à apporter sur la construction de la variable de revenu. La variable *revenu* est construite de la façon suivante :

$$\text{revenu} = \frac{\text{revenu de l'homme}}{\text{revenu de l'homme} + \text{revenu de la femme}}$$

Nous ne prenons pas en compte les revenus de patrimoine.

Pour plus de précision, on peut se référer aux annexes respectivement consacrées à l'évolution de l'échantillon et à la question de l'imputation des revenus.

Age

L'âge est divisé en six tranches qui sont :

- moins de 25 ans,
- de 25 à 35 ans,
- de 35 à 35 ans,
- de 45 à 55 ans,
- de 55 à 65 ans,
- plus de 65 ans.

Diplôme

Nous avons défini huit catégorie de diplôme qui sont :

- sans diplôme,
- CEP, DFEO,
- BEPC,
- CAP, BEP,
- Bac technique,
- Bac général,
- Bac + 2,
- Supérieur à Bac + 2.

Statut professionnel

Nous avons défini sept catégories de statut professionnel qui sont :

- salarié de l'Etat,
- salarié d'une collectivité locale,
- salarié d'une entreprise publique ou nationale,
- salarié du secteur privé (autre que cas suivant),
- salarié de sa propre entreprise ou salarié de son conjoint,
- aide ou aidant un membre de sa famille dans son travail sans être salarié,
- à son compte, indépendant, gérant, associé d'une société,coexploitant.

Temps de travail

Le fichier individus nous donne les valeurs maximales et minimales des durées effectives de travail par semaine. Nous faisons la moyenne entre les deux. Nous obtenons donc la durée moyenne effective de travail par semaine exprimée en heures. Ensuite, nous divisons cette durée en onze tranches de dix heures, la première allant de 0 à 10 heures de travail par semaine, la dernière correspondant à un temps de travail par semaine supérieur à 100 heures.

Annexe B

Imputation des revenus

Nous imputons un montant exact de revenus aux actifs (salariés et indépendants) ayant seulement indiqué une tranche de revenus. Il y a 21 tranches de revenus qui vont de moins de 1000 Francs à plus de 80000 Francs.

Pour faire cette imputation, nous utilisons une méthode qui s'apparente à la méthode Tobit, à la différence près que les bornes des intervalles ne sont pas des valeurs fixes mais des variables. La procédure stata que nous avons utilisée s'appelle `intreg` et elle est fondée sur le maximum de vraisemblance. `intreg` estime un modèle où la variable dépendante est soit une valeur, soit un intervalle. Ici, notre variable dépendante est soit le montant exact de revenus, soit un intervalle de revenus.

Le modèle que nous estimons est le suivant :

$$y_i = \pi_{1i} \hat{age}_i + \pi_{2i} 1_{(sexe)} + \pi_{3i} temps_i + \sum_{k=1}^{14} \alpha_{ki} 1_{(dipl\o=k)} + \sum_{k=1}^{29} \beta_{ki} 1_{(cs=k)},$$

où, pour l'individu i , y_i est soit le montant exact de revenus, soit la tranche de revenus si le montant exact n'est pas indiqué, \hat{age}_i est l'âge de l'individu i , $temps_i$ son temps de travail, $1_{(sexe)}$, $1_{(dipl\o=k)}$ et $1_{(cs=k)}$ sont respectivement les variables indicatrices de son sexe, son diplôme et sa catégorie socio-professionnelle. Les variables \hat{age} et $temps$ sont des variables continues. La variable cs est une variable définie en 29 catégories à partir des catégories socio-professionnelles. La variable $dipl\o$ comporte 14 catégories qui sont les suivantes :

- sans diplôme,
- CEP, DFEO,
- BEPC,
- CAP, BEP,
- Bac technique,
- Bac général,
- diplôme universitaire du premier cycle,
- DUT, BTS,
- autre diplôme de niveau technicien supérieur,
- diplôme des professions de la santé (sauf médecins) et des professions sociales,
- CFEN,
- diplôme universitaire du deuxième cycle,
- diplôme universitaire du troisième cycle,
- diplôme d'une grande école ou d'une école d'ingénieur.

A partir de cette estimation, nous faisons une prévision pour imputer des montants exacts de revenus aux personnes ayant donné leur revenu en tranches. Ce que nous obtenons est donc

$E(y_i | a < y_i < b)$, où a et b sont les bornes des intervalles de revenus.

La régression s'est faite sur 5679 observations. 3393 observations sont restées inchangées (ils s'agit des personnes ayant donné le montant exact de revenus), 2286 nouvelles valeurs ont été créées. On a donc imputé des revenus exacts à 2286 personnes.

Annexe C

Evolution de l'échantillon

5286 ménages et 10572 individus

6052 personnes exercent une profession

- 5989 personnes travaillent effectivement, dont :
 - 3447 ont donné le montant exact de leur revenu
 - 2275 ont donné une tranche de revenu
- 63 personnes sont en congé, dont :
 - 38 ont donné le montant exact de leur revenu
 - 13 ont donné une tranche de revenu

→ **3485 observations retenues**

Remarque : On conserve uniquement les personnes qui ont donné le montant exact de leur revenu.

64 étudiants

- 16 ont une activité rémunérée, dont :
- 13 ont donné le montant exact de leur revenu
 - 3 ont donné une tranche de revenu

→ **60 observations retenues**

Remarque : On ne conserve pas les personnes qui ont donné uniquement une tranche de revenu mais qui ont une activité rémunérée. On met un revenu nul pour les personnes n'ayant pas d'activité rémunérée.

567 chômeurs

- 203 ne sont pas indemnisés
- 346 sont indemnisés, dont :
 - 282 ont donné le montant exact de leurs indemnités
 - 57 ont donné une tranche

→ **282 observations retenues**

Remarque : On ne conserve que les chômeurs qui ont donné le montant exact de leurs indemnités.

Pour ceux qui ne sont pas indemnisés, on ne peut pas savoir s'ils bénéficient d'autres aides comme le RMI.

6 militaires du contingent

Nous n'avons aucune information sur leurs revenus.

→ **0 observation retenue**

2493 retraités

Nous n'avons aucune information sur leurs retraites.

→ **0 observation retenue**

1127 personnes au foyer

45 disent être en interruption provisoire d'activité, dont :

- 27 ont donné le montant exact de leurs indemnités
- 5 ont donné une tranche

→ **1082 observations retenues**

Remarque : On ne conserve pas les personnes qui ont une indemnité mais qui n'en ont pas donné le montant exact. On impute un revenu nul aux personnes qui ne déclarent pas avoir une indemnité.

263 autres inactifs

40 disent être en interruption provisoire d'activité, dont :

- 21 ont donné le montant exact de leurs indemnités
- 18 ont donné une tranche

→ **21 observations retenues**

Remarque : On ne sait pas vraiment quelle est la situation des personnes qui ne déclarent aucune indemnité. On ne conserve donc que les personnes qui ont donné un montant exact d'indemnités.

L'imputation de revenus ajoute 2286 observations parmi les personnes qui exercent une profession.

Annexe D

Résultats des régressions

TAB. D.1 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon complet.

Source : fichier individus.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttatchesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.242	0.242	0.242
quartile 2	0.2056** (0.009)	0.206** (0.009)	0.22** (0.01)
quartile 3	0.148** (0.009)	0.156** (0.009)	0.196** (0.012)
quartile 4	0.083** (0.009)	0.09** (0.01)	0.185** (0.027)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	3032	2821	2109

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.2 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon complet.

Source : carnets journaliers.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttachesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.261	0.261	0.261
quartile 2	0.221** (0.012)	0.215** (0.012)	0.243 (0.014)
quartile 3	0.181** (0.012)	0.186** (0.013)	0.23* (0.016)
quartile 4	0.111** (0.012)	0.11** (0.014)	0.198* (0.038)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	2887	2692	2020

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.3 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs et les chômeurs.

Source : fichier individus.

Coefficients de la régression
Variable expliquée : parttatesh

	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.242	0.242	0.242
quartile 2	0.2075** (0.011)	0.2035** (0.011)	0.212** (0.011)
quartile 3	0.196** (0.011)	0.191** (0.011)	0.208** (0.012)
quartile 4	0.128** (0.011)	0.144** (0.012)	0.18** (0.013)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	2144	2144	2109

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.4 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs et les chômeurs.

Source : carnets journaliers.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttachesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.267	0.267	0.267
quartile 2	0.222** (0.015)	0.207** (0.015)	0.2171** (0.016)
quartile 3	0.208** (0.015)	0.196** (0.016)	0.2168** (0.016)
quartile 4	0.1716** (0.015)	0.18** (0.016)	0.214** (0.019)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	2053	2053	2020

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.5 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les personnes dont la journée décrite n'est pas une journée de travail ordinaire.

Source : carnets journaliers.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttachesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.264	0.264	0.264
quartile 2	0.218** (0.022)	0.187** (0.024)	0.204** (0.024)
quartile 3	0.203** (0.022)	0.182** (0.024)	0.212** (0.025)
quartile 4	0.144** (0.023)	0.132** (0.026)	0.17** (0.029)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	980	980	975

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.6 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels.

Source : fichier individus.

Coefficients de la régression
Variable expliquée : parttatchesh

	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.249	0.249	0.249
quartile 2	0.2174** (0.014)	0.224* (0.015)	0.234 (0.015)
quartile 3	0.198** (0.014)	0.2** (0.015)	0.2065** (0.015)
quartile 4	0.141** (0.014)	0.1716** (0.015)	0.197** (0.017)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	1448	1448	1417

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.7 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs, les chômeurs et les temps partiels.

Source : carnets journaliers.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttachesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.265	0.265	0.265
quartile 2	0.23* (0.019)	0.2265* (0.02)	0.233* (0.02)
quartile 3	0.22** (0.019)	0.205** (0.02)	0.218** (0.021)
quartile 4	0.18** (0.019)	0.19** (0.021)	0.21** (0.023)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	1387	1387	1358

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

TAB. D.8 – Part des tâches ménagères faites par les hommes en fonction des quartiles de parts de revenu.

Echantillon sans les inactifs, les chômeurs, les temps partiels et les personnes dont la journée décrite n'est pas une journée de travail ordinaire.

Source : carnets journaliers.

Coefficients de la régression			
Variable expliquée : parttachesh			
	(1)	(2)	(3)
quartile 1	0.256	0.256	0.256
quartile 2	0.21* (0.027)	0.19** (0.03)	0.2* (0.032)
quartile 3	0.23 (0.028)	0.215 (0.032)	0.23 (0.034)
quartile 4	0.17** (0.028)	0.18** (0.033)	0.2* (0.035)
Contrôles socio-démographiques (âge, diplôme, statut socio-professionnel)	N	O	O
Contrôle de temps de travail	N	N	O
Nombre d'observations	679	679	676

Notes :

Les coefficients que nous donnons ne sont pas exactement ceux qui apparaissent dans la régression. Pour les obtenir, nous prenons une valeur de référence qui est le coefficient de la constante dans la régression sans contrôle. Cette valeur est conservée pour toutes les régressions. Les valeurs que nous donne le logiciel pour les trois autres quartiles sont en fait les écarts entre les coefficients de ces quartiles et le coefficient du premier quartile. Nous retrouvons donc les coefficients des quartiles en utilisant la valeur de référence du premier quartile.

Nous donnons entre parenthèses le standard error de la différence entre le coefficient du quartile considéré et le coefficient du premier quartile.

** et * signifient respectivement que cette différence est significative à 5% et à 10%.

Bibliographie

- [Aur01] S. Aura. Does the balance of power within a family matter? the case of the retirement equity act. Working Paper 202, IGIER, October 2001.
- [Bec74] G. Becker. A theory of social interactions. *Journal of Political Economy*, 82 :1063–1093, 1974.
- [Bec91] G. Becker. *A treatise on the Family*. Cambridge University Press, 1991.
- [Bro80] Marilyn Manser ; Murray Brown. Marriage and household decision-making : A bargaining analysis. *International Economic Review*, 21(1) :31–44, February 1980.
- [Chi88] P.A. Chiappori. Rational household labor supply. *Econometrica*, 56(1) :63–90, January 1988.
- [Chi92] F. Bourguignon ; P.A. Chiappori. Collective models of household behavior. *European Economic Review*, 36 :355–364, 1992.
- [Chi97] P.A. Chiappori. Introducing household production in collective models of labor supply. *The Journal of Political Economy*, 105(1) :191–209, February 1997.
- [Chi98] M. Browning ; P.A. Chiappori. Efficient intra-household allocations : A general characterization and empirical tests. *Econometrica*, 66(6) :1241–1278, November 1998.
- [Cou03] H. Couprie. Time allocation within the family : welfare implication of life in couple. Working Paper 02A23, GREQAM, 2003.
- [Don01] O. Donni. Collective female labor supply : Theory and application. Working Paper 141, CREFE & Université du Québec à Montréal, September 2001.
- [Don03] P.A. Chiappori ; O. Donni. Les modèles collectifs de comportement du ménage : un survol de la littérature. Technical report, Université de Chicago ; Université du Québec à Montréal, CIRPEE & DELTA, November 2003.
- [Don04a] O. Donni. La théorie des modèles non coopératifs d’offre de travail et ses applications empiriques. Technical report, Université du Québec à Montréal, CIRPEE & DELTA, April 2004.
- [Don04b] O. Donni. A note on collective models of labor supply with domestic production. Technical report, Université du Québec à Montréal, CIRPEE & DELTA, January 2004.
- [Don04c] O. Donni. A simple model of collective consumption. Technical report, Université du Québec à Montréal, CIRPEE & DELTA, April 2004.

- [Duf03] E. Duflo. Grandmothers and granddaughters : Old age pensions and intrahousehold allocation in south africa. January 2003.
- [FB95] P.A. Chiappori F. Bourguignon, M.Browning. The collective approach to household behaviour. Working Paper 95-04, DELTA, 1995.
- [Gro77] Reuben Gronau. Leisure, home production, and work - the theory of the allocation of time revisited. *The Journal of Political Economy*, 85(6) :1099–1124, December 1977.
- [Hor81] Marjorie B. McElroy ; Mary Jean Horney. Nash-bargained household decisions : Toward a generalization of the theory of demand. *International Economic Review*, 22(2) :333–349, June 1981.
- [Lac02] P.A. Chiappori ; B. Fortin ; G. Lacroix. Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of Political Economy*, 110(1), 2002.
- [MBFBon] P.A. Chiappori ; V. Lechene M. Browning ; F. Bourguignon. The journal of political economy. 102(6) :1067–1096, December Incomes and Outcomes : A Structural Model of Intrahousehold Allocation.
- [Pol93] S. Lundberg ; R.A. Pollak. Separate spheres bargaining and the marriage market. *The Journal of Political Economy*, 101(6) :988–1010, December 1993.
- [Pol94] S. Lundberg ; R.A. Pollak. Noncooperative bargaining models of marriage. *The American Economic Review*, 84(2) :132–137, May 1994.
- [Pol96] S. Lundberg ; R.A. Pollak. Bargaining and distribution in marriage. *The Journal of Economic Perspectives*, 10(4) :139–158, 1996.
- [Pol02] S. Lundberg ; R.A. Pollak. Efficiency in marriage. October 2002.
- [Ree88] P. Apps ; R. Rees. Taxation and the household. *Journal of Public Economics*, 35 :355–369, 1988.
- [Ree96] P.F. Apps ; R. Rees. Labour supply, household production and intra-family welfare distribution. *Journal of Public Economics*, 60, 1996.
- [Ree97] P.F. Apps ; R. Rees. Collective labor supply and household production. *The Journal of Political Economy*, 105(1) :178–190, February 1997.
- [Sch02] R.B. Freeman ; R. Schettkat. Marketization of production and the us-europe employment gap. Nber working paper, National Bureau of Economic Research, February 2002.
- [Udr96] C. Udry. Gender, agricultural production, and the theory of the household. *The Journal of Political Economy*, 104(5) :1010–1046, October 1996.
- [Udr01] E. Duflo ; C. Udry. Intrahousehold resource allocation in côte d’ivoire : Social norms, separate accounts and consumption choices. Technical report, July 2001.
- [Ver00] F. Vermeulen. Collective household models : principles and main results. Technical report, Center for Economic Studies, Katholieke Universiteit Leuven, November 2000.

- [Wal96] S.J. Lundberg; R.A. Pollak; T.J. Wales. Do husbands and wives pool their resources? evidence from the united kingdom child benefit. *The Journal of Human Resources*, 1996.
- [Woo01] Zhiqi Chen; Frances Woolley. A cournot-nash model of family decision making. *The Economic Journal*, 111 :722–748, October 2001.