



Munich Personal RePEc Archive

# **Influence of intra-household bargaining on education expenditures in households in Mali**

Keita, Moussa

August 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57592/>  
MPRA Paper No. 57592, posted 27 Jul 2014 12:05 UTC

# Influence de la négociation intra-ménage sur les dépenses d'éducation dans les ménages au Mali

Moussa Keita  
Doctorant au CERDI<sup>1</sup>  
(Août 2011)

## Résumé

Les comportements du ménage en matière de dépenses de consommation sont généralement analysés en partant de l'hypothèse de mise en commun des revenus des membres (*Income Pooling Hypothesis*). Selon cette hypothèse, la structure des dépenses du ménage est influencée uniquement par le revenu total et non par les montants des apports individuels. Ce qui signifie par exemple que, dans un couple, l'accroissement du revenu relatif de l'un ou l'autre des conjoints aura le même impact sur la structure et la répartition des dépenses. Dans ce cas, les pouvoirs de négociation associés aux individus dans le ménage n'auraient aucun effet ni sur la structure, ni sur la répartition des dépenses à l'intérieur du ménage. Cette étude tente ainsi de tester cette hypothèse en partant du cas spécifique des dépenses d'éducation sur un échantillon de 2412 ménages au Mali. Nos estimations montrent que le pouvoir de décision de la femme a une influence significativement différente de celui de l'homme sur les dépenses d'éducation. Ce résultat remet ainsi en cause la pertinence du modèle unitaire dans l'analyse des choix de dépenses du ménage relatifs à l'investissement en capital humain des enfants.

Codes JEL: C12 D1 D71

Mots clés: Pouvoir de négociation, dépenses d'éducation, modèle unitaire, modèle collectif

Contact Info

Email : [Moussa.keita@udamail.fr](mailto:Moussa.keita@udamail.fr) ou [keitam09@ymail.com](mailto:keitam09@ymail.com)

---

<sup>1</sup> Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International, France.

Les données de cette étude proviennent d'une enquête ménages réalisée par le CERDI en collaboration avec l'Institut d'Economie Rurale (Bamako, Mali) sur financement du Programme Régional Energie pour la réduction de la Pauvreté du PNUD (PNUD/PREP) à Dakar (Sénégal). L'auteur tient à remercier l'ensemble de ces structures pour la mise à disposition des données. Je remercie aussi mes directrices de thèse Catherine Araujo-Bonjean et Martine Audibert pour leurs commentaires, critiques et suggestions. Bien entendu, les idées et opinions émises dans ce travail doivent être strictement considérées comme propres à leur auteur.

## Introduction

Dans la littérature, deux types de modèles font l'objet d'un grand débat quant à leur pertinence et leur réalisme dans la compréhension des processus de décision au sein des ménages. Il s'agit du modèle de ménage « unitaire » et le modèle « collectif ». La notion de ménage unitaire remonte des travaux fondateurs de Samuelson (1956) et de Becker (1974, 1991) qui sont les précurseurs de cette théorie.

Dans le modèle de consensus (de Samuelson) et le modèle altruiste (de Becker), le ménage est vu comme une entité caractérisée par une *préférence commune*. Selon Samuelson (1956), le ménage maximise une fonction de bien-être agrégée ayant pour arguments les fonctions d'utilités individuelles et pour contrainte budgétaire la somme des revenus individuels. Le modèle de Becker suppose l'existence d'un « dictateur bienveillant » et altruiste envers les autres membres qui sont, eux, considérés comme « égoïstes ». Le chef de ménage, jouant ainsi le rôle de principal agent décideur, est censé prendre toutes les décisions concernant l'allocation des ressources au sein du ménage. La fonction d'utilité de chaque membre du ménage est considérée comme un argument de la fonction d'utilité du chef de ménage (principal agent). Par conséquent, la maximisation de la fonction d'utilité du chef de ménage aboutit à la maximisation des utilités individuelles. Dans ce processus, l'allocation des ressources s'effectue à travers les transferts que chacun recevrait de la part du chef de ménage.

Les modèles unitaires reposent donc globalement sur l'hypothèse de maximisation d'une fonction de bien-être social où les préférences individuelles sont agrégées en un système de préférences sociales. De ce fait, ils permettent de déduire des simples restrictions empiriques testables sur le comportement et la rationalité du ménage. La popularité de l'approche unitaire dans les analyses microéconomiques des comportements du ménage tient donc principalement à leur simplicité (Chiappori et Donni, 2006). Cependant, un cadre d'analyse qui ne prend pas en compte la pluralité des décideurs au sein du ménage laisse apparaître de nombreuses insuffisances. En effet, la vision unitaire du ménage tend à ignorer les potentielles implications de la diversité des préférences à l'intérieur du ménage selon les fondements de l'individualisme méthodologique. Selon Donni (2000), les modèles unitaires représentent des « boîtes noires » qui ne permettent d'étudier le ménage uniquement qu'à travers ses relations avec l'environnement extérieur. Ils ne fournissent aucun outil pour étudier le fonctionnement interne. Par conséquent, ils seraient incapables d'expliquer les disparités et les inégalités de bien-être à l'intérieur du ménage. Et ils ne peuvent pas servir de cadre pertinent pour les politiques visant un groupe spécifique dans le ménage (enfants, femme etc.). Et d'un point de vue empirique, l'hypothèse de mise en commun des revenus (*income pooling*) sur laquelle se fondent les modèles unitaires a été rejetée à de nombreuses reprises. En fait, l'hypothèse d'*income pooling*, suppose que seul le montant du revenu total du ménage influence les choix de consommations du ménage. Peu importe celui qui apporte la ressource et sa répartition entre les membres. Or de nombreuses études montrent que les

hommes et les femmes peuvent avoir des utilisations différentes de leurs revenus<sup>2</sup>. Selon Thomas(1993), une augmentation du revenu des hommes n'a pas le même impact sur la demande des biens de consommation que celle des revenus des femmes. Ces dernières consacrant une grande part aux dépenses liées au capital humain.

Les nombreuses critiques à l'encontre de cette approche unitaire ont progressivement amené les auteurs à s'orienter vers des modèles basés sur une représentation non-unitaire de la prise de décision au sein du ménage. Ces modèles partagent tous un même postulat théorique, à savoir, que chaque individu est caractérisé par des préférences et des fonctions d'utilité propres laissant ainsi la possibilité d'apparition de décideurs multiples au sein du ménage. Ces modèles s'appuient sur des mécanismes variés pour expliquer les modes de prises de décisions. Dans une configuration pluri-décisionnelle, le ménage est qualifié soit de coopératif, soit de non coopératif, soit de collectif.

L'approche de «ménage coopératif»<sup>3</sup> se fonde sur l'hypothèse que le processus de décision, quel que soit sa nature, mène à des solutions efficaces au sens de Pareto. Cette catégorie de modèles inclut, notamment, les modèles de comportement basés sur la théorie axiomatique de la négociation avec information symétrique (par exemple, les solutions de Nash). Selon cette approche, le ménage est un lieu de négociation entre les conjoints. Les individus coopèrent et restent unis lorsque leur utilité *dans l'union* est supérieure à leur *utilité de réserve* c'est à dire l'utilité supposée en dehors de l'union. La négociation s'effectue à travers un jeu coopératif répété à la Nash dont l'issue correspond donc à la solution de Nash. La coopération engendre chez les individus des économies d'échelles profitables à tous.

Les modèles non-coopératifs (Ulph, 1988 ; Kanbur, 1991 ; Katz, 1992 ; Lundberg et Pollak, 1992 ; Bergtrom, 1996 ; Udry 1996) se fondent sur la notion d'équilibre de Cournot-Nash. Les agents choisissent leurs stratégies simultanément et indépendamment. Les membres du ménage ne parviennent pas nécessairement à des accords compte tenu de la difficulté de nouer des relations et contrats rigoureusement respectés au fil du temps. Chaque individu agit donc comme un acteur autonome conditionnellement aux actions des autres. Les modèles non-coopératifs supposent donc que chaque agent maximise son utilité, par rapport à sa propre contrainte budgétaire, en prenant les actions de son conjoint comme une donnée. L'un des inconvénients de ces modèles est que les allocations ne sont pas efficaces toujours au sens de Pareto, en ce sens où il est généralement possible d'améliorer le bien-être d'un conjoint sans pour autant détériorer celui de l'autre.

En pratique, comme la validation empirique de ces modèles de négociation exige beaucoup trop de données, les tests empiriques ont été souvent fondés sur la définition d'un point de menace ou point de désaccord (*threat point*). Les points de menace déterminent le poids associé à l'utilité de chaque individu dans la négociation. Lorsque ce point de menace est à l'avantage d'un individu, ce dernier aura donc un poids plus important dans la négociation.

---

<sup>2</sup> Comme Schultz (1990), Thomas (1990,1993), Lundberg et Pollak (1997), Fortin et Lacroix(1997)

<sup>3</sup> Développée successivement par Manser et Brown, 1980, McElroy et Horney, 1981, McElroy, 1990 et Lundberg et Pollak, 1993.

Plusieurs définitions et mesures des points de menace ont été proposées. Pour certains auteurs le point de menace représente un *état* en dehors du ménage (McElroy et Horney, 1981) et pour d'autres une situation *conflictuelle* à l'intérieur du ménage (Lundberg et Pollak, 1993). Bergstrom(1996) envisage alors deux situations l'une externe (le divorce), l'autre interne (les conflits domestiques). Mais pour McElroy et Horney (1981) la définition du point de menace doit être basée sur des critères exogènes notamment les revenus non salariaux individuels mais aussi des paramètres extra-environnementaux. Ces paramètres représentant alors les opportunités de chacun des conjoints en dehors de la situation actuelle. Généralement les points de menace sont déterminés en fonction des normes socioculturelles, la législation relative au mariage, le divorce, les conflits domestiques et le *sex-ratio*. Ce dernier correspond au rapport entre le nombre de femmes et le nombre d'hommes sur le marché du mariage. Lorsque ce ratio est par exemple supérieur à 1, on suppose que la femme a moins de chance de se remarier que l'homme après séparation. Dans ce cas, l'homme pèsera davantage dans la négociation. Le divorce est également un point de menace dans la mesure où l'homme ou la femme pourra menacer de divorcer au cas où son utilité deviendrait inférieure à son utilité de réserve. Les recours aux violences domestiques constituent des points de menace en ce sens où elles constituent une façon pour les conjoints de peser dans la négociation et imposer ses choix. La législation relative au mariage représente aussi un point de menace dans la mesure où celle-ci définit à la fois des avantages et des contraintes liées à l'union. Au niveau des avantages, l'union peut induire des baisses d'impôts ou la perception des transferts publics, ce qui entraîne des économies d'échelles. Dans cette stratégie, le point de menace en cas de séparation peut être donc soit la perte des avantages, la perte de la garde des enfants ou le paiement des pensions alimentaires, etc...

Les premiers modèles de négociation appliqués au ménage (Manser et Brown, 1980 ; McElroy et Horney, 1981) sont des applications de la solution de Nash. Dans le cadre familial, l'objet de la négociation peut porter sur le choix des consommations du ménage, sur les offres de travail individuelles ou sur la répartition des tâches ménagères. L'idée est que plus le pouvoir de négociation relatif d'un individu est élevé, plus le choix des consommations du ménage, les offres de travail ou de la répartition des tâches se fera selon ses vues. Il s'agit pour des individus de s'accorder de sorte que chaque partie tire un bénéfice de cette négociation par rapport à la situation conflictuelle.

Cependant, le principal intérêt des modèles non-unitaires demeure jusque-là d'ordre purement théorique car ils ne fournissent pas suffisamment de restrictions empiriquement testables. C'est pourquoi l'approche *collective* du comportement du ménage (proposée par Chiappori, 1988a, 1992 et Browning et Chiappori, 1998) s'est imposé comme le modèle théorique le plus solide pour pallier les insuffisances des modèles unitaires et stratégiques dans la détermination des points de menace.

Le modèle de ménage « collectif » repose, dans sa forme la plus générale, sur le postulat de la pareto-optimalité dans l'allocation intra-ménage des ressources. Il repose sur deux hypothèses essentielles : D'une part, et contrairement aux modèles unitaires, chaque individu maximise sa propre fonction d'utilité et d'autre part le processus d'interaction entre les membres du

ménage conduit à des allocations des ressources collectivement efficaces au sens de Pareto. Cette propriété d'efficacité, centrale dans la dérivation du modèle est justifiée par le fait que les agents sont dans une relation de long terme, de confiance, qui les amène à prendre des décisions efficaces. C'est d'ailleurs en ce sens, que la solution collective dans l'allocation des ressources apparait, tout comme la solution de Nash, comme une approche axiomatique au problème de négociation (Moreau, 2001). Mais cette nouvelle approche est plus générale et capable de générer de nombreuses restrictions empiriquement testables. Ces modèles n'ont d'ailleurs pas été rejetés par les données dans de très nombreuses études (voir Bourguignon et al.1993, Fortin et Lacroix, 1997; Browning et Chiappori, 1998). En plus, ce cadre collectif inclut le modèle unitaire comme un cas particulier tout en intégrant l'ensemble des modèles de négociation. C'est surtout ce degré de généralité qui lui donne un avantage et qui explique sa popularité dans la littérature actuelle sur l'économie du ménage.

Partant ainsi d'un modèle de ménage collectif, notre objectif est de mettre en évidence le rôle du pouvoir de négociation entre les deux conjoints dans le choix d'orientation des dépenses du ménage, en l'occurrence les dépenses d'éducation. Pour ce faire le travail sera organisé comme suit : dans la première section nous présentons le cadre conceptuel de l'étude. Dans la seconde section, nous présentons la stratégie d'estimation, les données et quelques analyses descriptives ; la troisième section est consacrée aux estimations des modèles économétriques retenus et ainsi qu'à la présentation des résultats ; la dernière section clôture l'étude par une conclusion générale.

## 1. Cadre théorique : modèle collectif et dépenses d'éducation

Le modèle collectif est fondé sur l'hypothèse que l'allocation des ressources au sein du ménage est Pareto-optimale. La fonction objective du ménage s'écrit alors comme une somme pondérée des utilités individuelles. Suivant Browning & Chiappori (1998), on considère un ménage à deux individus : un homme ( $h$ ) et une femme ( $f$ ) ayant pour fonction d'utilité respective  $u_h$  et  $u_f$ . Ces fonctions dépendent respectivement de la consommation de biens strictement privés de l'homme,  $C_h$ , et de la femme,  $C_f$ , et d'une consommation de biens publics  $m$ . Pour des raisons de simplification on suppose que  $C$  intègre aussi la consommation de loisirs. On suppose également que l'utilité de chaque individu dépend aussi de la consommation de biens de son partenaire. Ce qui permet d'introduire une forme très générale d'altruisme, mais également des externalités dans la consommation (Chiappori & Donni, 2006). Ainsi on peut écrire :

$$U_i = U(C_h, C_f, m) \quad i = h, f \quad (1)$$

L'éducation des enfants apparaît comme un bien public ( $m$ ) pour les conjoints dans la mesure où la consommation par l'un n'altère pas celle de l'autre (par exemple, les deux parents peuvent tirer satisfaction du niveau d'éducation des enfants ou de leur réussite scolaire et cela de façon non exclusive). Etant donnée la forme fonctionnelle des utilités individuelles, le programme de maximisation du ménage se présente comme suit :

$$\text{Max } \Phi * U_f(q_f, q_h, m) + (1 - \Phi) * U_h(q_h, q_f, m) \text{ avec } 0 \leq \Phi \leq 1 \quad (2.a)$$

Ce programme est maximisé sous la contrainte budgétaire suivante

$$P(\sum(q_i) + m) \leq \sum R_i \quad (2.b)$$

Où  $\Phi$  représente le poids relatif de la femme et  $1 - \Phi$  celui de l'homme.  $\Phi$  est également interprété comme le pouvoir de décision ou le pouvoir de négociation de la femme relativement à l'homme.  $P$  représente le prix des biens (qui sera par la suite normalisé à 1) et  $R_i$  le revenu individuel. Compte tenu du panier de consommation du ménage, la demande d'un bien  $b$  par chaque individu en fonction de son poids s'écrit :

$$\begin{aligned} y_f^b &= y_f^b(P, \Phi * W) \\ y_h^b &= y_h^b(P, (1 - \Phi) * W) \end{aligned} \quad (3)$$

Où  $b$  représente le bien considéré  $b = 1, 2, \dots, n$ .  $W$  ici dénote le revenu agrégé du ménage. Selon Lancaster, Maitra et Ray (2003), ces demandes individuelles peuvent être exprimées en termes budgétaires, soit :

$$\begin{aligned} Y_f^b &= \beta_{1f}^b + \beta_{2f}^b \Phi W + \varepsilon_f^b \\ Y_h^b &= \beta_{1h}^b + \beta_{2h}^b (1 - \Phi) W + \varepsilon_h^b \end{aligned} \quad (4)$$

Où  $Y_f^b$  et  $Y_h^b$  représentent la part budgétaire du bien  $b$  respectivement consommée par la femme et l'homme. Généralement, la part de chaque individu dans la consommation d'un bien n'est pas observée, seule l'information sur la dépense totale du ménage concernant chaque type de biens est disponible. On peut alors agréger par formulation les parts individuelles pour déterminer la part totale d'un bien dans le budget total. Ainsi on aura :

$$Y^b = \Phi Y_f^b + (1 - \Phi) Y_h^b \quad (5)$$

Où  $Y^b$  dénote la part agrégée du bien  $b$  dans la dépense totale du ménage. En réintroduisant  $Y_f^b$  et  $Y_h^b$  dans (5), on obtient :

$$Y^b = \beta_{1h}^b + (\beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b) \Phi + \beta_{2f}^b \Phi^2 W + \beta_{2h}^b (1 - \Phi)^2 W + \Phi \varepsilon_f^b + (1 - \Phi) \varepsilon_h^b \quad (6)$$

Et en posant :

$$\begin{aligned} \beta_{1h}^b &= \beta_0^b ; \\ \beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b &= \beta_1^b ; \\ \Phi \varepsilon_f^b + (1 - \Phi) \varepsilon_h^b &= \varepsilon^b \end{aligned}$$

On obtient : 
$$Y^b = \beta_0^b + \beta_1 \Phi + \beta_{2f}^b \Phi^2 W + \beta_{2h}^b (1 - \Phi)^2 W + \varepsilon^b \quad (7)$$

Cette équation exprime l'allocation du budget du ménage en fonction du pouvoir de décision de chaque individu.  $\beta_1$  étant égal à  $\beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b$ , il représente l'impact direct du pouvoir de négociation de la femme sur la part budgétaire du bien considéré.

Lorsque pour un bien  $b$ ,  $\beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b > 0$ , la femme négociera en faveur d'une augmentation de la part de ce bien. Lorsque  $\beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b < 0$ , cela signifie qu'elle s'oppose à une augmentation ou du moins qu'elle encourage la diminution de la part de ce bien. Et lorsque  $\beta_{1f}^b - \beta_{1h}^b = 0$ , elle n'a aucun pouvoir de décision sur ce bien. Ces trois éventualités sont explorées dans la partie empirique de ce travail.

## 2. Données et Stratégie d'estimation

### 2.1 Données et statistiques descriptives

Les données utilisées dans cette étude proviennent de la première phase d'une enquête ménage réalisée par le CERDI en 2009 au Mali. La base de données fournit des informations pour 2412 ménages sur différents aspects de leurs conditions de vie. L'échantillon global se répartit entre 66% de ménages monogames, 31 % de ménages polygames et 3% de ménages « autres » (ménage dirigé par un divorcé, un veuf/veuve ou un célibataire). Dans chaque ménage, le chef de ménage et une femme ont été interrogés.<sup>4</sup>

Les informations exploitées dans cette étude sont recueillies à partir de la section consacrée au genre dans le questionnaire. Nous disposons des informations sur le revenu de l'homme et ainsi sur celui de son épouse enquêtée. On dispose également d'informations sur la participation de chacun aux dépenses courantes du ménage. La base de données fournit par ailleurs des informations sur les dépenses totales du ménage consacrées à l'éducation des enfants. Pour des raisons méthodologiques, nous restreignons l'échantillon aux seuls ménages monogames dans le but de pouvoir cerner l'aspect de négociation entre les conjoints. La principale raison de cette restriction est que l'estimation d'un modèle collectif nécessite des informations sur chaque décideur. Ce qui n'est pas le cas dans tous nos ménages car, c'est seulement une femme parmi les épouse qui a été enquêtée. L'échantillon final comporte 1534 ménages monogames (voir tableau 1).

---

<sup>4</sup> Pour diverses raisons, dont la lourdeur du questionnaire, il a été décidé de ne pas interroger toutes les femmes dans les ménages polygames, seule une des épouses du chef de ménage, celle qui était présente lors du passage de l'enquêteur, a été interrogée.

Tableau 1 : Caractéristiques des ménages

Variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Observations
Age homme	45.92	13.56	19	95	1534
Age femme	34.79	11.644	14	80	1533
Revenu homme(Fcfa)	866 387.1	16236	0	1 830 000	1534
Revenu femme(Fcfa)	174 279.8	68845	0	912 500	1534
Part revenu homme(%)	78.04	31.54	0	100	1286
Part revenu femme(%)	21.95	31.545	0	100	1286
Part dépenses d'éducation(%)	05.87	06.16	0.024	22.5	801
Taille ménage	5.98	2.354	2	19	1534
Nombre enfants scolarisés par ménage	2.0848	1.280	1	9	801
% ménages sans enfants scolarisés	38.13	--	--	--	585
% hommes alphabétisés	32.12	--	--	--	1522
%femmes alphabétisées	25.85	--	--	--	1520

On remarque dans cet échantillon que les hommes gagnent environ 5 fois plus que les femmes. Tandis que le revenu moyen annuel des hommes est de 866 387.1 FCFA, celui des femmes est de 174 279.8 FCFA. Du côté de l'alphabétisation et de l'éducation, on remarque que 32% des hommes sont alphabétisés contre 25% des femmes. Pour une taille moyenne des ménages de 6 individus on compte en moyenne deux enfants scolarisés. Cependant, 38 % des ménages n'ont aucun enfant scolarisé, soit parce que le ménage n'a pas d'enfant en âge de l'être, soit parce que les enfants qui sont en âge d'être scolarisés, ne le sont plus. On remarque aussi que dans les ménages où il y a des enfants scolarisés, les parents consacrent en moyenne 5.87% de leur revenu aux dépenses d'éducation. Quant à la répartition des revenus, on constate aussi à partir du tableau 1 que les hommes détiennent en moyenne 78 % du revenu total du ménage. Ce qui met en évidence un faible contrôle des femmes sur les ressources au sein des ménages.

## 2.2. Stratégie d'estimation

Nous adoptons la forme empirique de l'équation (7) décrite dans la section précédente. Cette forme est une version de la courbe de demande d'Engel autorisant l'introduction des termes quadratiques des facteurs de la demande. Elle s'écrit comme suit :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \Phi + \beta_{2f} \Phi^2 W + \beta_{2h} (1 - \Phi)^2 W + \sum_3^k \beta_k Z_k + \varepsilon \quad (8)$$

Où  $Y$  : représente la part des dépenses du ménage consacrée à l'éducation des enfants.  $\Phi$  : le pouvoir de négociation de la femme relativement à l'homme.  $W$  : le revenu permanent du ménage,  $Z$  : les autres caractéristiques du ménages susceptibles d'influencer les dépenses d'éducation notamment la structure démographique du ménage ou le nombre d'enfants scolarisés et  $\varepsilon$  : les termes d'erreur.

Deux remarques importantes sont à faire au sujet de la détermination de  $\Phi$  et  $W$ . Dans la littérature, plusieurs mesures ont été proposées comme indicateur du pouvoir de décision de la femme. Basu (1992) utilise le niveau d'éducation de la femme relativement à l'homme comme un indicateur de pouvoir de décision. Quisumbing (1994) et Thomas et al. (1999) proposent la proportion d'actifs apportée par la femme lors du mariage. Frankenberg & Thomas (2001) considèrent plutôt le statut social de la famille parentale de la femme. Toutefois, la mesure la moins sujette à critique, qui est celle utilisée ici, est la mesure proposée par Hoddinott & Haddad (1995) et Lancaster et al. (2003, 2004). Il s'agit de la part du revenu de la femme dans le revenu total du ménage.

En ce qui concerne  $W$ , équivalent des dépenses de consommation totales du ménage, nous adoptons ici le concept de revenu permanent du ménage. On part de l'idée que le ménage lisse sa consommation dans le temps à travers son revenu permanent. Selon la théorie friedmanienne, les dépenses de consommation seraient plus stables que les revenus réels. C'est le cas par exemple des agriculteurs dont les revenus peuvent varier de façon importante d'une saison à l'autre, mais chez lesquels on observe une consommation relativement stable. Pour capter ce revenu permanent, on utilise l'indice de richesse obtenu à partir d'une analyse en composantes principales sur la possession des biens et actifs, la qualité de vie et la qualité de logement.

L'utilisation de la part de revenu comme proxy du pouvoir de décision soulève un problème d'endogénéité susceptible d'entraîner un biais d'estimation. Pour tenter de corriger l'endogénéité du pouvoir de décision, nous adoptons la procédure de Blundell et Smith (1986). Ces auteurs suggèrent d'estimer d'abord l'équation de revenu de l'homme par les MCO puis d'introduire les résidus de cette équation ainsi que le revenu de l'homme dans l'équation de revenu de la femme, estimée par un Tobit. Selon Gourieroux, Monfort, Renault et Trognon (1987) et Terza, Basu et Rathouz (2008), les résidus de cette dernière estimation sont introduits dans l'équation de base en tant que variables explicatives additionnelles pour corriger l'endogénéité et les biais d'erreur de mesure (*Generalized Residuals* ou *Two Stage Residual Inclusion*).

Le deuxième problème est relatif au biais de sélection lié aux dépenses d'éducation dans le ménage. Les dépenses d'éducation ne sont observées que pour les ménages dans lesquels des enfants sont scolarisés. Or la scolarisation d'un enfant dépend des motivations du ménage comme on l'a signalé dans l'introduction à savoir, le coût d'opportunité ou les coûts directs, mais également d'autres caractéristiques observables et inobservables. Il existe donc un biais d'échantillonnage qu'il est nécessaire de corriger pour une meilleure estimation. Pour ce faire, nous adoptons la procédure de Heckman (1979) qui consiste à estimer la probabilité qu'il y ait un enfant scolarisé dans le ménage en fonction de ses caractéristiques. Cette équation permet de calculer l'inverse du ratio de Mills que l'on introduit ensuite dans l'équation initiale pour corriger le biais de sélection.

L'équation de test dérive de l'équation (8) comme suit :

$$\frac{\partial Y}{\partial \Phi} = \beta_1 + 2\beta_{2f}\Phi W - 2\beta_{2h}(1-\Phi)W \quad (9)$$

Ainsi le ménage est unitaire lorsque  $\frac{\partial Y}{\partial \Phi} = 0$  ;

Ainsi tester le caractère unitaire du ménage revient à tester conjointement l'hypothèse :

$$H_0 : (\beta_1 = 0), (\beta_{2f}\Phi = \beta_{2h}(1-\Phi))$$

Comme l'hypothèse nulle dépend de la valeur de  $\Phi$ , il est donc nécessaire de réaliser le test à différents niveaux de  $\Phi$ . La mise en œuvre du test se fait à travers le test de Wald. L'idée est de vérifier la nullité de l'impact direct du pouvoir de négociation de la femme sur les dépenses d'éducation et l'égalité des impacts induits du pouvoir de l'homme et de la femme à travers la consommation totale (ou le revenu permanent) au sujet de l'attribution des dépenses budgétaire éducatives.

Lorsque cette hypothèse est rejetée, cela signifie que le pouvoir de négociation est déterminant pour les dépenses liées à l'éducation et que probablement l'homme et la femme ne pondèrent pas de la même façon ces dépenses. A l'inverse lorsque cette hypothèse ne peut pas être rejetée, on rejoint le cadre unitaire dans lequel, soit l'homme décide de tout comme décrit dans Becker(1974,1981), soit les décisions sont prises de manière consensuelle comme décrit dans Samuelson(1956).

Les résultats de ces estimations et de ces tests sont présentés dans le tableau 2 à la section suivante. Les résultats des estimations intermédiaires sont donnés en annexe dans les tableaux 3, 4 et 5

### 3. Résultats et Discussion

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation de l'impact du pouvoir de négociation de la femme dans l'allocation intra-ménage des dépenses d'éducation en contrôlant pour les autres caractéristiques démographiques du ménage censées influencer sur la part budgétaire allouée à l'éducation des enfants. Les résultats des tests d'hypothèse de mise en commun des ressources au sein du ménage sont également présentés.

Tableau 2 : Résultats d'estimations et tests d'hypothèses

L'impact du pouvoir de négociation sur les dépenses d'éducation du ménage		
Part des dépenses d'éducation (dépendante)	Coefficients	P.value
$\Phi$	0.0287***	0.0000
$\Phi^2W$	-0.00021	0.9604
$(1-\Phi)^2W$	-0.00497***	0.0093
Taille ménage	-0.0053	0.2738
Taille ménage au carré	0.00028	0.3376
Nombre enfants scolarisés	0.0110***	0.0000
Facteur de sélection Heckman (1979)	-0.0280	0.4007
Résidus de correction Gourieroux et al. (1987)	-0.2800**	0.0272
Constante	0.0593***	0.0023
Test de Wald: hypothèse d'« Income pooling » $(\beta_1 = 0), (\beta_{2f}\Phi = \beta_{2h}(1-\Phi))$		
Valeurs de $\Phi$	F (2;793)	P.value
$\Phi=0$	12.834***	0.0000
$\Phi=0.1$	12.328***	0.0000
$\Phi=0.2$	11.495***	0.0000
$\Phi=0.5$	9.6410***	0.0001
$\Phi=0.6$	9.4872***	0.0001
$\Phi=0.8$	9.4647***	0.0001
$\Phi=1$	9.5636***	0.0001
Nombre d'observations	1534	
R-squared	0.0738	
F-statistic	7.8994	0.0000

Significativité \*  $p < .1$ ; \*\*  $p < .05$ ; \*\*\*  $p < .01$

Les estimations montrent un impact fortement significatif du pouvoir de décision de la femme sur les dépenses d'éducation. Le coefficient associé à cette variable apparaît positif et significatif au seuil d'erreur de 1%. Ce résultat montre qu'une augmentation du pouvoir de décision de la femme se traduit par une forte augmentation des dépenses d'éducation. Ce qui est cohérent avec l'idée que l'augmentation du pouvoir de décision d'un conjoint se traduit par une modification de la structure des dépenses en faveur des biens que celui-ci préfère. Ces résultats rejoignent ainsi ceux de Thomas(1993), Hoddinott et Haddad (1995), Lundberg et Pollak (1997), Phipps et Burton (1998) et Lancaster et al. (2003,2004).

Comme signalé dans les sections précédentes, l'éducation des enfants apparaît comme un bien public. Le pouvoir de négociation n'influence pas la décision d'éducation de la même manière que pour les autres biens dont la consommation est strictement privée. Par exemple, le pouvoir de négociation de la femme tendrait à diminuer les dépenses de consommation de tabac, d'alcool ou d'autres biens de plaisir de l'homme, pendant que ce dernier cherchera à les augmenter. Il y a donc un effet d'opposition sur ces types de dépenses. En revanche, pour

l'éducation, hommes et femmes chercheront à augmenter les dépenses d'éducation mais dans des proportions différentes. La femme pondérera beaucoup plus les dépenses d'éducation. Cela se retrouve avec les coefficients associés aux termes quadratiques des pouvoirs de décision des deux conjoints. On voit qu'une forte augmentation du pouvoir de décision de l'homme à travers son revenu ne se traduit pas par une augmentation des dépenses d'éducation (le signe du coefficient est significatif à 1% et négatif) ; ce qui n'est pas vérifié pour la femme (le coefficient est non significatif). Ce résultat corrobore celui de Phipps et Burton (1998) qui trouvent que l'augmentation de dépenses consacrées à l'entretien des enfants est liée à une augmentation du revenu de la femme. Tandis qu'un haut revenu de l'homme est sans effet. On peut aussi penser que l'augmentation du revenu de l'homme entraîne plutôt l'augmentation des dépenses d'investissement à court ou moyen terme (outils de production) ou de prestige comme la constitution d'une dot pour une seconde épouse.

En ce qui concerne le test d'income pooling, on remarque que l'hypothèse est totalement rejetée dans tous les tests au seuil de 1% au vu des statistiques de Fischer calculées sur le test de Wald. Quelle que soit la valeur du pouvoir de décision de la femme, l'homme et la femme ne pondèrent pas de la même façon les dépenses d'éducation des enfants.

## **Conclusion**

L'objectif de ce travail était d'analyser l'impact du pouvoir de négociation de la femme sur les dépenses d'éducation des enfants au sein du ménage. En partant du cadre théorique d'un modèle collectif, nous testons l'impact du pouvoir de négociation de la femme sur les dépenses d'éducation au sein du ménage. Nos résultats montrent un impact fortement significatif du pouvoir de négociation de la femme sur les dépenses d'éducation. Nous aboutissons, par ailleurs, au rejet de l'hypothèse de revenu mis en commun des ressources. Le principal intérêt de ces résultats se trouve dans l'implication qu'aurait la prise en compte de l'aspect décisionnel à l'intérieur du ménage dans le choix et l'orientation des politiques visant l'amélioration du capital humain.

## Références bibliographiques

Alderman H, P.A. Chiappori, L. Haddad, J. Hoddinott et R. Kanbur, 1995, «Unitary versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of the Proof». *World Bank Research Observer*, vol. 10, pp. 1—19.

Apps P.F. et R. Rees, 1996, «Labour supply, household production and intra-family welfare distribution». *Journal of Public Economics*, vol. 60, pp. 199—219.

Apps P.F. et R. Rees, 1997, «Collective labour supply and household production». *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 178—190.

Basu K., 2006, «Gender and say: a model of household behavior with endogenously-determined balance of power» *The Economic Journal*, 116 (April), pp 558—580.

Basu K. et R. Ray, 2001, «The Collective Model of the Household and An Unexpected Implication for Child Labor: Hypothesis and an Empirical Test». Manuscrit, University of Cornell.

Becker G.S., 1974, «A Theory of Social Interactions». *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 1063—1093.

Becker G.S., 1991, *A Treatise on the Family*, Enl. Edition, Cambridge University Press.

Bergstrom T., L. Blume et H. Varian, 1986, «On the private provision of public goods». *Journal of Public Economics*, vol. 29, pp. 25—49.

Blundell R., Smith R. ( 1986), «An exogeneity test for a simultaneous equation Tobit model with an application to labor supply», *Econometrica*, vol.54, n°3, may.

Bourguignon F., 1999, «The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behaviour Help?». *Journal of Population Economics*, vol. 12, pp. 503—522.

Bourguignon F., M. Browning et P.A. Chiappori, 1995, «The collective approach to household behavior». Working Paper 95—04, DELTA.

Bourguignon F., M. Browning, P.A. Chiappori et V. Lechene, 1993, «Intra household allocation of consumption: a model and some evidence from French data». *Annales d'économie et de statistique*, vol. 29, pp. 137—156.

Bourguignon F. et P.A. Chiappori, 1992, «Collective Models of Household Behavior: An Introduction». *European Economic Review*, vol.36, pp. 355—364.

Brett C., 1998, «Tax reform and family decision-making», *Journal of Public Economics*, vol. 70, pp. 425—440.

Browning M, F. Bourguignon, P.A. Chiappori et V. Lechene, 1984, «Income and outcomes: a structural model of intrahousehold allocation ». *Journal of Political Economy*, vol. 102, pp. 235—251.

Browning M. et P.A. Chiappori, 1998, «Efficient Intrahousehold Allocations: A General Characterization and Empirical Tests». *Econometrica*, vol. 66, pp. 1241—1278.

Browning M, P.A. Chiappori et A. Lewbel A., 2004, «Estimating consumption equivalence of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power». Manuscrit, Boston College.

Browning M. et V. Lechene, 2001, «Caring and sharing: tests between alternative models of intra-household allocation». Manuscrit, University of Copenhagen.

Browning M. et C. Meghir, 1991, «The effect of male and female labor supply on commodity demands». *Econometrica*, vol. 59, pp. 925—951.

Chiappori P.A., 1988. «Rational household labor supply». *Econometrica*, vol.56, n°1, pp. 63-90.

Chiappori P.A., 1992. «Collective labor supply and welfare». *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 437—467.

Chiappori P.A, B. Fortin et G. Lacroix, 2002, «Household Labor Supply, the Sharing Rule and the Marriage Market». *Journal of Political Economy*, vol. 110, pp. 37—72.

Chiappori P.A, O.Donni,2006, « Les modèles non-unitaires de comportement du ménage: un survol de la littérature » *Actualité économique: Revue d'Analyse économique*.

Dauphin A., A. EL Lagah, B. Fortin et G. Lacroix (2005), «Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs», *Actualité économique: Revue d'Analyse économique*.

Dauphin A. et B. Fortin, 2001, «A test of collective rationality for multiperson households». *Economic Letters*, vol. 71, pp. 211—216.

Donni O.(2000) « Essais sur les modèles collectifs de comportement du ménage », Thèse de Doctorat en Sciences Economiques, DELTA.

Fortin B. et G. Lacroix, 1997, «A test of the collective and unitary model of labour supply». *Economic Journal*, vol. 107, pp. 933—955.

Gourieroux C., Monfort A., Renault E. et Trognon A.,(1987), « Generalized Residuals », *Journal of econometrics*, 34, 5-32

Haddad L. et J. Hoddinott, 1995, «Women's income and boy-girl anthropometric status in the Côte d'Ivoire». *World Development*, vol.22, pp. 543—553.

Heckman J. (1979), « Sample selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, Vol. 47, p. 153-161.

Lancaster G., Pushkar Maitra P. et Ray R.,2003. « Endogenous Power, Household Expenditure Patterns and New Tests of Gender Bias: Evidence from India ». Department of Economics, MonashUniversity, Working Paper preliminary version.

Lancaster G., Pushkar Maitra P. et Ray R.,2004. « Endogenous Power, Household Expenditure Patterns and New Tests of Gender Bias: Evidence from India ». Department of Economics, MonashUniversity, Working Paper.

Konrad K.A. et K.E. Lommerud, 2000, «The bargaining family revisited ». *Canadian Journal of Economics*, vol. 33, pp. 471—486.

Lundberg S. et R.A. Pollak, 1993, «Separate spheres bargaining and the marriage market». *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 988—1010.

Lundberg S. et R.A. Pollak, 1994, «Non-cooperative bargaining models of marriage». *American Economic Review (Papers & Proceedings)*, vol. 84, pp. 132-137.

Lundberg S. et R.A. Pollak, 1996, «Bargaining and Distribution in Marriage». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, pp. 139—158.

Lundberg S., R.A. Pollak et T. Wales, 1997, «Do Husbands and Wives Pool their Resources ? Evidence from the UK Child Benefit». *Journal of Human Resources*, vol. 32, pp. 463—480.

Maitra, P. et Ray, R. 2002. «Household Resources, Expenditure Patterns and Resource Pooling: Evidence from South Africa» University of Tasmania.

Manser M. et M. Brown, 1980, «Marriage and household decision making: a bargaining analysis». *International Economic Review*, vol. 21, pp. 31—44.

McElroy M.B. et M.J. Horney, 1981, «Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand». *International Economic Review*, vol. 22, pp. 333—349.

McElroy M.B., 1990, «The empirical content of Nabs-bargained household behavior». *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 559—583.

Moreau N. et O. Donni O., 2002, «Un modèle collectif d'offre de travail avec taxation». *Annales d'économie et de statistique*, vol 65, pp. 55—81.

Moreau N., 2001, «Approches pluri-décisionnelles de la famille». *Revue française d'économie*, Volume 15 N°4, 2001. pp. 145-185

Phipps S. et P. Burton, 1992, «What's Mine is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure». *Economica*, vol. 65, pp. 599—613.

Sandrine K. K. (2007), « Education, Genre et Pouvoir de décision : Les mères négocient-elles en faveur des filles ?», Working Paper, Laboratoire d'économie Université de Nantes

Samuelson P., 1956, «Social Indifference Curves». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, pp. 1-22.

Schultz T.P., 1999, « Women's role in the agricultural household :bargaining and human capital ». discussion paper Prepared for the Agriculture and Resource Economics Handbook.

Terza J., Basu A. et Rathouz P. , (2008), « A two Stage residual Inclusion Estimation : Addressing endogeneity in health econometric modeling », *Journal of Health Economics*, 27, 531-543

Thomas D., 1992, «The Distribution of Income and Expenditures within the Household». *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 29, pp. 109—135.

Thomas D. et C.L. Chen, 1994, «Income shares and shares of income: empirical tests of models of household resources allocations». Working Paper 94-08, RAND, University of California at Los Angeles.

Thomas D., D. Contreras, E. Frankenberg, 1997, «Child health and the distribution of household resources at marriage». Working paper, RAND, University of California at Los Angeles.

## Annexes

**Tableau 3 : Heckman selection equation (probabilité de scolarisation des enfants)**

Decision de scolarisation	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Confiden	Interval ]
Nombre enfants 6-12 ans	2.757692	.6094681	4.52	0.000	1.563157	3.952228
Taille menage	.7652418	.2327028	3.29	0.001	.3091526	1.221331
Nombre parcelles cultivées	-.1368898	.1084728	-1.26	0.207	-.3494926	.075713
Agriculture manuelle	-1.442997	.4558601	-3.17	0.002	-2.336467	-.5495278
Indice de richesse	.0356835	.156471	0.23	0.820	-.2709939	.342361
Homme alphabétisé	.3203417	.4664045	0.69	0.492	-.5937944	1.234478
Femme alphabétisée	.1563418	.4715286	0.33	0.740	-.7678372	1.080521
Age homme	.0621007	.0318743	1.95	0.051	-.0003718	.1245732
Age femme	-.0649308	.0352774	-1.84	0.066	-.1340732	.0042115
Dummy musulman	-.6686702	.8050772	-0.83	0.406	-2.246592	.909252
Dummy bambara_malinke	.4047954	.3951937	1.02	0.306	-.3697701	1.179361
Dummy senoufo_manianka	.8068998	.847004	0.95	0.341	-.8531975	2.466997
Constante	-3.768836	1.321339	-2.85	0.004	-6.358613	-1.17906

Number of obs =1534 ; LR chi2(12) = 462.21; Prob > chi2 = 0.0000; Pseudo R2 = 0.8878

**Tableau 4 : OLS regression: Revenu de l'homme**

Revenu de l'homme	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Confid. Interval]
Homme alphabétisé	3964.952	93564.52	0.04	0.966	-179574.8 187504.7
Age homme	-2027.387	3333.881	-0.61	0.543	-8567.257 4512.482
Taille ménage	29157.81	18894.42	1.54	0.123	-7906.208 66221.84
Producteur de coton	270712.7	137074.6	1.97	0.048	1821.989 539603.4
Nombre parcelles cultivées	69205.14	27858.07	2.48	0.013	14557.68 123852.6
Agriculture manuelle	65603.29	134140.2	0.49	0.625	-197531.2 328737.8
Diversité source revenu hom	227332.5	75597.87	3.01	0.003	79036.78 375628.1
Dummy musulman	196182.9	149586.4	1.31	0.190	-97251.62 489617.3
Dummy bambara_malinke	-262797.4	92914.98	-2.83	0.005	-445063 -80531.83
Dummy senoufo_manianka	-481511.8	151206.5	-3.18	0.001	-778124.3 -184899.4
Constante	154583.7	273763.5	0.56	0.572	-382441.3 691608.8

Nber of obs =1429; F( 10, 1418) = 3.72; Prob > F = 0.0001; R-squared = 0.0256; Adj R-squared = 0.0187

**Tableau 5 :Tobit regression: Part du revenu de la femme**

Part revenu de femme	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Confid. Interval]	
Revenu homme	-2.24e-07	4.01e-08	-5.60	0.000	-3.03e-07	-1.46e-07
Femme alphabétisée	.4526998	.0191423	23.65	0.000	.415137	.4902626
Difference education	-.1540388	.0170539	-9.03	0.000	-.1875036	-.120574
Age femme	-.0007471	.0018395	-0.41	0.685	-.0043566	.0028625
Difference age	-.002176	.0016243	-1.34	0.181	-.0053633	.0010112
Age mariage femme	-.0005392	.0028871	-0.19	0.852	-.0062044	.0051261
Duree Union	.0029629	.0017233	1.72	0.086	-.0004187	.0063445
Nbre enfants de la femme	-.020716	.0096502	-2.15	0.032	-.0396526	-.0017795
Biens actifs durables femme	-.0183958	.017602	-1.05	0.296	-.052936	.0161445
Presence belle fille	-.0126338	.0869615	-0.15	0.885	-.1832778	.1580101
Exerce petit commerce	.0736717	.0180541	4.08	0.000	.0382442	.1090992
Diversité source revenu fem	.1948477	.0117066	16.64	0.000	.1718759	.2178194
Distance village origin fem	.0000104	.0001307	0.08	0.936	-.0002461	.0002669
Taille menage	.0287731	.0173777	1.66	0.098	-.0053271	.0628733
Taille menage carré	-.0005324	.0009811	-0.54	0.587	-.0024577	.0013928
Dummy musulman	.0533744	.0289017	1.85	0.065	-.0033392	.110088
Dummy bambara_malinke	-.0706849	.0207855	-3.40	0.001	-.1114722	-.0298977
Dummy senoufo_manianka	-.0713865	.0286556	-2.49	0.013	-.1276173	-.0151558
Residu equation revenu hom	1.71e-07	4.02e-08	4.26	0.000	9.24e-08	2.50e-07
Constante	-.1262617	.0841008	-1.50	0.134	-.2912922	.0387687
/sigma	.246468	.0065637			.233588	.2593479

Number of obs=1039; LR chi2(19)= 969.81; Prob > chi2=0.0000; Pseudo R2=0.7387