

ESTIMATION D'UNE RÈGLE DE PARTAGE DE RESSOURCE À PARTIR D'UN MODÈLE COLLECTIF

Boubacar Souleymane

Volume 96, numéro 2, juin 2020

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1076512ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1076512ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Souleymane, B. (2020). ESTIMATION D'UNE RÈGLE DE PARTAGE DE RESSOURCE À PARTIR D'UN MODÈLE COLLECTIF. *L'Actualité économique*, 96(2), 221–243. <https://doi.org/10.7202/1076512ar>

Résumé de l'article

Dans cet article, nous analysons le processus d'allocation intra-ménages de ressource à l'aide d'une variante du modèle collectif de choix de consommation des ménages proposé par Lewbel et Pendakur (2008). Nous présentons une estimation de la règle de partage de ressource familiale dans les ménages à deux décideurs et une estimation des économies d'échelles de la vie en couple réalisées par les conjoints. L'estimation a été menée grâce à la disponibilité des revenus et dépenses individuels des membres du ménage fournis par l'enquête nationale sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture de 2014 du Niger. Les résultats empiriques mettent en évidence l'existence d'une inégalité intra-ménage à l'encontre des femmes. Les parts de ressource contrôlées par les femmes sont inférieures aux parts des leurs maris. D'autre part, les gains de la vie en couple réalisés par les femmes sont plus importants que ceux réalisés par les hommes.

ESTIMATION D'UNE RÈGLE DE PARTAGE DE RESSOURCE À PARTIR D'UN MODÈLE COLLECTIF

Boubacar SOULEYMANE

Université de Tahoua

Faculté de Droit, d'Économie et de Gestion

souleymane_boubacar@yahoo.fr

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous analysons le processus d'allocation intra-ménages de ressource à l'aide d'une variante du modèle collectif de choix de consommation des ménages proposé par Lewbel et Pendakur (2008). Nous présentons une estimation de la règle de partage de ressource familiale dans les ménages à deux décideurs et une estimation des économies d'échelles de la vie en couple réalisées par les conjoints. L'estimation a été menée grâce à la disponibilité des revenus et dépenses individuels des membres du ménage fournis par l'enquête nationale sur les conditions de vie des ménages et l'agriculture de 2014 du Niger. Les résultats empiriques mettent en évidence l'existence d'une inégalité intra-ménage à l'encontre des femmes. Les parts de ressource contrôlées par les femmes sont inférieures aux parts des leurs maris. D'autre part, les gains de la vie en couple réalisés par les femmes sont plus importants que ceux réalisés par les hommes.

ABSTRACT – In this article, we analyze the process of intra-household allocation of resource using a variant of the collective model of household consumption choice proposed by Lewbel and Pendakur (2008). We present an estimate of the family resource sharing rule in households with two decision-makers and an estimation of savings scales made by spouses in households. The estimate was based on the availability of individual household income and expenditure from the 2014 National Survey of Household Living Conditions and Agriculture in Niger. The empirical results show the existence of an intra-household inequality against women. Resource shares controlled by women are lower than their husbands' shares. On the other hand, women's gains in living together are greater than those made by men.

INTRODUCTION

Les modèles collectifs de comportement de ménage sont basés sur l'hypothèse de rationalité collective selon laquelle le processus de décision au sein du ménage est supposé conduire à des choix efficaces au sens de Pareto (Chiappori et Ekeland, 2006; Bourguignon *et al.*, 2009; Chiappori et Meghir, 2015). En particulier,

dans les modèles à deux décideurs (les deux conjoints), cette hypothèse stipule que les décisions familiales ne sont pas prises par un seul décideur, mais peuvent être considérées comme étant le résultat d'un processus de négociation entre les deux décideurs. Les décisions familiales découlent ainsi de la maximisation d'une fonction d'utilité, combinaison des utilités individuelles de la femme et du mari, $\mu U^f + U^m$, où le poids positif de Pareto μ s'interprète comme un indicateur du pouvoir de négociation de la femme par rapport à celui du mari. Toutefois, l'estimation de μ cause un problème car il dépend de la forme des fonctions d'utilités individuelles¹.

Par ailleurs, les modèles collectifs possèdent une représentation duale de processus de décision. Plus précisément, sous l'hypothèse de rationalité collective, le choix de ménage peut se ramener en un processus de décision en deux étapes (Browning et Chiappori, 1998; Browning *et al.*, 2006; Donni et Chiappori, 2011; Chiappori et Meghir, 2015). Dans une première étape, les conjoints négocient et s'accordent sur un partage du revenu du ménage où la femme contrôle la part η , appelée règle de partage, et le mari la part $(1 - \eta)$. Dans une seconde étape, chaque conjoint choisit sa consommation en maximisant, de manière indépendante, sa fonction d'utilité sous la contrainte du revenu qu'il contrôle.

La règle de partage η résume l'allocation du revenu entre les deux décideurs et s'interprète comme un indicateur du pouvoir de négociation de la femme relativement à celui du mari. La règle de partage et le pouvoir de négociation relatif de la femme évoluent dans le même sens. En effet, comme établi dans la théorie du mariage de Becker Becker (1991), plus le pouvoir de négociation de la femme s'accroît par rapport à celui de son mari, plus la part de ressource qu'elle contrôle s'accroît aussi. Cependant, à la différence du pouvoir de négociation μ , la règle de partage η est invariante de la forme des fonctions d'utilités individuelles (Bütikofer et Gerfin, 2017), ce qui rend son estimation plus aisée².

Cet article, qui s'appuie sur une variante du modèle collectif proposé par Lewbel et Pendakur (2008), vise à estimer la règle de partage de ressource au sein des couples ainsi que les économies d'échelles de la vie en couple réalisées par les conjoints. Par la suite, à partir des résultats de l'estimation de la règle de partage, nous estimons les échelles d'équivalences intra-ménages qui permettent d'estimer les dépenses par équivalent biens privés des conjoints au sein des couples. L'étude a été rendu possible grâce aux données individuelles, notamment les revenus et dépenses des membres des ménages, fournies par l'Enquête nationale sur les Conditions de Vie des Ménages et l'Agriculture de 2014 (ECVMA).

Dans cet article, nous exposons tout d'abord le cadre théorique du modèle collectif de choix de consommation des ménages proposé par Lewbel et Penda-

1. Voir Vermeulen et Watteyne (2006) pour une estimation des pouvoirs de négociation des couples.

2. Cherchye *et al.* (2015) présentent une identification de la règle de partage de ressource à partir des modèles collectifs de consommation dans un cadre plus général.

kur (2008), ainsi que la notion de règle de partage de ressource. Ensuite, nous présentons la spécification économétrique du modèle et les données statistiques utilisées. Enfin, nous présentons et discutons les résultats issus d'estimations économétriques.

1. CADRE THÉORIQUE : LE MODÈLE COLLECTIF DE CONSOMMATION DES MÉNAGES

Dans cette section, nous spécifions, succinctement, le modèle collectif des ménages à deux décideurs proposé par Lewbel et Pendakur (2008)³ qui nous permettra d'estimer la règle de partage de ressource (dépense totale du ménage), ainsi que les économies d'échelles réalisées par le ménage. Le modèle est formé par le système des fonctions de demande des biens ($i = 1, \dots, n$), en parts budgétaires, d'un ménage à deux décideurs ($j = f, m$), comme suit :

$$w_i(x, \mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) = \sum_j \eta^j(x, \mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) w_i^j [\mathbf{p} + \boldsymbol{\alpha}, x + \ln \eta^j(x, \mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha})] \quad (1)$$

La demande⁴ du ménage w_i du bien i est une combinaison des demandes individuelles w_i^j de deux décideurs, $j = f, m$, dont les pondérations sont les parts des ressources contrôlées par les décideurs, η^j . Dans cette équation, x est le logarithme de la dépense totale du ménage, $\mathbf{p} + \boldsymbol{\alpha}$ est le vecteur de prix de Lindahl (prix implicites) auquel fait face chaque décideur dans le ménage où \mathbf{p} est le vecteur de logarithme de prix du marché et $\boldsymbol{\alpha}$ est le vecteur de logarithme des coefficients de la technologie de consommation de Barten (1964) qui capte les économies d'échelle de la vie en couple réalisées par le ménage. Précisons que l'estimation du système (1) nécessite l'observation des prix du marché ce qui entrave l'estimation sur les données sans variations des prix (comme c'est le cas dans les enquêtes sur les conditions de vies des ménages). Pour contourner cette lacune, la simplification apportée par Lewbel et Pendakur (2008) est de ramener l'estimation du système des fonctions de demande (1) à celui d'un système des courbes d'Engel, moyennant deux hypothèses.

Premièrement, sous l'hypothèse selon laquelle la part de ressource contrôlée par un décideur ne dépende pas de la dépense totale du ménage et sous l'hypothèse d'indépendance de base d'économies d'échelles de Pendakur (1999), les auteurs définissent une fonction d'économies d'échelle D^j et une fonction d'échelle d'équivalence intra-ménage I^j telle que :

$$I^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) = D^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) / \eta^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) \quad (2)$$

3. Il s'agit d'une simplification du modèle général avec variation des prix de Browning *et al.* (2006, 2013).

4. Notons que les fonctions w_i , w_i^j et η^j dépendent des variables d'hétérogénéités (z) que nous avons omis pour des raisons de clarté. Nous réintroduirons ces variables dans le modèle empirique.

Notons que la fonction D^j capte les économies d'échelle de la vie en couples réalisées par les deux décideurs dans le ménage. Quant à la fonction d'échelle d'équivalence intra-ménage I^j , elle s'interprète comme un déflateur de la dépense totale du ménage (e^x) et elle permet de calculer la « dépense par équivalent biens privés » de chaque membre, y^j , comme suit :

$$y^j = e^x / I^j = \eta^j e^x / D^j \quad j = f, m \quad (3)$$

Cette dernière indique la dépense minimale du membre j s'il devrait vivre seul et faire face à un système de prix de marché \mathbf{p} pour acquérir le vecteur des biens qui lui permet de garder le niveau d'utilité qu'il avait en vivant dans le ménage (avec son partenaire), contrôlant une part, η^j de la dépense totale du ménage et faisant face à un système de prix de Lindahl $\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}$.

Sous ces hypothèses, Lewbel et Pendakur (2008) montrent que le système des fonctions de demande (1) peut s'écrire de la manière suivante :

$$w_i(x, \mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) = \sum_j \eta^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) w_i^j[\mathbf{p}, x - \ln I^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha})] + \sum_j \eta^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) d_i^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) \quad (4)$$

où :

$$d_i^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) = \partial \ln D^j(\mathbf{p}, \boldsymbol{\alpha}) / \partial p_i \quad (5)$$

est l'élasticité de D^j rapport au prix du bien i .

Précisons que les échelles d'équivalences intra-ménages diffèrent des échelles d'équivalences traditionnelles, en ce sens qu'elles ne souffrent pas de problème de comparaison d'utilités individuelles (Lewbel, 1989, 1997, 2003). En fait, les échelles d'équivalences traditionnelles permettent de déterminer les ressources qu'un individu qui vit seul doit consommer pour atteindre le niveau d'utilité d'un ménage de référence, ce qui nécessite une comparaison d'utilités (de l'individu et du ménage). En revanche, les échelles d'équivalences collectives évitent cela, car elles sont basées sur une comparaison d'utilités d'un même individu entre deux situations différentes, celle où il vit seul et celle où il vit dans un ménage (en couple).

Deuxièmement, si les prix des biens ne varient pas, alors les prix de Lindahl seront aussi constants. Ainsi, les fonctions : w_i , w_i^j , η^j , D^j , d_i^j et I^j ne dépendent plus des prix. De ce fait, le système (4) des fonctions de demande des biens est réduit à un système des courbes d'Engel des biens, ci-après :

$$w_i(x) = \sum_j \eta^j w_i^j(x - \ln I^j) + \sum_j \eta^j d_i^j \quad (6)$$

qui s'écrit aussi, en posant $\eta = \eta^f$ et $1 - \eta = \eta^m$, de la manière suivante :

$$w_i(x) = \eta w_i^f(x - \ln I^f) + (1 - \eta) w_i^m(x - \ln I^m) + \eta d_i^f + (1 - \eta) d_i^m \quad (7)$$

Ainsi, l'estimation du système (7) permet d'obtenir une estimation des parts des ressources η^j et des échelles d'équivalences intra-ménages I^j de chaque membre. Par la suite, le coefficient d'économies d'échelles de la vie en couple réalisées par le membre j , R^j , est calculé par :

$$R^j = y^j / \eta^j e^x - 1 = 1/D^j - 1 \quad (8)$$

Et pour un ménage formé, d'une femme (f) et d'un homme (m), le coefficient d'économies d'échelle réalisées par ce dernier, R , est calculé par⁵ :

$$R = \eta R^f + (1 - \eta) R^m \quad (9)$$

Enfin, précisons que l'identification des paramètres du modèle, est basée sur l'hypothèse selon laquelle les préférences des individus de même sexe ne changent pas, qu'ils vivent seuls ou qu'ils vivent en couple (Browning *et al.*, 2006, 2013). De fait, l'estimation (séparée) des paramètres du système (7) nécessite des données d'individus qui vivent en couples et ceux qui vivent seuls. Ainsi, pour un individu j qui vit seul, son système est :

$$w_i^j = w_i^j(x) \quad j = f, m \quad (10)$$

En définitive, le modèle à estimer est formé par le système des courbes d'Engel des biens ($i = 1, \dots, n$) des individus vivant seuls et ceux vivant en couples, ci-après :

$$\begin{aligned} w_i^f &= w_i^f(x) \\ w_i^m &= w_i^m(x) \\ w_i &= \eta w_i^f(x - \ln I^f) + (1 - \eta) w_i^m(x - \ln I^m) + \eta d_i^f + (1 - \eta) d_i^m \end{aligned} \quad (11)$$

Toutefois, pour estimer le modèle (11), il convient de choisir une spécification des courbes d'Engel et celle des fonctions η^j , D^j , d_i^j et I^j que nous verrons dans la section qui suit.

5. En effet : $R = (y^f + y^m) / e^x - 1 = \eta(1/D^f - 1) + (1 - \eta)(1/D^m - 1) = \eta R^f + (1 - \eta) R^m$

2. SPÉCIFICATION EMPIRIQUE DU MODÈLE

Le modèle empirique est formé par le système de n courbes d'Engel des biens pour les individus (femme et homme) qui vivent seuls et ceux qui vivent en couple, ci-après :

$$\begin{aligned} w_i^f &= w_i^f(x) + \varepsilon_i^f \\ w_i^m &= w_i^m(x) + \varepsilon_i^m \\ w_i &= \eta w_i^f(x - \ln I^f) + (1 - \eta)w_i^m(x - \ln I^m) + \eta d_i^f + (1 - \eta)d_i^m + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

Par ailleurs, comme indiqué auparavant, les courbes d'Engel et les fonctions η , I^j , D^j et d_i^j dépendent des vecteurs de préférence individuelle (\mathbf{z}^j) et commune (\mathbf{z}), pouvant influencer les choix des individus. Le vecteur \mathbf{z}^j est introduit dans les courbes d'Engel des individus qui vivent seuls, $w_i^j(x, \mathbf{z}^j)$, dans les fonctions d'économies d'échelle, $D^j(\mathbf{z}^j)$, et leurs élasticités par rapports aux prix, $d_i^j(\mathbf{z}^j)$. Pour les couples, la règle de partage dépend quant à elle des vecteurs de préférence individuelle des conjoints \mathbf{z}^f et \mathbf{z}^m , mais aussi d'un vecteur de préférence commune aux conjoints \mathbf{z}^c , $\eta(\mathbf{z}) = \eta(\mathbf{z}^f, \mathbf{z}^m, \mathbf{z}^c)$ où $\mathbf{z} = [\mathbf{z}^{f'}, \mathbf{z}^{m'}, \mathbf{z}^{c'}]'$. Ainsi, les échelles d'équivalences intra-ménages dépendent du vecteur \mathbf{z} , soit $I^j(\mathbf{z}) = D^j(\mathbf{z}^j)/\eta(\mathbf{z})$. Quant aux courbes d'Engel des individus qui vivent en couple, elles dépendent du vecteur \mathbf{z} , $w_i^j(x - \ln I^j(\mathbf{z}), \mathbf{z}^j)$. En introduisant les différentes variables dans (12), ce dernier devient :

$$\begin{aligned} w_i^f &= w_i^f(x, \mathbf{z}^f) + \varepsilon_i^f \\ w_i^m &= w_i^m(x, \mathbf{z}^m) + \varepsilon_i^m \\ w_i &= \eta(\mathbf{z})[w_i^f(x - \ln I^f(\mathbf{z}), \mathbf{z}^f)] + [1 - \eta(\mathbf{z})][w_i^m(x - \ln I^m(\mathbf{z}), \mathbf{z}^m)] \\ &\quad + \eta(\mathbf{z})d_i^f(\mathbf{z}^f) + [1 - \eta(\mathbf{z})]d_i^m(\mathbf{z}^m) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (13)$$

Par ailleurs, l'estimation de (13) nécessite une spécification paramétrique des courbes d'Engel $w_i^j(x, \mathbf{z}^j)$ et $w_i^j(x - \ln I^j(\mathbf{z}), \mathbf{z}^j)$ et des fonctions $\eta(\mathbf{z})$, $D^j(\mathbf{z}^j)$, $d_i^j(\mathbf{z}^j)$ et $I^j(\mathbf{z})$.

Pour les courbes d'Engel, nous adoptons la spécification quadratique utilisée par Lewbel et Pendakur (2008), pour ses nombreuses qualités. Elle est assez flexible, capte (mieux) la non linéarité des courbes d'Engel⁶. Ainsi, la forme générale pour un bien i est :

$$w_i = a_0 + \mathbf{a}'\mathbf{d} + b_i(x - \mathbf{e}'\mathbf{d}) + c_i(x - \mathbf{e}'\mathbf{d})^1 + \varepsilon_i \quad (14)$$

où x est le logarithme de la dépense totale et \mathbf{d} un vecteur des variables démographiques.

6. De plus, elle est de rang trois comme l'ont testé Banks *et al.* (1997), et elle satisfait la propriété de forme invariante testée par Pendakur (1999).

Pour les individus qui vivent seuls, les courbes d'Engel sont de la forme :

$$w_i^f = a_{0i}^f + \mathbf{a}_i^{f'} \mathbf{z}^f + b_i^f (x - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f) + c_i^f (x - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f)^2 + \varepsilon_i^f \quad (15)$$

$$w_i^m = a_{0i}^m + \mathbf{a}_i^{m'} \mathbf{z}^m + b_i^m (x - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m) + c_i^m (x - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m)^2 + \varepsilon_i^m \quad (16)$$

où a_{0i}^j , b_i^j , c_i^j sont des paramètres, \mathbf{e}^j et \mathbf{a}_i^j sont des vecteurs des paramètres.

Pour les individus qui vivent en couple, les courbes d'Engel sont de la forme :

$$\begin{aligned} w_i = & \eta(\mathbf{z}) [a_{0i}^f + \mathbf{a}_i^{f'} \mathbf{z}^f + b_i^f (x - \ln I^f(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f) + c_i^f (x - \ln I^f(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f)^2] \\ & [1 - \eta(\mathbf{z})] [a_{0i}^m + \mathbf{a}_i^{m'} \mathbf{z}^m + b_i^m (x - \ln I^m(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m) + c_i^m (x - \ln I^m(\mathbf{z}) \\ & - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m)^2] + \eta(\mathbf{z}) d_i^f(\mathbf{z}^f) + [1 - \eta(\mathbf{z})] d_i^m(\mathbf{z}^m) + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (17)$$

Concernant la règle de partage, $\eta(\mathbf{z})$, nous adoptons la spécification paramétrique suivante :

$$\eta(\mathbf{z}) = r_0 + \mathbf{r}' \mathbf{z} \quad (18)$$

où r_0 est la constante et \mathbf{r} est le vecteur des paramètres des variables de η .

S'agissant de la spécification des $D^j(\mathbf{z}^j)$, nous utilisons la forme ci-après :

$$\ln D^f(\mathbf{z}^f) = d_0^f + \mathbf{d}^{f'} \mathbf{z}^f \quad \text{et} \quad \ln D^m(\mathbf{z}^m) = d_0^m + \mathbf{d}^{m'} \mathbf{z}^m \quad (19)$$

où, d_0^j est une constante et \mathbf{d}^j un vecteur des paramètres.

Quant aux $d_i^j(\mathbf{z}^j)$, nous retenons la forme suivante :

$$d_i^f(\mathbf{z}^f) = \delta_{0i}^f + \boldsymbol{\delta}_i^{f'} \mathbf{z}^f \quad \text{et} \quad d_i^m(\mathbf{z}^m) = \delta_{0i}^m + \boldsymbol{\delta}_{0i}^{m'} \mathbf{z}^m \quad (20)$$

où δ_{0i}^j est une constante et $\boldsymbol{\delta}_i^j$ un vecteur des paramètres.

Enfin, la spécification des fonctions $I^j(\mathbf{z})$ est déduite à partir de (18) et (19), soit :

$$\ln I^f(\mathbf{z}) = d_0^f + \mathbf{d}^{f'} \mathbf{z}^f - \ln(r_0 + \mathbf{r}' \mathbf{z}) \quad \text{et} \quad \ln I^m(\mathbf{z}) = d_0^m + \mathbf{d}^{m'} \mathbf{z}^m - \ln(1 - r_0 - \mathbf{r}' \mathbf{z}) \quad (21)$$

Les équations (15) à (21) forment le modèle empirique. Néanmoins, l'estimation séparée des paramètres du modèle nécessite l'observation de deux biens exclusifs, un pour chaque conjoint dans les couples. Ainsi, si $i = 1$ (resp. $i = 2$) est

un bien exclusif de la femme (resp. de l'homme), les équations de ces deux biens s'écrivent, à partir de (17), comme suit :

$$w_1 = \eta(\mathbf{z})[a_{01}^f + \mathbf{a}_1^{f'} \mathbf{z}^f + b_1^f(x - \ln I^f(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f) + c_1^f(x - \ln I^f(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{f'} \mathbf{z}^f)^2] + \eta(\mathbf{z})d_1^f(\mathbf{z}^f) + \varepsilon_1 \quad (22)$$

$$w_2 = [1 - \eta(\mathbf{z})][a_{02}^m + \mathbf{a}_2^{m'} \mathbf{z}^m + b_2^m(x - \ln I^m(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m) + c_2^m(x - \ln I^m(\mathbf{z}) - \mathbf{e}^{m'} \mathbf{z}^m)^2] + [1 - \eta(\mathbf{z})]d_2^m(\mathbf{z}^m) + \varepsilon_2 \quad (23)$$

Le modèle à estimer est finalement composé des équations (15) à (23). Dans la section qui suit, nous présentons les données statistiques et les résultats empiriques.

3. DONNÉES STATISTIQUES ET RÉSULTATS EMPIRIQUES

3.1 *Données statistiques et procédure d'estimation*

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'Enquête nationale sur les Conditions de Vie des Ménages et l'Agriculture de 2014 (ECVMA), élaborée par l'INS de Niamey (Niger) et la Banque Mondiale (Institut National de la Statistique, 2016). L'enquête comporte deux volets, un volet sur les conditions de vie des ménages et un volet sur l'agriculture pour les ménages agricoles. Notre étude exploite les données du premier volet qui fournissent des informations sur les consommations de biens et services des ménages, les revenus des membres du ménage, les caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages, etc.

Pour la présente étude, 640 ménages citadins ont été sélectionnés du volet conditions de vies des ménages. Il s'agit de 380 couples (mariés monogames), de 110 femmes qui vivent seules (sans maris) et de 150 hommes qui vivent seuls (sans femmes). Notons que pour assurer l'homogénéité dans l'échantillon, les individus qui vivent seuls sélectionnés ont des caractéristiques assez semblables des celles des couples. Ainsi, les individus qui vivent en couples et ceux qui vivent seuls sont tous âgés de moins de 55 ans, travaillent, perçoivent un revenu et ont éventuellement des enfants en bas âge (moins de 14 ans). Nous avons écarté les ménages qui ont des enfants âgés de plus de 14 ans et les ménages ayant des adultes en charge (les grands-parents, beaux-parents, frères et sœurs des conjoints). En effet, la présence d'enfants adultes (plus de 14 ans) ou d'un adulte dans le ménage peut être considérée comme un troisième décideur. Dans ce cas il est préférable de modéliser le ménage par un modèle avec plus de deux décideurs⁷. De plus, nous nous limitons qu'aux choix de consommation des biens non durables. De fait, nous supposons une séparabilité entre la consommation des biens non durables et celle des biens durables.

7. Dauphin *et al.* (2006) testent la rationalité avec 3 décideurs : les deux conjoints et un enfant adulte. Quant à Dauphin (2003), il teste la rationalité avec trois décideurs sur les ménages bigames.

Pour cette étude, neuf biens non durables sont retenus : (1) habits de la femme, (2) habits de l'homme, (3) habits pour enfant, (4) nourriture en dehors de la maison, (5) habitation (logement et entretien), (6) transport (non compris les achats des moyens de transport), (7) hôtel et café (divertissement), (8) nourriture à la maison, et (9) divers. Toutefois, pour rendre l'estimation possible, l'équation du bien divers est omise, ses paramètres seront déduits à partir des conditions sur les équations, réduisant le système à 8 équations. Précisons que les habits de la femme et de l'homme sont les deux biens exclusifs dans les couples. Ils sont nécessaires pour l'identification séparée de tous les paramètres du modèle.

Concernant le vecteur \mathbf{z}^j des variables d'hétérogénéités individuelles, nous retenons l'âge de chaque décideur⁸ (normalisé par rapport à 40 ans), et quant au vecteur \mathbf{z}^c des variables d'hétérogénéités communes, nous retenons le nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans et le nombre d'enfants âgés de 5 à 14 ans. Le vecteur \mathbf{z} comprend ainsi 4 variables. Le tableau 1 à l'annexe reporte quelques statistiques descriptives de quelques variables utilisées.

Pour estimer notre modèle des courbes d'Engel des biens, formé par les équations (15), (16), (17), (22) et (23)), et afin de contrôler l'endogénéité de la dépense totale de ménage et de son carré, nous adoptons la méthode de régression augmentée de Holly et Denis (1982). En particulier, en suivant Banks *et al.* (1997), nous introduisons dans les équations des biens les résidus u_{1i} et u_{2i} issues de la régression auxiliaire du logarithme de la dépense totale et de son carré sur un ensemble d'instruments. Les termes d'erreurs ε_i et ε_i^j dans les équations s'écrivent comme suit :

$$\varepsilon_i = \rho_{1i}u_{1i} + \rho_{2i}u_{2i} + v_i \quad \text{et} \quad \varepsilon_i^j = \rho_{1i}u_{1i} + \rho_{2i}u_{2i} + v_i \quad j = f, m \quad (24)$$

où v_i est un terme d'erreur.

De ce fait, l'exogénéité⁹ de la dépense totale revient à tester la significativité jointe de deux paramètres ρ_{1i} et ρ_{2i} des résidus pour chaque bien. Et afin de tenir compte des interactions entre les erreurs, les 8 équations augmentées du système sont estimés simultanément¹⁰ (Greene et Schlachter, 2005). Enfin, la validité des instruments retenus est testée au moyen d'un test de sur-identification et de validé des instruments (Wooldridge, 2002).

Les résultats empiriques, suivis d'un commentaire sont présentés dans la section ci-après.

8. Il s'agit de l'âge de chaque conjoint dans les couples, et les âges des individus qui vivent seuls.

9. Il s'agit d'une variante du test d'exogénéité de Durbin-Wu-Hausman, voir Nakamura et Nakamura (1981).

10. En suivant Vermeulen et Watteyne (2006), lors de l'estimation, deux indicatrices sont définies : $d_1 = 1$ si $j = f$ et $d_2 = 1$ si $j = m$. Ainsi, pour un couple, $d_1 = d_2 = 1$, pour une femme qui vit seule, $d_1 = 1$ et $d_2 = 0$, pour un homme qui vit seul, $d_1 = 0$ et $d_2 = 1$.

3.2 Résultats empiriques et discussions

Les résultats de l'estimation du modèle, formé par le système des équations (15), (16), (17), (22) et (23) des courbes d'Engel de huit biens, sont présentés au tableau 2 à l'annexe. Notons que pour tenir compte de l'endogénéité de la dépense totale, l'ensemble d'instruments comprend les variables explicatives du modèle, à l'exception du logarithme de la dépense totale et de son carré, et 14 variables introduites. Les deux dernières lignes du tableau 3 présentent les résultats du test d'exogénéité de la dépense totale et du test sur-identification et de validité des instruments. L'exogénéité est rejetée par les biens, à l'exception d'un seul, et le test de sur-identification ne rejette pas les instruments utilisés. Enfin, pour des raisons de concision, nous commentons uniquement les paramètres de la règle de partage.

3.2.1 Partage du revenu et négociation intra-ménage

La règle de partage ρ résume l'allocation du revenu de ménage entre les deux décideurs. Comme indiqué précédemment, ρ désigne la part de la dépense totale du ménage contrôlée par la femme dans le ménage à l'issue d'une négociation coopérative avec son conjoint. Dans notre application, nous avons fait dépendre ρ des âges des époux et du nombre d'enfants par tranche d'âges. Le tableau 1 ci-dessus reporte les paramètres estimés de la règle de partage, extrait à partir du tableau 2 de l'annexe.

TABLEAU 1

ESTIMATION DE LA RÈGLE DE PARTAGE (ρ) DU REVENU FAMILIAL

Variables	Paramètres	t-ratio
Constante	0,2250	2,20
Âge de la femme	-0,0040	1,69
Âge du mari	-0,0035	2,06
Nombre enfants 0-4 ans	0,0246	1,65
Nombre enfants 5-14 ans	0,0438	2,03

NOTE : Les calculs de l'auteur.

Rappelons que, selon l'approche collective du ménage, il existe une relation croissante entre la part de ressource contrôlée par la femme ρ et le pouvoir de négociation de la femme relativement à celui du mari μ . De ce fait, une hausse de μ se traduirait par celle de ρ et inversement. Ainsi, plus le pouvoir de négociation de la femme s'accroît par rapport à celui du mari, plus la part de ressource qu'elle contrôle s'accroît. Le partage de ressource peut donc s'interpréter en termes de pouvoir de négociation des époux. D'après nos résultats, dans un couple sans enfants et où les conjoints sont âgés chacun de 40 ans, la femme contrôle en moyenne 22,5 % de la dépense totale du ménage et les 77,5 % sont contrôlés

par le mari. Toutefois, ce partage n'est pas constant, mais varie en fonction des âges des conjoints et du nombre d'enfants dans le ménage.

L'âge de la femme et l'âge du mari ont des effets négatifs sur ρ . Les résultats montrent que les parts de la dépense totale contrôlées par les femmes diminuent avec les âges des époux, au profit des parts contrôlées par les maris qui s'accroissent. Par exemple, dans un ménage sans enfants, si les deux partenaires sont âgés chacun de 30 ans, la femme contrôle environ 30 % ($= 0,225 + 0,040 + 0,035$) de la dépense totale du ménage, en revanche, la femme ne contrôle que 22,5 % de la dépense totale si les deux partenaires ont chacun 10 ans de plus (soit 40 ans). Nous pouvons en conclure que les femmes relativement jeunes contrôlent des parts des ressources familiales plus élevées, comparativement aux femmes âgées. Ainsi, pendant leurs premières années de vie en couple (mariage), les femmes ont des parts de ressource relativement élevées, mais ces parts s'amenuisent progressivement lorsqu'elles prennent de l'âge. Ainsi, en termes de pouvoir de négociation, cela signifie que les femmes relativement jeunes ont des pouvoirs de négociation plus élevés que les femmes âgées.

Le nombre d'enfants a des effets positifs sur la part de ressource contrôlée par la femme. Toutes choses égales par ailleurs, un nombre d'enfants élevé dans le ménage accroît la part de ressource contrôlée par la femme au détriment de celle contrôlée par le mari. À ce niveau, précisons que le nombre d'enfants a deux effets opposés sur le pouvoir de négociation de la femme et donc sur la part de ressource contrôlée par cette dernière. D'une part, un nombre d'enfants élevé tend à affaiblir le pouvoir de négociation de la femme sur le marché de mariage, ce qui se traduit par un effet négatif sur la règle de partage. En fait, en cas de séparation (divorce ou décès) avec son époux, une femme avec enfant a moins de chance de se remarier qu'une femme sans enfant. D'autre part, un nombre d'enfants élevé tend à accroître le pouvoir de négociation de la femme dans le ménage, d'où un effet positif sur la règle de partage. En effet, la présence d'enfant dans le ménage fait accroître le pouvoir de négociation de la femme relativement à celui de son mari, ce qui accroît la part de ressource contrôlée par la femme (Kalugina *et al.*, 2008). L'effet final est la résultante de ces deux effets opposés. Ainsi, d'après nos résultats, le signe positif du nombre d'enfants sur ρ signifie que, toutes choses égales par ailleurs, la présence additionnelle d'un enfant de moins de 5 ans dans le ménage accroît la part de la dépense totale du ménage contrôlée par la femme de 0,0245 et s'il s'agit d'un enfant de 5-14 ans, la hausse est de 0,0438.

Par ailleurs, à partir des paramètres estimés de la règle de partage, nous pouvons calculer les parts de ressource contrôlées par les époux comme le résume le tableau 2 ci-après. Les résultats indiquent qu'en moyenne, la femme contrôle moins d'un tiers de la dépense totale du ménage (32 %) avec une part minimale de 15,4 % et une part maximale de 40,3 %. Ces résultats mettent en évidence l'existence d'un partage des ressources familiales défavorables aux femmes dans

les ménages et reflètent par-là, les faibles pouvoirs de négociation des femmes relativement à ceux de leurs maris¹¹.

TABLEAU 2

PARTAGE DU REVENU FAMILIAL (DÉPENSE TOTALE) AU SEIN DES MÉNAGES

Estimation		Moy.	Écart-type	Min.	Max.
Part de revenu contrôlée par la femme	η	0,32	0,043	0,154	0,403
Part de revenu contrôlée par le mari	$1-\eta$	0,68	0,043	0,597	0,846

NOTE : Les calculs de l'auteur.

En définitive, nos résultats rejettent les présomptions du modèle unitaire. En effet, d'une part, le partage des ressources familiales n'est pas égalitaire entre les conjoints, et d'autre part, ce partage n'est pas constant, mais varie en fonction des variables démographiques.

Enfin, notons qu'à partir des résultats de l'estimation du modèle collectif, nous pouvons calculer les coefficients d'économie d'échelles des individus qui vivent en couple. Le tableau 3 ci-dessous reporte quelques statistiques descriptives des coefficients d'économies d'échelles des individus qui vivent en couple, calculés à partir des équations (8) et (9).

TABLEAU 3

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES COEFFICIENTS D'ÉCONOMIES D'ÉCHELLES

Estimation des coefficients		Moyenne	Min.	Max.
Économies d'échelle de la femme	R^f	0,372	0,339	0,430
Économies d'échelle de l'homme	R^m	0,232	0,168	0,371
Économies d'échelle de la vie en couple	R	0,278	0,236	0,377

NOTE : Les calculs de l'auteur.

La dernière ligne du tableau indique que les ménages réalisent des économies d'échelles de la vie en couple avec des coefficients comprises entre 23,6 % et 37,7 %. En moyenne, un couple doit dépenser un supplément de 27,8 % de sa dépense totale, si chaque conjoint devrait vivre chacun seul et consommer la même quantité des biens qu'il consomme en vivant avec son conjoint. Remarquons que les gains de la vie en couple diffèrent selon les individus. Ainsi, l'examen des résultats montre que vivre en couple semble être plus favorable aux femmes relativement qu'aux hommes, les économies d'échelles réalisées par les femmes sont en majorité supérieures à celles des hommes. En effet, une femme doit dépenser en moyenne un supplément de 37,2 % des ressources qu'elle consomme en vivant

11. Un résultat similaire a été mis en évidence sur les données de plusieurs pays en développement. On peut se référer par exemple à Phipps et Burton (1998); Haddad *et al.* (1997).

en couple, si elle devrait vivre seule et garder le même niveau d'utilité qu'elle avait en vivant avec son mari, en revanche, pour un homme ce supplément est de 23,2 %.

3.2.2 *Échelles d'équivalences intra-ménages et dépenses par équivalent biens privés*

Un des intérêts de l'estimation de la règle de partage est qu'elle permet d'estimer les échelles d'équivalence intra-ménages des conjoints qui prennent en compte le partage du revenu et les économies d'échelles de la vie en couple. L'échelle d'équivalence intra-ménage du membre j , I^j , est le scalaire par lequel on déflate la dépense totale du ménage pour déterminer la dépense par équivalent biens privés du membre j . Cette dépense représente le montant des ressources que le membre j devrait consommer s'il doit vivre seul et garder le même niveau d'utilité qu'il avait en vivant avec son conjoint dans le ménage. Cette dépense peut ainsi être utilisée comme un indicateur (collectif) de niveau de vie d'un individu dans les études de pauvreté (Cherchye *et al.*, 2012; Iglesias, 2016). Elle a le mérite de tenir compte de la répartition intra-ménage du revenu à la différence des indicateurs traditionnels de niveau de vie des individus (comme la dépense par unité de consommation) qui ne tiennent pas compte du partage du revenu au sein du ménage. Le tableau 4 ci-après reporte quelques statistiques descriptives des échelles d'équivalences intra-ménages et des dépenses par équivalents biens privés des conjoints calculées à partir des équations (2) et (3).

De ces résultats, il ressort qu'en général, les échelles d'équivalence intra-ménages des femmes supérieures à celles des hommes, avec une moyenne de 2,32 pour une femme et 1,2 pour un homme. En d'autres termes, comparativement aux femmes, les hommes mariés ont besoin des ressources relativement élevées s'ils devraient vivre seuls sans leurs épouses tout en gardant les mêmes niveaux d'utilité qu'ils avaient en vivant avec leurs épouses. Par exemple, dans un couple qui dépense 1000 francs, si la femme devrait vivre seule sans son mari (suite à une séparation ou à un décès) tout en gardant le même niveau d'utilité qu'elle avait en vivant avec cet dernier, elle aurait besoin de 43,1 % ($1/2,32$) de la dépense totale du ménage, soit une dépense par équivalent biens privés de 431 francs, par contre, s'il s'agissait du mari, il lui faudrait 83,3 % ($1/1,2$) de la dépense totale du ménage, soit une dépense par équivalent biens privés de 833 francs.

Enfin, remarquons que les dépenses par équivalent biens privés des femmes sont largement inférieures à celles de leurs homologues hommes, avec une moyenne de 627 francs pour la femme contre 1193 francs pour le mari. Par conséquent, l'utilisation de la dépense par équivalent biens privés comme indicateur de niveau de vie individuel dans les études de pauvreté devrait, en principe, être plus crédible que l'utilisation des indicateurs de niveau de vie individuel qui ne prennent pas en compte le partage du revenu dans les ménages comme la dépense par unité de consommation.

TABLEAU 4
STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES COEFFICIENTS D'ÉCONOMIES
D'ÉCHELLES

Coefficients		Moyenne	Min.	Max.
Échelle d'équivalence intra-ménage de la femme	I^f	2,319	1,825	4,607
Échelle d'équivalence intra-ménage de l'homme	I^m	1,201	0,889	1,412
Dépense par équivalent biens privés de la femme	y^f	627,1	56,56	4271,9
Dépense par équivalent biens privés de l'homme	y^m	1193,2	87,92	7346,4

NOTE : Les calculs de l'auteur.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons estimé un modèle collectif de comportement des ménages sur les données de consommation du Niger. À partir de l'estimation du modèle, nous avons estimé la règle de partage du revenu au sein du ménage ainsi que les économies d'échelles de la vie en couple. Par la suite, ces deux dernières estimations nous ont permis d'estimer les échelles d'équivalences intra-ménages et les dépenses par équivalent biens privés des individus dans les ménages ?

Dans la spécification du modèle collectif, la règle de partage représente la part de la dépense totale du ménage contrôlée par la femme et s'interprète comme un indicateur du pouvoir de négociation relatif de la femme par rapport à celui du mari dans le ménage. Nous avons fait dépendre la règle de partage des variables démographiques : les âges des époux et le nombre d'enfants. Les données ne rejettent pas le modèle collectif, les différentes variables agissent significativement sur la règle de partage. En conséquence, une modification de ces variables affecte le partage des ressources familiales, contrairement aux présomptions du modèle unitaire. Les résultats indiquent qu'en moyenne, la femme ne contrôle qu'environ le tiers de la dépense totale du ménage. Ce résultat traduit ainsi l'existence d'une inégalité en défaveur de la femme au sein du ménage dans l'allocation de ressource familiale et confirme par-là, le faible pouvoir de négociation de la femme par rapport à celui du mari dans les ménages nigériens.

Le second résultat porte sur l'estimation des économies d'échelles de la vie en couple. Notons que le coefficient d'économies d'échelles indique les gains des ressources réalisés par les individus vivant dans les ménages. Les résultats montrent qu'en moyenne, les gains de la vie en couple réalisés par les femmes sont plus importants que ceux réalisés par leurs maris.

Enfin, le troisième résultat porte sur l'estimation des échelles d'équivalences intra-ménages des conjoints. Notons que l'échelle d'équivalence intra-ménage peut être utilisée comme un déflateur de la dépense totale du ménage et permet de calculer la dépense par équivalent biens privés des individus. Cette dernière représente la dépense nécessaire qu'un conjoint doit consommer en vivant seul pour maintenir le même niveau d'utilité qu'il avait en vivant avec son partenaire. Cette

dépense a l'avantage de dépendre de la règle de partage de ressource et des économies d'échelles de la vie en couple, et peut être utilisée comme un indicateur de niveau de vie des individus dans les ménages (Cherchye *et al.*, 2012). Ainsi, dans les études ultérieures, nous pouvons utiliser cet indicateur de niveau de vie individuel pour analyser la pauvreté à la place des indicateurs de niveau de vie des individus qui ne tiennent pas compte de partage des ressources familiales dans le ménage. Une telle étude permettrait d'estimer les taux de pauvreté des femmes et des hommes qui tiennent compte de partage des ressources à l'intérieur de ménage, par conséquent de l'inégalité intra-ménage dans le partage des ressources familiales (Iglesias, 2016). De ce fait, une telle étude permettrait de mettre en évidence l'ampleur de la pauvreté féminine à l'intérieur des ménages.

ANNEXE

TABLEAU A1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES COEFFICIENTS D'ÉCONOMIES D'ÉCHELLES

Variables	Couples		Femmes seules		Hommes seuls	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Parts des dépenses des biens non-durables						
(1) Habits de la femme	0,018	0,013	0,028	0,032	–	–
(2) Habits de l'homme	0,013	0,010	–	–	0,049	0,039
(3) Habits des enfants	0,021	0,011	0,028	0,026	0,005	0,013
(4) Nourriture en dehors de la maison	0,102	0,055	0,117	0,117	0,091	0,058
(5) Transport	0,083	0,088	0,253	0,253	0,139	0,100
(6) Nourriture à l'intérieur de la maison	0,232	0,077	0,122	0,122	0,108	0,073
(7) Hôtel et café	0,062	0,081	0,044	0,044	0,112	0,112
(8) Habitation (logement et entretien)	0,120	0,067	0,039	0,039	0,107	0,107
(9) Divers (autres dépenses)	0,349	0,133	0,369	0,322	0,389	0,211
Caractéristiques sociodémographiques						
Ln dépense totale des biens non durables	5,623	0,836	5,219	0,920	6,308	0,790
Ln revenu de la femme	5,291	1,099	6,136	0,796	–	–
Ln revenu de l'homme	6,540	0,635	–	–	6,267	0,788
Taille du ménage	4,100	1,417	2,830	1,675	1,416	1,175
Nombre d'enfants de 0-4 ans	1,632	1,181	0,352	0,616	0,035	0,327
Nombre d'enfants de 5-14 ans	0,489	0,765	0,704	0,978	0,034	0,180
Âge de la femme (en année)	27,06	6,360	43,77	10,11	–	–
Âge de l'homme (en année)	36,48	7,702	–	–	33,29	8,730
Variables spécifiques à l'habitat (proportion)						
Indicatrice. Maison (propriétaire)	0,337		0,351		0,100	
Indicatrice. Moyen de transport	0,695		0,361		0,630	

TABLEAU A1 (suite)

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES COEFFICIENTS D'ÉCONOMIES D'ÉCHELLES

	Épouse	Mari	Femme		Homme	
Niveau d'instruction (proportion)						
Indicatrice. Primaire	0,016	0,010	0,010		0,033	
Indicatrice. Secondaire	0,098	0,271	0,240		0,261	
Indicatrice. Université	0,090	0,236	0,129		0,194	
Indicatrice. Autres	0,796	0,483	0,629		0,512	
Catégorie socioprofessionnelle (proportion)						
Indicatrice. Cadre et agents de bureau	0,069	0,257	0,055		0,147	
Indicatrice. Ouvrier et manœuvre	0,016	0,260	0,018		0,288	
Indicatrice. Indépendants	0,127	0,460	0,537		0,369	
Indicatrice. Autres	0,788	0,023	0,388		0,196	
Nombre d'observations	380		110		150	

NOTE : Les dépenses et revenus sont en milliers de francs CFA.

TABLEAU A2
ESTIMATION DU SYSTÈME DES COURBES D'ENGEL DES BIENS (MODÈLE COLLECTIF)

Variables						
	Paramètres de la règle de partage					
		Coefficient	Estima	t-ratio		
Constante		r_0	22,50	2,20		
Âge de la femme		r_1	-0,39	1,69		
Âge de l'homme		r_2	-0,35	2,06		
Nombre d'enfants 0- 4 ans		r_3	2,46	1,65		
Nombre d'enfants 5- 14 ans		r_4	4,38	2,03		
	Paramètres d'économies d'échelles					
	Femme			Homme		
	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	-34,20	-2,52	a_0^m	-22,00	-1,15
Âge	a_1^f	-0,200	-1,07	a_1^m	-0,32	-2,06
	Femme			Homme		
(1) Habits de la femme	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	6,655	11,28	a_0^m	0,609	3,22
Âge	a_1^f	-0,018	-0,77	a_1^m	0,003	0,35
Log dépense	b_1^f	3,149	4,12	b_1^m	0,870	3,02
Log dépense au carré	c_1^f	0,071	2,87	c_1^m	0,304	2,37
Constante	δ_0^f	5,231	1,35	δ_0^m	-	-
Âge	δ_1^f	0,047	0,51	δ_1^m	-	-
Résidus (u_1)	ρ_1	-1,03	-3,25			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,481	-2,25			

TABLEAU A2 (suite)

ESTIMATION DU SYSTÈME DES COURBES D'ENGEL DES BIENS (MODÈLE COLLECTIF)

(2) Habits de l'homme	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	0,965	2,05	a_0^m	4,800	11,3
Âge	a_1^f	-0,002	-0,19	a_1^m	-0,020	-0,51
Log dépense	b_1^f	0,181	0,29	b_1^m	-0,401	-0,72
Log dépense au carré	c_1^f	0,199	1,09	c_1^m	-0,034	-0,16
Constante	δ_0^f	-	-	δ_0^m	-2,19	-1,89
Âge	δ_1^f	-	-	δ_1^m	-0,043	-0,93
Résidus (u_1)	ρ_1	0,539	1,92			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,144	-1,98			
(3) Habits des enfants	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	1,973	2,08	a_0^m	0,721	3,18
Âge	a_1^f	-0,003	-0,13	a_1^m	0,0009	0,08
Log dépense	b_1^f	-0,159	-0,18	b_1^m	0,365	1,09
Log dépense au carré	c_1^f	0,145	0,54	c_1^m	0,124	0,87
Constante	δ_0^f	9,974	1,42	δ_0^m	-2,736	-1,81
Âge	δ_1^f	0,182	1,32	δ_1^m	0,010	0,31
Résidus (u_1)	ρ_1	-0,329	2,57			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,352	-2,36			
(4) Nourriture en dehors de la maison	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	16,65	9,70	a_0^m	10,49	13,49
Âge	a_1^f	0,015	0,24	a_1^m	0,070	1,18
Log dépense	b_1^f	6,345	2,86	b_1^m	1,135	1,08
Log dépense au carré	c_1^f	1,532	2,23	c_1^m	0,006	0,01
Constante	δ_0^f	-2,458	-0,28	δ_0^m	-1,065	-0,31
Âge	δ_1^f	-0,432	-1,55	δ_1^m	-0,157	1,49
Résidus (u_1)	ρ_1	-0,329	1,67			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,352	-2,36			

TABLEAU A2 (suite)

ESTIMATION DU SYSTÈME DES COURBES D'ENGEL DES BIENS (MODÈLE COLLECTIF)

(5) Habitation	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	15,05	10,82	a_0^m	11,81	12,09
Âge	a_1^f	-0,029	-0,53	a_1^m	-0,064	-1,00
Log dépense	b_1^f	5,524	2,58	b_1^m	2,852	2,00
Log dépense au carré	c_1^f	1,750	2,39	c_1^m	0,490	0,89
Constante	δ_0^f	2,699	0,32	δ_0^m	0,888	0,21
Âge	δ_1^f	0,031	0,15	δ_1^m	-0,065	-0,44
Résidus (u_1)	ρ_1	-0,736	-0,50			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,858	-1,68			
(6) Transport	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	13,80	5,67	a_0^m	13,39	11,97
Âge	a_1^f	0,106	1,40	a_1^m	-0,003	-0,02
Log dépense	b_1^f	8,124	2,80	b_1^m	4,420	2,52
Log dépense au carré	c_1^f	0,923	1,11	c_1^m	-0,233	-0,36
Constante	δ_0^f	27,92	1,48	δ_0^m	-3,413	-0,38
Âge	δ_1^f	0,509	1,09	δ_1^m	-0,177	-0,59
Résidus (u_1)	ρ_1	-2,319	-1,09			
Résidus (u_2)	ρ_2	0,561	2,85			
(7) Hôtel et café	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	7,31	3,44	a_0^m	12,23	9,13
Âge	a_1^f	-0,054	-0,95	a_1^m	-0,185	-1,49
Log dépense	b_1^f	1,528	0,53	b_1^m	4,375	1,94
Log dépense au carré	c_1^f	-0,016	-0,02	c_1^m	0,357	0,47
Constante	δ_0^f	9,074	0,70	δ_0^m	-0,253	-0,03
Âge	δ_1^f	0,684	1,91	δ_1^m	-0,091	-0,41
Résidus (u_1)	ρ_1	-1,708	-1,84			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,256	-0,39			

TABLEAU A2 (fin)

ESTIMATION DU SYSTÈME DES COURBES D'ENGEL DES BIENS (MODÈLE COLLECTIF)

(8) Nourriture à l'intérieur de la maison	Coefficient	Estima	t-ratio	Coefficient	Estima	t-ratio
Constante	a_0^f	17,10	11,02	a_0^m	12,23	9,08
Âge	a_1^f	-0,095	-0,96	a_1^m	-0,185	-0,49
Log dépense	b_1^f	-1,079	-0,52	b_1^m	4,375	-1,11
Log dépense au carré	c_1^f	1,726	2,43	c_1^m	0,357	0,02
Constante	δ_0^f	8,189	0,61	δ_0^m	-0,517	-0,09
Âge	δ_1^f	-0,272	-0,71	δ_1^m	0,495	2,39
Résidus (u_1)	ρ_1	0,880	2,45			
Résidus (u_2)	ρ_2	-0,106	-1,66			

SOURCE : Les calculs de l'auteur.

NOTES : Estima sont les estimations, multipliés par 100. Les valeurs t-ratio sont les rapports des estimations et des écart-types asymptotiques. Les estimations de l'équation omise (Divers) ne sont pas reportés par souci de concision. Les 14 instruments utilisés, en dehors des variables du modèle : taille du ménage, le carré des âges des époux, les 4 indicatrices : universitaire, secondaire, cadre et indépendant de chaque de l'homme et de la femme, et les 3 indicatrices : maison, seconde maison et villa individuelle. Résidus (u_1) : les résidus de la régression du log de la dépense totale sur les instruments. Résidus (u_2) : les résidus de la régression du carré du log de la dépense totale sur les instruments.

TABLEAU A3

TESTS D'EXOGENÉITÉ ET DE SUR-IDENTIFICATION

		1	2	3	4	5	6	7	8
Test d'exogénéité	$\chi^2(2)$	14,97	7,17	8,59	12,19	6,08	7,29	7,98	9,02
Test de sur-identification	$\chi^2(12)$	17,50	18,27	12,2	8,45	17,94	18,65	16,51	21,02

SOURCE : Les calculs de l'auteur.

NOTE : Les χ^2 sont les statistiques du test d'exogénéité de log de la dépense totale et de son carré et du test de sur-identification.

BIBLIOGRAPHIE

- BANKS, J., R. BLUNDELL et A. LEWBEL (1997) : « Quadratic Engel curves and consumer demand », *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527–539.
- BARTEN, A. P. (1964) : « Family Composition, Prices and Expenditure Patterns », *Econometric Analysis for National Economic Planning : 16th Symposium of the Colston Society*.
- BECKER, G. (1991) : *A Treatise on the Family*. Cambridge University Press.
- BOURGUIGNON, F., M. BROWNING et P.-A. CHIAPPORI (2009) : « Efficient intra-household allocations and distribution factors : Implications and identification », *The Review of Economic Studies*, 76(2), 503–528.
- BROWNING, M. et P.-A. CHIAPPORI (1998) : « Efficient intra-household allocations : A general characterization and empirical tests », *Econometrica*, pp. 1241–1278.
- BROWNING, M., P.-A. CHIAPPORI et V. LECHENE (2006) : « Collective and unitary models : A clarification », *Review of Economics of the Household*, 4(1), 5–14.
- BROWNING, M., P.-A. CHIAPPORI et A. LEWBEL (2013) : « Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power », *Review of Economic Studies*, 80(4), 1267–1303.
- BÜTIKOFER, A. et M. GERFIN (2017) : « The economies of scale of living together and how they are shared : estimates based on a collective household model », *Review of Economics of the Household*, 15(2), 433–453.
- CHERCHYE, L., B. DE ROCK, A. LEWBEL et F. VERMEULEN (2015) : « Sharing rule identification for general collective consumption models », *Econometrica*, 83(5), 2001–2041.
- CHERCHYE, L., B. DE ROCK et F. VERMEULEN (2012) : « Economic well-being and poverty among the elderly : an analysis based on a collective consumption model », *European Economic Review*, 56(6), 985–1000.
- CHIAPPORI, P.-A. et I. EKELAND (2006) : « The micro economics of group behavior : General characterization », *Journal of Economic Theory*, 130(1), 1–26.
- CHIAPPORI, P.-A. et C. MEGHIR (2015) : « Intrahousehold inequality », dans *Handbook of income distribution*, vol. 2, pp. 1369–1418. Elsevier.
- DAUPHIN, A., A.-R. EL LAHGA, B. FORTIN et G. LACROIX (2006) : « Choix de consommation des ménages en présence de plusieurs décideurs », *L'Actualité économique*, 82(1-2), 87–118.
- DONNI, O. et P.-A. CHIAPPORI (2011) : « Nonunitary models of household behavior : a survey of the literature », dans *Household Economic Behaviors*, pp. 1–40. Springer.
- GREENE, W. H. et D. SCHLACHTER (2005) : *Économétrie (5e édition)*. Pearson Éducation France.

- HADDAD, L., J. HODDINOTT et H. ALDERMAN (1997) : *Intrahousehold resource allocation in developing countries : models, methods and policies*. Johns Hopkins University Press.
- HOLLY, A. et S. J. DENIS (1982) : « Testing for exogeneity within a limited information framework », *Cahiers de Recherches Économiques*.
- IGLESIAS, W. (2016) : « Intra-Household Inequality in Brazil : Using A Collective Model to Evaluate Individual Poverty », Thèse de Doctorat, Universidade Federal de Viçosa.
- INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE (2016) : « Enquête Nationale sur les conditions de vies des ménages et l'agriculture (ECVMA) du Niger de 2014 : Document d'informations de base », Ministère de l'Économie et des Finances. Niger.
- KALUGINA, E., N. RADTCHENKO et C. SOFER (2008) : « Une analyse du partage intrafamilial du revenu à partir de données subjectives », *Économie prévision*, (5), 101–116.
- LEWBEL, A. (1989) : « Household equivalence scales and welfare comparisons », *Journal of Public Economics*, 39(3), 377–391.
- (1997) : « Consumer demand systems and household equivalence scales », dans *Handbook of Applied Econometrics*, ed. M. Pesaran, et P. Schmidt, vol. 2, pp. 167–201. Blackwell Publishers Ltd.
- (2003) : « Calculating compensation in cases of wrongful death », *Journal of Econometrics*, 113(1), 115–128.
- LEWBEL, A. et K. PENDAKUR (2008) : « Estimation of collective household models with Engel curves », *Journal of Econometrics*, 147(2), 350–358.
- NAKAMURA, A. et M. NAKAMURA (1981) : « On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu, and Hausman », *Econometrica*, pp. 1583–1588.
- PENDAKUR, K. (1999) : « Semiparametric estimates and tests of base-independent equivalence scales », *Journal of Econometrics*, 88(1), 1–40.
- PHIPPS, S. A. et P. S. BURTON (1998) : « What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure », *Economica*, 65(260), 599–613.
- VERMEULEN, F. et A. WATTEYNE (2006) : « Quand un et un ne font plus deux : calcul d'échelles d'équivalence intrafamiliales au moyen d'un modèle collectif », *L'Actualité économique*, 82(1-2), 155–180.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002) : *Introductory Econometrics : A Modern Approach*. Western Educational Publishing.