

Quand un et un ne font plus deux Calcul d'échelles d'équivalence intrafamiliales au moyen d'un modèle collectif

Frederic Vermeulen and André Watteyne

Volume 82, Number 1-2, mars-juin 2006

Les modèles non unitaires de comportement des ménages : théories et applications

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/013468ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/013468ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Vermeulen, F. & Watteyne, A. (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. <https://doi.org/10.7202/013468ar>

Article abstract

In this paper, we present a collective model with public consumption. It is based on the more general model of Browning, Chiappori and Lewbel (2004). Rather than estimating a consumption technology, which captures all economies of scale of living in a couple, we determine *a priori* which goods are privately and which goods are publicly consumed. The collective model is completely identified by assuming that preferences over private and public goods are the same for singles and individuals in couples. The model allows calculating intra-household based equivalence scales, which meet the objections against traditional equivalence scales. It is applied to consumption data from three recent Belgian budget surveys.

QUAND UN ET UN NE FONT PLUS DEUX CALCUL D'ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE INTRAFAMILIALES AU MOYEN D'UN MODÈLE COLLECTIF*

Frederic VERMEULEN

CentER

Université de Tilburg

André WATTEYNE

Université de Leuven Campus Kortrijk

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous présentons un modèle collectif avec consommation publique. Ce modèle est basé sur celui, plus général, de Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Au lieu d'estimer une technologie de consommation, qui capte toutes les économies d'échelle liées à la vie en couple, nous déterminons *a priori* les biens qui sont consommés de façon privée et ceux qui le sont de façon publique. Le modèle collectif en question est complètement identifié si l'on suppose que les préférences relatives aux biens privés et publics sont les mêmes pour qui vit en couple que pour qui vit seul. Le modèle nous permet de calculer des échelles d'équivalence applicables au sein du ménage. Ainsi, on échappe aux critiques formulées à l'encontre des échelles d'équivalence traditionnelles. Le modèle est appliqué aux données sur la consommation tirées de trois enquêtes de budget belges récentes.

ABSTRACT – In this paper, we present a collective model with public consumption. It is based on the more general model of Browning, Chiappori and Lewbel (2004). Rather than estimating a consumption technology, which captures all economies of scale of living in a couple, we determine *a priori* which goods are privately and which goods are publicly consumed. The collective model is completely identified by assuming that preferences over private and public goods are the same for singles and individuals in couples. The model allows calculating intra-household based equivalence scales, which meet the objections against traditional equivalence scales. It is applied to consumption data from three recent Belgian budget surveys.

INTRODUCTION

Dans la théorie traditionnelle du comportement du consommateur, on suppose que le ménage se comporte comme s'il s'agissait d'un décideur unique. Les quantités consommées observées résultent, dans cette perspective, de la maximisation d'une

* Nous remercions tout particulièrement le rédacteur adjoint Olivier Donni, ainsi qu'un rapporteur anonyme qui nous ont fait des commentaires et suggestions aussi judicieux qu'utiles.

fonction d'utilité par rapport à une contrainte budgétaire. Toutefois, des études empiriques de plus en plus nombreuses indiquent que cette approche, dite unitaire, est mal adaptée à la description du comportement de ménages à plusieurs personnes. Les restrictions théoriques qui la sous-tendent sont en effet régulièrement réfutées par les données disponibles collectées dans l'observation des comportements de consommation et d'offre de travail (voir par exemple Bourguignon *et al.*, 1993; Browning *et al.*, 1994; Fortin et Lacroix, 1997; Browning et Chiappori, 1998).

Le modèle unitaire s'avère également déficient dans le contexte de l'économie du bien-être appliquée. Apps et Rees (1988) et Brett (1998) ont ainsi démontré que l'évaluation des effets sur le bien-être d'une réforme fiscale doit prendre en compte la répartition de la consommation ou du bien-être au sein de la famille. Il apparaît par ailleurs que les niveaux d'inégalité et de pauvreté varient considérablement si l'on prend en compte la répartition du bien-être au sein des ménages (Haddad et Kanbur, 1990). Les échelles d'équivalence constituent un instrument important de l'économie du bien-être appliquée. Elles permettent de convertir des dépenses observées auprès de ménages de type différent en unités comparables (voir par exemple Lewbel, 1997; Slesnick, 1998). Un résultat bien connu de la théorie du consommateur est qu'il n'existe pas de fonction d'utilité reflétant les préférences des ménages si les restrictions théoriques sous-tendant le modèle unitaire ne sont pas satisfaites. Ce résultat implique à son tour que des échelles d'équivalence traditionnelles ne peuvent pas être déduites. Abstraction faite du problème qu'on vient d'évoquer, la confection d'échelles d'équivalence entreprise dans le cadre de l'approche unitaire, fait appel à la comparaison interpersonnelle d'utilités, qui est basée sur des hypothèses très controversées (voir Pollak et Wales, 1992).

Le modèle dit collectif comme défini initialement par Chiappori (1988, 1992), offre une alternative à l'approche unitaire du comportement des ménages. L'approche collective prend explicitement en compte le fait que des ménages peuvent être composés d'individus *différents*, c'est-à-dire ayant des préférences rationnelles propres. Il est par ailleurs supposé que le processus de décision à l'intérieur des ménages aboutit à des allocations au sein des ménages qui sont efficientes selon le critère de Pareto. Cela signifie qu'il est impossible d'augmenter le niveau de bien-être d'un membre du ménage sans qu'un autre membre connaisse une détérioration de son bien-être. Il apparaît maintenant que les restrictions théoriques de l'approche collective correspondent mieux au comportement observé des ménages que les restrictions unitaires traditionnelles (voir Fortin et Lacroix, 1997; Browning et Chiappori, 1998; Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002; Vermeulen, 2004). On peut également démontrer qu'une règle de répartition, qui résume le processus de décision au sein du ménage, peut être identifiée à une constante près aussi bien avec des préférences altruistes à la Becker qu'avec des préférences égoïstes. En outre, les préférences individuelles peuvent également être identifiées à une translation près (voir Chiappori, 1988, 1992). L'identification *complète* nécessite toutefois des hypothèses supplémentaires. Pour plus d'informations sur le modèle collectif et ses applications empiriques, on peut consulter Vermeulen (2002) et Chiappori et Donni (2004).

La présente étude propose un modèle collectif avec consommation publique. À l'intérieur des ménages, certains biens revêtent clairement un caractère de bien public. Le logement et le chauffage en constituent probablement les meilleurs exemples. Il faut faire remarquer que cette consommation publique ou « partagée » génère des économies d'échelle à l'intérieur des ménages, ce qui devrait se refléter au niveau des échelles d'équivalence. Le modèle collectif qu'on propose ici est une version simplifiée du modèle de Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Ces auteurs présentent un modèle collectif dans lequel la consommation observée des ménages est convertie en « *équivalents-biens-privés* ». Cela se fait à l'aide d'une technologie de consommation incorporant toutes les économies d'échelle générées par un ménage. Leur modèle est complètement identifié grâce à l'hypothèse que les préférences relatives aux *équivalents-biens-privés* sont les mêmes pour les individus appartenant à un couple que pour ceux vivant seuls¹. Leur modèle s'avère toutefois relativement difficile à appliquer parce qu'il contient des paramètres décrivant aussi bien les préférences individuelles, le processus de décision au sein des ménages qu'une technologie de consommation. La simplification que nous proposerons devrait en principe rendre le modèle plus maniable par le praticien. Elle permet par exemple d'envisager de calculer des échelles d'équivalence avec différents ensembles de données et de faire ainsi des comparaisons internationales, chose virtuellement impossible avec le modèle plus général. Il suffit pour cela de déterminer *a priori* les biens qui sont consommés de façon privée et ceux qui le sont de façon publique. Cela signifie que nous n'estimons pas de technologie de consommation comme le font Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Il n'en demeure pas moins que notre modèle est aussi complètement identifié grâce à l'hypothèse que des personnes du même sexe ont les mêmes préférences relatives à l'ensemble des biens, qu'ils soient célibataires ou qu'ils forment un couple. Dans ce contexte, il va de soi que les célibataires consomment tous les biens de façon privée².

Comme il a été démontré dans Browning, Chiappori et Lewbel (2004), le présent modèle décrivant la consommation des ménages se prête parfaitement à la définition de mesures qui sont conceptuellement très proches des échelles d'équivalence traditionnelles (voir aussi Lewbel, 2002, 2003). Ces échelles d'équivalence alternatives offrent plus spécifiquement une réponse à la question suivante : quel est le niveau de dépenses nécessaire pour qu'un célibataire atteigne le même niveau de bien-être que celui qu'il obtiendrait s'il faisait partie d'un couple dépensant annuellement x milliers d'euros? Ces échelles d'équivalence intrafamiliales ne nécessitent pas que les utilités soient comparables entre individus ou ménages distincts et échappent ainsi en principe aux problèmes d'identification bien connus que rencontrent les échelles d'équivalence traditionnelles.

1. On trouvera des approches collectives alternatives avec consommation publique dans Bourguignon (1999), Chiappori, Blundell et Meghir (2004) et Donni (2004).

2. Couprie (2003) utilise aussi des données sur des célibataires pour identifier un modèle avec des biens privés et un bien domestique.

Le modèle sera appliqué aux microdonnées belges provenant de trois enquêtes de budget récentes effectuées par l'Institut national de statistique.

Voici comment nous structurons la suite de cet article. Dans la première section, nous présentons les principaux symboles et nous essayons de cerner de plus près la différence entre des échelles d'équivalence conçues respectivement dans une approche unitaire et dans une approche collective. La deuxième section traite du modèle empirique. La troisième section est consacrée à la description des données et à une discussion des résultats empiriques. Dans la dernière section, nous présentons nos conclusions.

1. CADRE THÉORIQUE

1.1 Des échelles d'équivalence dans l'approche unitaire

Supposons que nous pouvons observer la consommation du ménage de n biens consommables de façon privée et N biens publics. L'alimentation offre un bon exemple d'un bien privé pendant que le chauffage peut, au sein des ménages, servir d'illustration d'un bien public³. Pour un ménage i , ces biens privés et publics sont représentés respectivement par les vecteurs $\mathbf{q}^i = (q_1^i, \dots, q_n^i)'$ et $\mathbf{Q}^i = (Q_1^i, \dots, Q_N^i)'$ avec $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)'$ en $\mathbf{P} = (P_1, \dots, P_N)'$ comme vecteurs de prix y correspondant. La fonction d'utilité qui donne les préférences du ménage i est symbolisée par $u^i(\mathbf{q}^i, \mathbf{Q}^i)$.

Pour ce qui concerne l'approche unitaire, nous considérerons l'exposant i comme indicatif de la composition du ménage. Désignons le ménage de référence (par exemple un couple sans enfants) par $i = c$. L'échelle d'équivalence pour une femme seule (désignée par $i = f$) se définit alors (voir par exemple Lewbel, 2003) comme suit :

$$s_{unit}^f = \min_{\mathbf{q}, \mathbf{Q}} (\mathbf{p}' \mathbf{q}^* + \mathbf{P}' \mathbf{Q}^* \mid u^f(\mathbf{q}^*, \mathbf{Q}^*) = u^c(\mathbf{q}^c, \mathbf{Q}^c)) / (\mathbf{p}' \mathbf{q}^c + \mathbf{P}' \mathbf{Q}^c). \quad (1)$$

L'échelle d'équivalence s_{unit}^f correspond donc aux dépenses minimales nécessaires pour que le ménage f atteigne le même niveau de bien-être que le ménage c , dépenses qui sont alors divisées par les dépenses totales du ménage c .

3. Dans la présente étude, nous partons de l'hypothèse que les biens consommés dans le ménage sont ou des biens privés ou des biens publics et que le caractère privé ou public apparaît clairement à l'observateur externe. On exclut donc la possibilité qu'au sein du même ménage le même bien soit en partie consommé de façon privée et en partie de façon publique (voir par exemple Browning et Chiappori, 1998; Browning, Chiappori et Lewbel, 2004). Notez toutefois que dans un contexte unitaire la distinction entre biens privés et biens publics n'est pas pertinente. On ne l'introduit qu'en anticipant sur la présentation de l'approche collective où des biens comme le logement et le chauffage revêtiront un caractère public.

L'expression (1) montre clairement que l'utilisation d'une telle échelle d'équivalence est basée sur l'hypothèse de la possibilité de comparaison interpersonnelle de bien-être. Cette hypothèse héroïque ne se prête pas à des tests empiriques parce que, sur la base de l'observation du comportement, on ne peut qu'identifier les courbes d'indifférence. La numérotation de celles-ci n'est possible qu'à partir de la *cardinalisation* de la fonction d'utilité qui représente les préférences du ménage (voir par exemple Pollak et Wales, 1992; Slesnick, 1998). Un problème qui est, si possible, encore plus grave, concerne la possibilité de décrire le comportement observé d'un couple par une carte de courbes de préférences consistante. Comme il a été dit dans l'introduction, les données empiriques poussent plutôt à la conclusion contraire : les restrictions théoriques qui sous-tendent le modèle unitaire sont la plupart du temps rejetées quand on les confronte au comportement de consommation observé.

1.2 *L'approche collective et les échelles d'équivalence intrafamiliales*

L'approche collective du comportement des ménages (voir Chiappori, 1988, 1992) constitue une alternative récente à l'approche unitaire. Comme son nom l'indique, cette approche prend explicitement en compte le fait que des ménages à plusieurs personnes sont composés d'individus dont les préférences peuvent être différentes. En plus, il est supposé que les membres du ménage s'engagent dans des processus de négociation résultant dans des allocations intrafamiliales efficaces selon le critère de Pareto.

Dans ce qui suit, nous nous limitons à des couples sans enfants⁴. Les préférences des deux individus composant le couple sont représentées par les fonctions d'utilité $u^f(\mathbf{q}^f, \mathbf{Q})$ et $u^m(\mathbf{q}^m, \mathbf{Q})$. Contrairement à l'approche unitaire, la consommation totale par le ménage de biens privés ne figure pas comme argument dans ces fonctions d'utilité. Ce sont les consommations *individuelles* qui y apparaissent. On aura donc \mathbf{q}^f et \mathbf{q}^m dont la somme correspond à la consommation du ménage. Il faut faire remarquer que les enquêtes budgétaires nous donnent la consommation du ménage dans son ensemble et non la consommation de chaque membre pris séparément. Notez aussi que les consommations du *ménage* des différents biens publics figurent comme arguments dans les deux fonctions d'utilité. Pour finir, on suppose l'absence d'externalités en matière de consommation de biens privés à l'intérieur du ménage.

4. Cette limitation nous semblait s'imposer parce qu'à partir d'un certain âge, les enfants peuvent disposer d'un pouvoir de négociation au sein du ménage, ce qui rendrait l'analyse plus complexe. En outre, l'augmentation de la taille des ménages peut nécessiter d'autres hypothèses sur les variables observables en vue de pouvoir identifier la consommation des membres du ménage pris séparément (voir Bourguignon, 1999; Dauphin et Fortin, 2001).

Il est bien établi dans la littérature que (dans le contexte décrit ci-dessus) chaque allocation efficace selon le critère de Pareto peut être représentée par une solution du problème de maximisation qui suit (voir par exemple Chiappori, 1988; Browning et Chiappori, 1998; Chiappori *et al.*, 2002) :

$$\max_{\mathbf{q}^f, \mathbf{q}^m, \mathbf{Q}} \mu u^m(\mathbf{q}^m, \mathbf{Q}) + (1 - \mu) u^f(\mathbf{q}^f, \mathbf{Q}) \quad (2)$$

sous la contrainte

$$\mathbf{p}'(\mathbf{q}^f + \mathbf{q}^m) + \mathbf{P}' \mathbf{Q} \leq x$$

où x représente les dépenses totales du couple. Les poids (positifs) μ et $(1 - \mu)$ de la fonction de bien-être social linéaire donnée ci-dessus dépendent en général du vecteur des variables exogènes $(x, \mathbf{p}, \mathbf{P})$ et peuvent également être interprétés comme un indicateur du pouvoir de négociation respectif des membres du ménage. En effet, à côté du vecteur des variables exogènes $(x, \mathbf{p}, \mathbf{P})$, ces poids peuvent également dépendre des facteurs dits de distribution qu'on représente par le vecteur \mathbf{z} . Il s'agit de variables qui influencent la position de négociation des individus sans pour autant affecter les préférences et sans qu'elles influencent directement la contrainte budgétaire (Browning et Chiappori, 1998). Les parts des revenus individuels dans le revenu du ménage offrent des exemples de tels facteurs de distribution.

Chiappori (1988, 1992) a démontré dans le contexte d'une offre de travail avec un bien de consommation hicksien et en supposant des préférences égoïstes (c'est-à-dire sans externalités et sans consommation publique) que la consommation privée non observable pouvait être identifiée à une constante près. Cela veut concrètement dire que la variation de la consommation individuelle en conséquence, par exemple, de la variation du revenu est identifiable, mais que les parts individuelles dans les dépenses totales restent inconnues. Dans Chiappori (1988, 1992), il a par ailleurs été démontré que les préférences individuelles sont identifiables à une translation près. Ces résultats ont été étendus de différentes manières à un contexte avec biens publics dans Bourguignon (1999), Chiappori, Blundell et Meghir (2002), Browning, Chiappori et Lewbel (2004) et Donni (2004).

Notre article se rapproche le plus de Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Ces auteurs proposent un modèle collectif où la consommation du ménage observée est convertie en *équivalents-biens-privés* en utilisant une technologie de consommation à estimer. Cette dernière capte toutes les économies d'échelle et tous les degrés de consommation publique possibles à l'intérieur du ménage. Le modèle est complètement identifié grâce à l'hypothèse que les individus vivant en couple ont les mêmes préférences par rapport aux *équivalents-biens-privés* que les individus du même sexe vivant seuls. Dans ce qui suit nous retenons cette dernière supposition. Nous nous éloignons toutefois de Browning, Chiappori et Lewbel (2004) en fixant *a priori* quels biens sont consommés de manière privée et lesquels le sont de manière publique. Ainsi, on peut se passer d'une estimation

simultanée, très complexe, de paramètres de comportement, de paramètres associés avec les poids affectés aux fonctions de bien-être et de paramètres représentant la technologie de consommation⁵.

Une fois que les composantes structurelles du modèle collectif dans l'équation (2) sont identifiées, il devient possible de donner des définitions alternatives d'échelles d'équivalence (voir Lewbel, 2002, 2003; Browning, Chiappori et Lewbel, 2004) :

$$s_{coll}^f = \min_{\mathbf{q}^f, \mathbf{Q}} (\mathbf{p}' \mathbf{q}^* + \mathbf{P}' \mathbf{Q}^* \mid u^f(\mathbf{q}^*, \mathbf{Q}^*) = u^f(\mathbf{q}^f, \mathbf{Q})) / (\mathbf{p}'(\mathbf{q}^f + \mathbf{q}^m) + \mathbf{P}' \mathbf{Q}) \quad (3)$$

et

$$s_{coll}^m = \min_{\mathbf{q}^m, \mathbf{Q}} (\mathbf{p}' \mathbf{q}^* + \mathbf{P}' \mathbf{Q}^* \mid u^m(\mathbf{q}^*, \mathbf{Q}^*) = u^m(\mathbf{q}^m, \mathbf{Q})) / (\mathbf{p}'(\mathbf{q}^f + \mathbf{q}^m) + \mathbf{P}' \mathbf{Q}) . \quad (4)$$

À l'instar de Browning *et al.* (2004), nous appelons ces égalités des échelles d'équivalence intrafamiliales. Le numérateur de l'égalité (3) donne les dépenses minimales pour qu'une femme seule atteigne le même niveau de bien-être que celui qu'elle aurait en vivant en couple et en disposant, dépendant de sa position de négociation, d'un ensemble $(\mathbf{q}^f, \mathbf{Q})$ de biens de consommation. L'échelle d'équivalence s_{coll}^f est alors égale au quotient de ces dépenses et des dépenses du couple. L'échelle d'équivalence donne par conséquent la part des dépenses totales d'un couple que la femme devrait effectuer pour atteindre en célibataire le même niveau de bien-être que celui qu'elle aurait vivant en couple. Une échelle d'équivalence similaire peut être définie pour l'individu m . Il faut noter que la somme pour les deux membres du ménage de ces échelles d'équivalence ne peut pas être inférieure à un (elle sera égale à un en l'absence de biens publics).

Contrairement à l'échelle d'équivalence traditionnelle dans l'égalité (1), les échelles d'équivalence intrafamiliales en (3) et (4) n'exigent pas de comparabilité interpersonnelle des utilités. C'est le niveau d'utilité de la même personne qui est comparé entre deux situations : celle de la vie célibataire et celle de la vie en couple. En remplaçant dans les égalités (1) et (3) $u^f(.,.)$ par une transformation monotone croissante arbitraire $F^f(u^f(.,.))$, il est clair que s_{unit}^f en sera affecté tandis que s_{coll}^f ne le sera pas.

5. Il est peut-être utile de situer plus explicitement notre traitement de la distinction entre biens privés et biens publics par rapport à celui de Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Considérez les vecteurs \mathbf{g} et \mathbf{h} représentant respectivement le vecteur de la consommation observée et le vecteur des *équivalents-biens-privés*. Ce dernier vecteur qui est non observé comprend la somme des consommations individuelles des *équivalents-biens-privés* : $\mathbf{h} = \mathbf{h}^f + \mathbf{h}^m$. La transformation de \mathbf{g} en \mathbf{h} se fait à travers une technologie de consommation dans Browning *et al.* (2004). Pour un bien purement privé, on a $g_i = h_i$. Dès qu'un bien a une composante bien public, nous obtenons (pour une technologie simple) $h_i = b_i g_i$, où $b_i - 1$ constitue la fraction dans laquelle le bien est consommé « collectivement ». Pour un bien public pur, b_i est donc égal à 2. Dans notre approche, les biens sont ou bien purement privés, ou bien purement publics et les paramètres de la technologie citée ci-dessus sont déterminés *a priori*.

Ainsi qu'il est décrit dans Browning *et al.* (2004), le concept d'échelle d'équivalence intrafamiliale est important, par exemple, pour la détermination d'une assurance-vie optimale. Imaginez un couple dont l'épouse ne travaille pas et qui dépense x euros par an. Pour que l'épouse, devenue veuve, maintienne son niveau de bien-être, elle devrait recevoir de la compagnie d'assurance une indemnité annuelle de $s_{coll}^f \cdot x$. Dans Lewbel (2003), il est traité de l'applicabilité de ces échelles d'équivalence collectives pour la détermination de l'indemnité en cas d'accident mortel.

Dans Browning *et al.* (2004), on propose aussi une méthode pour mesurer les économies d'échelle liées à la vie en couple. Dans notre approche où la détermination des biens privés et des biens publics se fait *a priori*, cette échelle de mesure est égale à :

$$e_{coll} = 1 + \frac{\mathbf{P}'\mathbf{Q}}{\mathbf{p}'(\mathbf{q}^f + \mathbf{q}^m) + \mathbf{P}'\mathbf{Q}}. \quad (5)$$

Le dénominateur de la fraction dans le membre droit de l'équation (5) contient les dépenses en biens privés et publics d'un couple, tandis que le numérateur reprend les seules dépenses pour biens publics. Il est évident que l'expression constitue un indicateur des économies d'échelle que génère la vie en couple. En supposant successivement les deux cas extrêmes d'une consommation zéro de biens publics et d'une consommation zéro de biens privés, on se rend aisément compte que l'indicateur prendra dans les cas réalistes d'une consommation positive des deux catégories de biens une valeur se situant entre 1 et 2.

2. LE MODÈLE EMPIRIQUE

Dans cette section, nous traitons du modèle empirique qui nous permettra de calculer les échelles d'équivalence intrafamiliales.

Les préférences des individus vivant en couple, comme celles des femmes et hommes vivant seuls sont représentées par une fonction d'utilité du type Stone-Geary

$$u^j = \sum_{i=1}^n \alpha_i^j \ln(q_i^j - \gamma_i^j) + \sum_{i=1}^N \beta_i^j \ln(Q_i - \delta_i), \quad j = f, m \quad (6)$$

où α_i^j , β_i^j , γ_i^j et δ_i sont des coefficients qui dépendent de caractéristiques démographiques comme l'âge et le niveau d'éducation. Ces paramètres constituent des éléments typiques des vecteurs respectifs $\boldsymbol{\alpha}^j$, $\boldsymbol{\beta}^j$, $\boldsymbol{\gamma}^j$, et $\boldsymbol{\delta}$. Il est à remarquer que

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i^j + \sum_{i=1}^N \beta_i^j = 1.$$

Pour un couple qui prend des décisions qui sont optimales selon le critère de Pareto, le problème de maximisation se présente donc ainsi :

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{q}^f, \mathbf{q}^m, \mathbf{Q}} & \mu \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i^m \ln(q_i^m - \gamma_i^m) + \sum_{i=1}^N \beta_i^m \ln(Q_i - \delta_i) \right) \\ & + (1 - \mu) \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i^f \ln(q_i^f - \gamma_i^f) + \sum_{i=1}^N \beta_i^f \ln(Q_i - \delta_i) \right) \end{aligned} \quad (7)$$

sous la contrainte

$$\mathbf{p}'(\mathbf{q}^f + \mathbf{q}^m) + \mathbf{P}' \mathbf{Q} \leq x.$$

Cet exercice de maximisation s'exprime par les équations suivantes pour les consommations individuelles non observées des biens privés et des biens publics :

$$\begin{aligned} \mathbf{q}^f &= \boldsymbol{\gamma}^f + (1 - \mu) \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^f (x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \\ \mathbf{q}^m &= \boldsymbol{\gamma}^m + \mu \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^m (x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \\ \mathbf{Q} &= \boldsymbol{\delta} + (\mu \tilde{\boldsymbol{\beta}}^m + (1 - \mu) \tilde{\boldsymbol{\beta}}^f) (x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}) \end{aligned} \quad (8)$$

où les vecteurs $\tilde{\boldsymbol{\alpha}}^j$ et $\tilde{\boldsymbol{\beta}}^j$ ($j = m, f$) contiennent les éléments typiques respectifs $\tilde{\alpha}_k^j = \frac{\alpha_k^j}{p_k}$ et $\tilde{\beta}_k^j = \frac{\beta_k^j}{P_k}$. La consommation des ménages observée s'obtient en additionnant les consommations individuelles de f et m , ce qui donne le système d'équations de la demande des couples suivant :

$$\begin{aligned} \mathbf{q} &= \boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f + (\mu \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^m + (1 - \mu) \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^f) (x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \\ \mathbf{Q} &= \boldsymbol{\delta} + (\mu \tilde{\boldsymbol{\beta}}^m + (1 + \mu) \tilde{\boldsymbol{\beta}}^f) (x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}). \end{aligned} \quad (9)$$

Il reste la spécification des poids μ et $(1 - \mu)$. Comme déjà mentionné, les poids accordés au bien-être des deux partenaires dépendent des variables exogènes du problème de maximisation (7) et des facteurs de distribution. Comme il est tout à fait plausible que ces poids ne varieront pas si les dépenses totales et les prix sont multipliés par le même facteur positif, nous les supposons homogènes de degré zéro par rapport aux dépenses et aux prix. Nous le faisons en les supposant dépendants des dépenses réelles. Cela signifie plus concrètement que c'est la variable $\tilde{x} = \frac{x}{\mathbf{w}' \mathbf{p} + \mathbf{W}' \mathbf{P}}$ (où \mathbf{w} et \mathbf{W} représentent les vecteurs des parts de budget moyennes dans chacun des groupes de biens) qui détermine les poids⁶. Nous prendrons comme facteur de distribution la part des revenus propres de la femme (y^f) dans la somme des revenus de f et m (y)

6. Il est, en principe, possible d'estimer les poids associés aux prix. En pratique, la variation des prix au sein de notre base de données est trop limitée pour suivre une telle approche.

$$z = \frac{y^f}{y} \quad (10)$$

où z est maintenant un nombre scalaire⁷.

Les poids μ et $(1 - \mu)$ se trouvent compris entre 0 et 1. C'est la raison pour laquelle nous utilisons la spécification suivante pour la fonction μ :

$$\mu = \frac{\exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}{1 + \exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}. \quad (11)$$

En remplaçant μ par (11) dans l'équation (9), nous obtenons un système d'équations en termes de variables observables. Il est toutefois clair que les paramètres γ^f et γ^m ne sont pas identifiables à partir d'une base de données qui ne contient que des couples. En outre, un modèle collectif général avec des biens publics et des biens privés n'est pas forcément identifié de façon unique (voir Chiappori et Ekeland, 2002). Ce sont ces raisons pour lesquelles nous avons retenu l'hypothèse que les préférences des individus vivant en couple sont les mêmes que celles des individus du même sexe vivant seuls⁸.

Par souci d'efficacité économétrique, nous estimons les paramètres simultanément, c'est-à-dire en utilisant des données relatives aussi bien à des couples qu'à des célibataires (plutôt que d'estimer successivement les paramètres de comportement et les paramètres de μ à partir de bases de données différentes). À ce propos nous introduisons les variables muettes d_1 et d_2 . S'il s'agit d'un couple, les deux variables muettes prennent la valeur de 1; pour un homme seul, elles prennent respectivement les valeurs de 1 et 0; et pour une femme seule, enfin, ces variables deviennent respectivement égales à 0 et 1. On obtient, finalement, le système suivant d'équations de demande qu'on peut estimer à partir d'une base de données composées de couples et des deux groupes de célibataires :

7. Trouver des facteurs de distribution adéquats s'avère parfois difficile. Ainsi Chiappori, Fortin et Lacroix (2002) ont recours à la législation régissant le divorce comme facteur de distribution. En Belgique cette variable est inutilisable, cette législation étant la même dans toutes les régions.

8. Cette hypothèse constituant une condition nécessaire à l'identification de tous les paramètres du modèle, elle ne se prête pas à une vérification empirique (voir également Browning, Chiappori et Lewbel, 2004).

$$\begin{aligned}
 \mathbf{q} &= d_1 \boldsymbol{\gamma}^m + d_2 \boldsymbol{\gamma}^f + (x - \mathbf{p}'(d_1 \boldsymbol{\gamma}^m + d_2 \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \\
 &\left(d_1 d_2 \left(\left(\frac{\exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}{1 + \exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})} - 1 \right) \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^m - \frac{\exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}{1 + \exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})} \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^f \right) + d_1 \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^m + d_2 \tilde{\boldsymbol{\alpha}}^f \right), \\
 \mathbf{Q} &= \boldsymbol{\delta} + (x - \mathbf{p}'(d_1 \boldsymbol{\gamma}^m + d_2 \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \\
 &\left(d_1 d_2 \left(\left(\frac{\exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}{1 + \exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})} - 1 \right) \tilde{\boldsymbol{\beta}}^m - \frac{\exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})}{1 + \exp(\mu_0 + \mu_1 z + \mu_2 \tilde{x})} \tilde{\boldsymbol{\beta}}^f \right) + d_1 \tilde{\boldsymbol{\beta}}^m + d_2 \tilde{\boldsymbol{\beta}}^f \right).
 \end{aligned} \tag{12}$$

Il est aisé de vérifier que les différentes combinaisons des valeurs possibles pour les variables d_1 et d_2 réduisent le système général en (12) à des systèmes de demande pour respectivement des couples, des hommes seuls et des femmes seules⁹.

Pour calculer enfin des échelles d'équivalence, il nous faut d'une part la fonction d'utilité indirecte des individus vivant en couple et d'autre part la fonction des coûts pour ces mêmes individus, si ceux-ci vivaient seuls (voir les équations (3) et (4)). Une fois que le système de l'équation (12) est identifié, ces équations de demande individuelle pour les biens privés (8) sont également connues. En insérant ces équations de la demande dans les fonctions d'utilité directes de l'équation (6), nous obtenons la forme fonctionnelle suivante pour la fonction d'utilité indirecte (collective) des individus vivant en couple :

$$\begin{aligned}
 \psi^f(\mu(\tilde{x}, z), x, \mathbf{p}, \mathbf{P}) &= \sum_{i=1}^n \alpha_i^f \ln((1 - \mu) \tilde{\alpha}_i^f) + \sum_{i=1}^N \beta_i^f \ln(\mu \tilde{\beta}_i^m + (1 - \mu) \tilde{\beta}_i^f) \\
 &\quad + \ln(x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}),
 \end{aligned} \tag{13}$$

$$\begin{aligned}
 \psi^m(\mu(\tilde{x}, z), x, \mathbf{p}, \mathbf{P}) &= \sum_{i=1}^n \alpha_i^m \ln(\mu \tilde{\alpha}_i^m) + \sum_{i=1}^N \beta_i^m \ln(\mu \tilde{\beta}_i^m + (1 - \mu) \tilde{\beta}_i^f) \\
 &\quad + \ln(x - \mathbf{p}'(\boldsymbol{\gamma}^m + \boldsymbol{\gamma}^f) - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}).
 \end{aligned}$$

La fonction d'utilité indirecte pour des individus vivant seuls est celle qui correspond à des préférences Stone-Geary :

$$\psi^j(x, \mathbf{p}, \mathbf{P}) = \sum_{i=1}^n \alpha_i^j \ln(\tilde{\alpha}_i^j) + \sum_{i=1}^N \beta_i^j \ln(\tilde{\beta}_i^j) + \ln(x - \mathbf{p}' \boldsymbol{\gamma}^j - \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta}), \quad j=f, m. \tag{14}$$

9. Il faut faire remarquer que des préférences Stone-Geary impliquent des courbes d'Engel linéaires pour les célibataires. Mais comme dans l'application empirique, des agrégats de biens plutôt larges sont utilisés, l'hypothèse s'avère moins restrictive qu'elle n'apparaît de prime abord (voir par exemple Deaton et Muellbauer, 1980). Il faut enfin noter que les courbes d'Engel pour couples sont non linéaires; cela à cause de l'interdépendance des dépenses totales et du poids μ .

La fonction des coûts pour célibataires s'obtient simplement en inversant l'équation (14) :

$$x = c(u^j, \mathbf{p}, \mathbf{P}) = \mathbf{p}' \boldsymbol{\gamma}^j + \mathbf{P}' \boldsymbol{\delta} + \exp(u^j) \prod_{i=1}^n (\tilde{\alpha}_i^j)^{-\alpha_i^j} \prod_{i=1}^N (\tilde{\beta}_i^j)^{-\beta_i^j}, \quad j = f, m. \quad (15)$$

Ainsi, nous avons identifié tous les éléments pour estimer les échelles d'équivalence intrafamiliales.

3. DONNÉES ET RÉSULTATS EMPIRIQUES

3.1 Description des données

Pour l'application empirique, nous utilisons les enquêtes de budget de 1996-1997, 1997-1998 et 2000 qui sont effectuées par l'Institut national de statistique. Ces enquêtes, qui sont représentatives pour les ménages belges, contiennent les dépenses détaillées, les revenus et les caractéristiques démographiques pour 8 070 ménages. Pour la présente application, nous ne retenons que les femmes vivant seules, les hommes vivant seuls et les couples sans enfants ni autres membres de ménage. Toutes les personnes sont des salariés travaillant à plein temps. Cette sélection résulte finalement en un échantillon contenant 395 couples, 423 femmes seules et 467 hommes seuls. Cette base de données a été complétée par des prix exogènes provenant de Belgostat (Banque Nationale de Belgique).

Afin de limiter au maximum le problème des dépenses égales à zéro, nous modélisons sept groupes de biens de consommation non durables : (1) alimentation et boissons, (2) habillement et dépenses pour soins personnels, (3) transport, (4) dépenses pour loisirs, (5) logement, (6) énergie et (7) une catégorie résiduelle¹⁰. Nous supposons dans tout l'exercice que le logement et l'énergie constituent des biens publics au sein du ménage. On peut trouver une description statistique résumée des trois groupes de ménages au tableau A.1 de l'annexe.

3.2 Estimation des paramètres

Afin de ne pas rendre trop complexe le modèle de l'équation (12), nous supposons que seuls les paramètres $\boldsymbol{\alpha}^j$ et $\boldsymbol{\beta}^j$ ($j = m, f$) sont hétérogènes par rapport aux caractéristiques démographiques observables. Pour ces paramètres, nous supposerons plus spécifiquement les fonctions linéaires qui suivent :

10. L'accent mis sur les biens de consommation non durables suppose que cet ensemble est séparable des biens durables. La non-séparabilité entre biens non durables et temps de loisir est implicitement admise parce que l'échantillon ne contient que des personnes travaillant à plein temps. Voir Browning et Meghir (1991), Browning et Chiappori (1998) et Browning *et al.* (2004).

$$\alpha^j = \alpha_0^j + \alpha_1^j \cdot a^j + \alpha_2^j \cdot r_1^j + \alpha_3^j \cdot r_2^j + \alpha_4^j \cdot e_1^j + \alpha_5^j \cdot e_2^j + \alpha_6^j \cdot e_3^j \quad (j = m, f) \tag{16}$$

$$\beta^j = \beta_0^j + \beta_1^j \cdot a^j + \beta_2^j \cdot r_1^j + \beta_3^j \cdot r_2^j + \beta_4^j \cdot e_1^j + \beta_5^j \cdot e_2^j + \beta_6^j \cdot e_3^j \quad (j = m, f)$$

où a^j représente l'âge de l'individu j , où r_1^j et r_2^j sont des variables muettes régionales et où e_1^j , e_2^j et e_3^j sont des variables muettes pour le niveau d'éducation de l'individu j ¹¹.

Le tableau A.2 donne les résultats des estimations des équations (12) et (16). Le modèle a été estimé en utilisant la méthode SUR (*seemingly unrelated regressions*)¹².

À cause de la singularité de la matrice variance-covariance, l'équation de la demande pour les biens de la catégorie résiduelle n'a pas été estimée. Les paramètres relatifs à cette équation peuvent être calculés à travers la condition d'addition à partir des paramètres des autres équations qui, elles, ont été estimées. Notez que les paramètres $\gamma^j(j = m, f)$ et δ auraient dû être inférieurs à la consommation observée minimale des biens correspondants pour qu'on obtienne des préférences Stone-Geary consistantes (voir, par exemple, Barten et Böhm, 1982). La présence de dépenses zéro pour certains groupes de biens entraîne que quelques paramètres ne satisfont pas ce critère. Ces dépenses zéro étant probablement dues au caractère intermittent des achats (vu le niveau d'agrégation relativement élevé), on n'a pas imposé de restrictions sur les paramètres. Les paramètres qui ont été estimés s'avèrent toutefois nettement plus petits que la consommation moyenne des groupes de biens de consommation correspondants en ce qui concerne les femmes et hommes seuls.

Comme l'atteste le tableau, un certain nombre de paramètres sont significativement différents de zéro. Les paramètres des équations des demandes des femmes diffèrent de façon relativement importante des paramètres associés aux équations de demande pour les hommes, et cela aussi bien en ce qui concerne leur niveau que leur degré de signification. Plutôt que d'analyser en détail les résultats des estimations, nous allons nous concentrer sur les paramètres de la fonction μ qui mesure la position de négociation de l'homme (voir l'équation (2)). Les trois paramètres dans cette fonction diffèrent de façon significative de zéro. Le paramètre μ_1 , associé à la part de la femme dans le revenu du ménage, a un signe négatif. Ce qui implique que la position de négociation de l'homme se détériore (et celle de la femme s'améliore) si la femme a, toutes autres choses étant égales, une part plus grande dans le revenu du ménage. Le signe positif de μ_2 implique que la position

11. Voir l'annexe pour la signification précise de ces variables.

12. Cette méthode d'estimation ne prend pas en compte le fait que les dépenses totales pourraient être endogènes. Nous avons donc opéré un test d'endogénéité des dépenses totales à travers l'approche de l'« *augmented regression* » (voir Wooldridge, 2001). Il s'est avéré que ce n'est que pour l'alimentation et l'habillement qu'un problème d'endogénéité pourrait se poser. Comme les paramètres des deux méthodes d'estimation sont qualitativement et quantitativement assez similaires, nous avons préféré nous en tenir aux seuls résultats de l'estimation SUR.

de négociation de l'homme dans le couple s'améliore avec l'augmentation des dépenses du ménage. Cela signifie que son poids dans la fonction de bien-être linéaire (7) s'accroît et, par conséquent, qu'il peut s'approprier une plus grande part de la consommation privée et/ou qu'il peut orienter la consommation du couple vers les biens publics qui lui procurent une utilité relativement plus élevée. Il faut, enfin, faire remarquer que le fait d'avoir des paramètres estimés μ_1 et μ_2 significativement différents de zéro, entraîne le rejet du modèle unitaire où les préférences sont représentées par des préférences Stone-Geary.

Le tableau 1 donne quelques élasticités-revenu pour les couples et pour les deux groupes de célibataires. Comme on pouvait s'y attendre, les biens alimentation et boissons, logement et énergie constituent des biens essentiels, quelle que soit la composition du ménage. Exception faite du transport, qui est un bien essentiel pour les femmes seules, tous les autres agrégats de biens sont des biens supérieurs. Les différences en termes absolus sont relativement élevées entre les différents types de ménage. Ainsi l'élasticité pour l'habillement et les soins personnels est beaucoup plus grande pour les personnes seules que pour les couples. Mais, même à l'intérieur d'un seul type de ménage, l'élasticité-revenu varie considérablement pour certains biens.

TABLEAU 1
ÉLASTICITÉS-REVENU

	COUPLES		FEMMES SEULES		HOMMES SEULS	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Alimentation et boissons	0,37	0,10	0,62	0,13	0,42	0,13
Habillement et soins personnels	1,21	1,12	2,69	4,65	1,44	0,29
Transport	1,32	0,15	0,81	0,25	1,67	0,61
Loisirs	1,45	0,21	1,37	0,19	1,75	0,69
Logement	0,29	0,07	0,48	0,10	0,34	0,12
Énergie	0,30	0,09	0,50	0,23	0,31	0,10
Catégorie résiduelle	1,38	0,15	1,25	0,14	1,71	0,60

3.3 Échelles d'équivalence intrafamiliales et économies d'échelle

Le tableau 2 donne quelques échelles d'équivalence intrafamiliales ainsi qu'une mesure des économies d'échelle liées à la vie en couple (voir équations (3), (4) et (5)). Ces chiffres ont été calculés à l'aide de l'estimation du modèle collectif pour le couple belge moyen en 2000, c'est-à-dire ayant les caractéristiques démographiques moyennes (voir tableau A.1 de l'annexe). Les échelles d'équivalence et les indicateurs pour les économies d'échelle ne dépendent pas seulement des caractéristiques démographiques à travers les préférences mais dépendent également du niveau des dépenses du ménage et de la part de la femme dans le revenu total du ménage.

TABLEAU 2

ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE INTRAFAMILIALES ET ÉCONOMIES D'ÉCHELLE
D'UN COUPLE BELGE MOYEN EN 2000

x	z	μ	u^f	u^m	x^f	x^m	s_{coll}^f	s_{coll}^m	e_{coll}
20 902,78	0,38	0,27	7,42	6,64	16 613,44	9 718,15	0,79	0,46	1,32
27 672,98	0,38	0,38	7,73	7,37	19 900,30	14 065,13	0,72	0,51	1,28
33 136,04	0,38	0,48	7,84	7,82	21 340,12	18 816,54	0,64	0,57	1,25
20 902,78	0,45	0,25	7,45	6,56	16 851,10	9 435,74	0,81	0,45	1,32
27 672,98	0,45	0,35	7,77	7,31	20 352,55	13 560,83	0,74	0,49	1,28
33 136,04	0,45	0,45	7,89	7,77	21 973,68	18 147,65	0,66	0,55	1,26
20 902,78	0,50	0,23	7,47	6,50	17 049,86	9 196,36	0,82	0,44	1,32
27 672,98	0,50	0,33	7,80	7,25	20 738,80	13 123,94	0,75	0,47	1,28
33 136,04	0,50	0,42	7,92	7,72	22 525,20	17 556,49	0,68	0,53	1,26

NOTE : x : dépenses annuelles en euros pour biens non durables; z : part de la femme dans le revenu commun; μ : position de négociation de l'homme; u^j : niveau d'utilité pour $j(j = f, m)$; x^j : dépenses minimales pour atteindre, étant seul, le niveau de bien-être qu'on aurait en vivant en couple; s_{coll}^f x^j / x ; e_{coll} : économies d'échelle de la vie en couple.

Dans la première colonne du tableau 2, nous donnons les dépenses annuelles (x) correspondant respectivement au premier quartile, à la moyenne et au troisième quartile de l'échantillon. La deuxième colonne donne les valeurs correspondantes pour la part de la femme dans le revenu commun (z). La troisième colonne contient la position de négociation de l'homme pour les différentes combinaisons des variables x et z (voir équation (11)). Vu les signes des paramètres estimés, il est évident que la position de négociation de l'homme s'améliore avec

l'augmentation des dépenses du ménage tandis qu'elle se détériore quand la part de la femme dans le revenu commun s'accroît. La variation de la position de négociation en fonction des variables exogènes est répercutée à son tour dans les niveaux de bien-être des individus, comme le montrent les variables u^f et u^m (voir équation (13)).

Les colonnes intitulées x^f et x^m donnent les dépenses minimales nécessaires pour que respectivement la femme et l'homme en vivant seul maintiennent le niveau de bien-être qu'ils auraient en vivant en couple. Notez que ces dépenses dépendent de la position de négociation des deux membres du ménage. En divisant ces dépenses par les dépenses du ménage, nous obtenons les échelles d'équivalence intrafamiliales s_{coll}^f et s_{coll}^m (voir équations (3) et (4)). Le tableau montre ainsi qu'une femme vivant dans un couple dépensant en moyenne 27 673 et apportant en moyenne 45 % du revenu commun, aura besoin d'environ 74 % des dépenses du ménage pour maintenir, vivant seule, le niveau de bien-être qu'elle aurait en appartenant au couple. Pour l'homme, environ la moitié des dépenses suffirait pour qu'il ait le même niveau de bien-être vivant seul qu'en vivant en couple. Les échelles d'équivalence se rapprochent toutefois quand les dépenses du ménage augmentent. Il faut faire remarquer que les échelles d'équivalence sont plus sensibles aux variations des dépenses totales qu'aux variations de la part de la femme dans le revenu commun.

La dernière colonne du tableau 2, enfin, donne les économies d'échelle liées à la vie en couple (voir équation (5)). Un couple avec des dépenses moyennes et dont la femme dispose de la part moyenne du revenu commun, aurait à dépenser 28 % en plus si les membres du couple devaient se procurer séparément les biens de consommation privés et publics. Ces économies d'échelle s'amenuisent toutefois avec l'augmentation des dépenses du ménage. Cela s'explique par le fait qu'au sein du ménage les biens publics sont des biens essentiels, tandis que les biens classés comme privés sont, la plupart du temps, des biens de luxe (voir tableau 1). Par conséquent, la part des dépenses consacrées aux biens privés s'accroît et celle destinée aux biens publics diminue avec l'augmentation générale des dépenses.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons présenté un modèle collectif avec consommation publique. Le modèle est une version simplifiée du modèle de Browning, Chiappori et Lewbel (2004). Tandis que ces auteurs tiennent compte d'une technologie de consommation très générale, incorporant toutes les économies d'échelle liées à la vie en couple, nous déterminons *a priori* quels sont, à l'intérieur du ménage, les biens qui sont privés et ceux qui sont publics. Comme c'est le cas dans Browning *et al.* (2004), notre modèle permet le calcul des échelles d'équivalence intrafamiliales. Celles-ci tentent d'apporter une réponse à la question du niveau de dépenses dont une femme seule aurait besoin pour atteindre le niveau de bien-être qu'elle aurait en vivant dans un couple dépensant, par exemple,

25 000 euros. Comme ces échelles d'équivalence n'exigent pas des comparaisons interpersonnelles d'utilité, elles échappent à une critique qu'on adresse la plupart du temps à ces dernières.

Le modèle a été appliqué à des données belges tirées de trois enquêtes de budget belges récentes effectuées par l'Institut National de la Statistique. Le système de demandes collectives qui a été estimé comprend sept agrégats de biens, où le logement et l'énergie sont considérés comme des biens publics. L'échantillon se limitait à des gens vivant seuls et à des couples sans enfants. En outre, tous les individus étaient des salariés travaillant à plein temps. Les préférences des individus vivant en couple aussi bien que la position de négociation de ces individus sont complètement identifiées grâce à l'hypothèse que des individus vivant en couple ont les mêmes préférences relatives aux biens privés et biens publics que les personnes du même sexe vivant seuls. Les estimations révélaient que la position de négociation de l'homme à l'intérieur du ménage s'améliore de façon significative avec l'augmentation des dépenses du ménage. Cette position se dégrade toutefois avec l'augmentation de la part de la femme dans le revenu commun.

Le calcul des échelles d'équivalence intrafamiliales démontrait qu'en moyenne, une femme a besoin d'environ 75 % des dépenses du ménage pour réaliser, vivant seule, le niveau de bien-être qu'elle aurait eu en vivant en couple. L'homme du même couple n'aurait besoin que d'environ la moitié des dépenses du ménage pour atteindre, en vivant seul, le niveau de bien-être qu'il aurait eu en vivant en couple. Les deux échelles se rapprochent quand les dépenses des ménages augmentent. Pour finir, un indicateur des économies d'échelle liées à la vie en couple a été calculé. Il apparaissait ainsi qu'un couple à dépenses moyennes et à une part aussi moyenne de la femme dans le revenu commun aurait besoin de 28 % de dépenses en plus si les biens privés et publics étaient achetés par les deux individus séparément.

Nous espérons que cette application empirique a démontré la capacité de l'approche collective à fournir des réponses théoriquement fondées à des questions spécifiques dans le domaine de l'économie du bien-être.

ANNEXE

172

TABLEAU A.1

CARACTÉRISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET ÉCONOMIQUES DE L'ÉCHANTILLON ÉTUDIÉ

	COUPLES		FEMMES SEULES		HOMMES SEULS	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge homme	39,26	10,97			42,15	10,62
Âge femme	37,26	10,88	40,74	9,88		
Variable muette régionale 1	0,58	0,49	0,40	0,49	0,49	0,50
Variable muette régionale 2	0,25	0,43	0,24	0,43	0,27	0,44
Variable muette éducation 1 femme	0,39	0,49	0,39	0,49		
Variable muette éducation 2 femme	0,41	0,49	0,35	0,48		
Variable muette éducation 3 femme	0,12	0,33	0,22	0,41		
Variable muette éducation 1 homme	0,49	0,50			0,49	0,50
Variable muette éducation 2 homme	0,27	0,44			0,27	0,44
Variable muette éducation 3 homme	0,17	0,38			0,18	0,39
Dépenses pour des biens non durables	26 914,55	8 458,76	17 425,19	6 264,95	17 109,82	6 386,28
Revenu attribuable à la femme	13 986,44	5 504,59	16 833,03	5 642,82		

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

TABLEAU A.1 (suite)

	COUPLES		FEMMES SEULES		HOMMES SEULS	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Revenu attribuable à l'homme	17 929,14	8 103,69			17 836,74	7 612,00
Part du revenu de la femme dans le revenu commun	0,44	0,11				
Part de l'alimentation et des boissons dans le budget	0,14	0,05	0,11	0,05	0,11	0,06
Part de l'habillement et des soins personnels dans le budget	0,12	0,07	0,13	0,09	0,06	0,06
Part du transport dans le budget	0,11	0,08	0,08	0,07	0,11	0,09
Part des loisirs dans le budget	0,20	0,11	0,17	0,10	0,20	0,11
Part du logement dans le budget	0,23	0,08	0,31	0,10	0,30	0,10
Part de l'énergie dans le budget	0,05	0,03	0,06	0,05	0,05	0,03
Part de la catégorie résiduelle dans le budget	0,15	0,08	0,14	0,09	0,16	0,10

NOTE : Variable muette régionale 1 = région flamande (la région Bruxelles capitale : catégorie de référence). Variable muette régionale 2 : 1 = région wallonne.
 Variable muette éducation 1 : 1 = diplôme enseignement secondaire (absence de diplôme ou diplôme de l'enseignement primaire : catégorie de référence).
 Variable muette éducation 2 : 1 = diplôme de l'enseignement supérieur non universitaire. Variable muette éducation 3 : 1 = diplôme de l'enseignement universitaire. Toutes les variables monétaires sont exprimées en euros par an. Le revenu attribuable comprend le revenu du travail et, le cas échéant, les revenus de capital. Cette variable exclut toutefois le loyer imputé des ménages qui sont propriétaires de leur propre maison.

TABLEAU A.2

LES ESTIMATIONS SUR DU MODÈLE COLLECTIF

	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE
Équation pour l'alimentation et les boissons				
	Femme		Homme	
α_{10}^j (constante)	0,046	0,023	0,042	0,023
α_{11}^j (âge)	0,001	0,000	0,001	0,000
α_{12}^j (variable muette régionale 1)	-0,007	0,007	-0,027	0,007
α_{13}^j (variable muette régionale 2)	0,006	0,008	-0,010	0,008
α_{14}^j (variable muette éducation 1)	-0,008	0,014	-0,014	0,018
α_{15}^j (variable muette éducation 2)	-0,025	0,015	-0,020	0,018
α_{16}^j (variable muette éducation 3)	-0,038	0,016	-0,033	0,018
γ_1^j	1 190,259	113,5	1 316,85	82,04
Équation pour l'habillement et les soins personnels				
	Femme		Homme	
α_{20}^j (constante)	0,262	0,045	0,084	0,044
α_{21}^j (âge)	0,001	0,001	-0,000	0,001
α_{22}^j (variable muette régionale 1)	-0,019	0,014	-0,006	0,013
α_{23}^j (variable muette régionale 2)	-0,069	0,017	0,018	0,015
α_{24}^j (variable muette éducation 1)	-0,011	0,028	0,005	0,034
α_{25}^j (variable muette éducation 2)	0,001	0,028	-0,008	0,034
α_{26}^j (variable muette éducation 3)	-0,060	0,030	0,017	0,035
γ_2^j	-215,66	349,3	105,36	187,2

TABLEAU A.2 (suite)

	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE
Équation pour le transport				
	Femme		Homme	
α_{30}^j (constante)	0,166	0,046	0,259	0,045
α_{31}^j (âge)	-0,003	0,001	-0,002	0,001
α_{32}^j (variable muette régionale 1)	0,027	0,014	0,000	0,014
α_{33}^j (variable muette régionale 2)	0,024	0,017	0,050	0,016
α_{34}^j (variable muette éducation 1)	-0,020	0,029	0,015	0,035
α_{35}^j (variable muette éducation 2)	-0,001	0,029	-0,003	0,035
α_{36}^j (variable muette éducation 3)	0,019	0,031	0,023	0,036
γ_3^j	749,93	202,0	-5,696	227,2
Équation pour les loisirs				
	Femme		Homme	
α_{40}^j (constante)	0,230	0,058	0,327	0,057
α_{41}^j (âge)	-0,001	0,001	-0,002	0,001
α_{42}^j (variable muette régionale 1)	0,021	0,018	0,031	0,017
α_{43}^j (variable muette régionale 2)	-0,036	0,021	-0,062	0,020
α_{44}^j (variable muette éducation 1)	0,034	0,037	0,080	0,045
α_{45}^j (variable muette éducation 2)	0,025	0,037	0,099	0,046
α_{46}^j (variable muette éducation 3)	0,074	0,039	0,104	0,046
γ_4^j	772,55	354,4	-47,574	354,4

TABLEAU A.2 (suite)

	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE
Équation pour la catégorie résiduelle (paramètres calculés à travers la condition de l'addition)				
	Femme		Homme	
α_{50}^f (constante)	0,189	–	0,261	–
α_{51}^f (âge)	-0,001	–	0,002	–
α_{52}^f (variable muette régionale 1)	-0,011	–	0,024	–
α_{53}^f (variable muette régionale 2)	0,048	–	0,044	–
α_{54}^f (variable muette éducation 1)	0,020	–	-0,122	–
α_{55}^f (variable muette éducation 2)	0,003	–	-0,131	–
α_{56}^f (variable muette éducation 3)	0,020	–	-0,170	–
γ_5^f	739,85	–	-3,703	–

TABLEAU A.2 (suite)

	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE
Équation pour le logement (bien public)		
β_{10}^m (constante)	0,017	0,043
β_{11}^m (âge)	0,001	0,001
β_{12}^m (variable muette régionale 1)	-0,029	0,013
β_{13}^m (variable muette régionale 2)	-0,053	0,016
β_{14}^m (variable muette éducation 1)	0,045	0,034
β_{15}^m (variable muette éducation 2)	0,067	0,035
β_{16}^m (variable muette éducation 3)	0,067	0,035
β_{10}^f (constante)	0,092	0,042
β_{11}^f (âge)	0,002	0,001
β_{12}^f (variable muette régionale 1)	-0,028	0,014
β_{13}^f (variable muette régionale 2)	-0,015	0,016
β_{14}^f (variable muette éducation 1)	-0,007	0,028
β_{15}^f (variable muette éducation 2)	0,001	0,028
β_{16}^f (variable muette éducation 3)	0,008	0,029
δ_1	3 661,34	139,9

TABLEAU A.2 (suite)

	PARA- MÈTRE ESTIMÉ	ÉCART- TYPE
Équation pour l'énergie (bien public)		
β_{20}^m (constante)	0,011	0,017
β_{21}^m (âge)	0,000	0,000
β_{22}^m (variable muette régionale 1)	0,006	0,005
β_{23}^m (variable muette régionale 2)	0,012	0,006
β_{24}^m (variable muette éducation 1)	-0,009	0,013
β_{25}^m (variable muette éducation 2)	-0,006	0,013
β_{26}^m (variable muette éducation 3)	-0,009	0,014
β_{20}^f (constante)	0,015	0,016
β_{21}^f (âge)	0,000	0,000
β_{22}^f (variable muette régionale 1)	0,017	0,006
β_{23}^f (variable muette régionale 2)	0,041	0,007
β_{24}^f (variable muette éducation 1)	-0,008	0,011
β_{25}^f (variable muette éducation 2)	-0,005	0,011
β_{26}^f (variable muette éducation 3)	-0,022	0,012
δ_2	702,10	46,37
Le poids de l'homme dans l'équation (7)		
μ_0 (constante)	-1,839	0,675
μ_1 (y^f / y)	-1,721	0,779
μ_2 (\tilde{x})	0,000072	0,000016

BIBLIOGRAPHIE

- APPS, P. et R. REES (1988), « Taxation and the Household », *Journal of Public Economics*, 35 : 355-369.
- BARTEN, A. et V. BÖHM (1982), « Consumer Theory » in K. ARROW et M. INTRILIGATOR (éds), *Handbook of Mathematical Economics. Volume 2*, North-Holland, Amsterdam, p. 381-429.
- BOURGUIGNON, F. (1999), « The Cost of Children: May the Collective Approach to Household Behavior Help? », *Journal of Population Economics*, 12 : 503-521.
- 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*, 29 : 137-156.
- BRETT, C. (1998), « Tax Reform and Collective Family Decision-making », *Journal of Public Economics*, 70 : 425-440.
- BROWNING, M., F. BOURGUIGNON, P.-A. CHIAPPORI et V. LECHENE (1994), « Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation », *Journal of Political Economy*, 102 : 1 067-1 096.
- BROWNING, M. et P.-A. CHIAPPORI (1998), « Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests », *Econometrica*, 66 : 1 241-1 278.
- BROWNING, M., P.-A. CHIAPPORI et A. LEWBEL (2004), « Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power », mimeo, Boston College, Chestnut Hill.
- BROWNING, M. et C. MEGHIR (1991), « The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands », *Econometrica*, 59 : 925-951.
- CHIAPPORI, P.-A. (1988), « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, 56 : 63-89.
- CHIAPPORI, P.-A. (1992), « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, 100 : 437-467.
- CHIAPPORI, P.-A., R. BLUNDELL et C. MEGHIR (2002), « Collective Labour Supply with Children », working paper 02/08, Institute for Fiscal Studies, London.
- CHIAPPORI, P.-A. et O. DONNI (2004), « Les modèles collectifs de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'Actualité économique*, le présent numéro.
- CHIAPPORI, P.-A. et I. EKELAND (2002), « The Microeconomics of Group Behavior: Identification », working paper, University of Chicago, Chicago.
- CHIAPPORI, P.-A., B. FORTIN et G. LACROIX (2002), « Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 110 : 37-72.
- COUPRIE, H. (2003), « Time Allocation Within the Family: Welfare Implications of Life in Couple », Manuscrit, GREQAM.
- DAUPHIN, A. et B. FORTIN (2001), « A Test of Collective Rationality for Multi-person Households », *Economics Letters*, 71 : 205-209.

- DEATON, A. et J. MUELLBAUER (1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- DONNI, O. (2004), « A Collective Model of Household Behavior with Private and Public Goods: Theory and some Evidence from US Data », manuscrit, Université du Québec à Montréal.
- FORTIN, B. et G. LACROIX (1997), « A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply », *Economic Journal*, 107 : 933-955.
- HADDAD, L. et R. KANBUR (1990), « How Serious is the Neglect of Intra-household Inequality? », *Economic Journal*, 100 : 866-881.
- LEWBEL, A. (1997), « Consumer Demand Systems and Household Equivalence Scales » in M.H. PESARAN et P. SCHMIDT (éds), *Handbook of Applied Econometrics. Volume II: Microeconomics*, Oxford, Blackwell Publishers, p.167-201.
- LEWBEL, A. (2002), « Equivalence Scales Based on Collective Household Models », mimeo, Boston College, Chestnut Hill.
- LEWBEL, A. (2003), « Calculating Compensation in Cases of Wrongful Death », *Journal of Econometrics*, 113 : 115-128.
- POLLAK, R. et T. WALES (1992), *Demand System Specification and Estimation*, Oxford University Press, Oxford.
- SLESNICK, D. (1998), « Empirical Approaches to the Measurement of Welfare », *Journal of Economic Literature*, 36 : 2108-2165.
- VERMEULEN, F. (2002), « Collective Household Models: Principles and Main Results », *Journal of Economic Surveys*, 16 : 533-564.
- VERMEULEN, F. (2004), « And the Winner is... An Empirical Evaluation of Unitary and Collective Labour Supply Models », à paraître dans *Empirical Economics*.
- WOOLDRIDGE, J. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge.