
Estimation des échelles d'équivalence des ménages seniors et d'âge actif en France

Document de Travail
Working Paper
2016-32

Ikpidi Badji



UMR 7235

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
(bâtiment G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : nasam.zaroualete@u-paris10.fr

université
Paris Ouest

Nanterre La Défense

Estimation des échelles d'équivalence des ménages seniors et d'âge actif en France*

Ikpidi Badji[†]

*L'auteur remercie M. Ragot Lionel, M. Sene Omar, Mme Couprie Hélène, M. Didier Blanchet, les participants à la réunion du comité enquête budget des familles à l'INSEE pour leurs commentaires et remarques. Je reste seule responsable des omissions qui peuvent subsister

[†]EconomiX-CNRS, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, Chaire Transition Démographique Transition Economique, Email : ikpidibadji@gmail.com

Résumé

Pour fixer les barèmes des prélèvements obligatoires et les prestations sociales pour des ménages de taille et de composition différentes, les pouvoirs publics s'appuient sur les échelles d'équivalence. En considérant les économies d'échelles réalisées au sein des ménages (partage de biens collectifs), l'échelle d'équivalence permet de calculer le montant de dépenses ou de revenu supplémentaires d'un ménage de taille et de composition donnée, pour atteindre le niveau d'utilité d'un ménage composé d'une seule personne. La valeur des échelles d'équivalence dépend de la structure de consommation ou du mode de vie des ménages.

Est-ce que l'échelle d'équivalence utilisée actuellement (applicable à l'ensemble de la population) et mise en oeuvre dans les années 1990 demeure pertinente suite aux évolutions des modes de vies ? Sont-elles adaptées aux ménages seniors (60 ans et plus) et aux ménages d'âge actif (moins de 60 ans) dont la structure de consommation est différente de l'ensemble de la population ? Comment les échelles spécifiques aux postes de consommation ont-elles évolué depuis les années 1990 ? Ce papier mobilise les enquêtes budget des familles de 1979 à 2010 pour estimer les échelles d'équivalence globales applicables à l'ensemble de la population, les échelles d'équivalence pour les sous-populations de seniors et les ménages d'âge actif, les échelles spécifiques aux postes de consommation. Nos résultats suggèrent que l'échelle mise en oeuvre au milieu des années 1990 est toujours adaptée au mode de vie actuel. Toutefois, cette échelle sous-estime le niveau de vie et les économies d'échelles réalisées au sein des ménages seniors et surestime le niveau de vie et les économies d'échelles réalisées dans les ménages d'âge actif.

Mots clés : modèle de consommation, échelle d'équivalence, économie d'échelle, doubles moindres carrés

JEL codes : C36 ; D11 ; D12

Abstract

To fix the scales of compulsory levies and social benefits for households of different size and composition, public authorities rely on the equivalence scale. Accounting for economies of scale achieved in households (shared public goods), the equivalence scale allows to calculate the additional amount of expenditures or income of a given household, in order to reach the utility level of a one-person household. The value of the equivalence scale depends on the consumption structure or equivalently the lifestyle of households.

Is the equivalence scale currently used (applicable to the entire population) and implemented in the 1990s still relevant despite the changes in lifestyles ? Are they adapted to senior households (60 years and more) and working-age households (less than 60 years) whose consumption structure is different from that of the whole population ? How has consumption-specific scales evolved since the 1990s ? This paper uses survey data on family budget (les enquêtes budget des familles) from 1979 to 2010 to estimate the overall equivalence scales applicable to (i) the general population, (ii) subpopulations of seniors and (iii) working-age households as well as (iv) the consumption-specific scales. Our results suggest that the implemented scale in the middle of 1990s is still adapted to current lifestyle. However, this scale underestimates the living standards and economies of scale achieved in senior households and overestimates those of the working-age households.

Keywords : consumer model, equivalence scale, economies of scale, two-stage least squares

JEL codes : C36 ; D11 ; D12

1 Introduction

En France, pour fixer les barèmes des prélèvements obligatoires et ceux des prestations sociales pour des ménages de taille et de composition différentes, les pouvoirs publics s'appuient sur les échelles d'équivalence¹. Les statisticiens utilisent également les échelles d'équivalence pour comparer le niveau de vie des ménages de taille et de composition différentes. Il est à noter que les échelles d'équivalence sont définies comme étant le rapport entre les dépenses d'un ménage de taille et de composition données et d'une personne seule ayant le même niveau de vie (Lechêne (1993) ; Hourriez and Olier (1997) ; Browning et al. (2013)). En d'autres termes, une échelle d'équivalence cherche à mettre en évidence, pour un ménage de taille et de composition données, le montant de dépense supplémentaire pour atteindre le niveau d'utilité d'une personne seule. Comme la consommation des ménages est composée des biens individuels² et collectifs, les échelles d'équivalence appréhendent l'économie d'échelle réalisée par les ménages. Par exemple, un couple qui dépense mensuellement 400 euros en bien collectif, 400 euros en bien individuel pour la femme et 400 euros en bien individuel pour l'homme, aura le même niveau d'utilité qu'une personne seule ayant dépensé aussi 400 euros en bien collectif et 400 euros en bien individuel. De ce fait, pour un même niveau d'utilité, la personne seule dépense 800 euros alors que le couple ne dépense que 1200 euros au lieu de 1600 si ce couple vivait séparément³. Ceci a été possible grâce aux économies d'échelle réalisées par le couple sur les biens collectifs. Ainsi, une part importante des biens collectifs dans la consommation totale d'un ménage se traduit par d'importante économie d'échelle et l'échelle d'équivalence (ratio entre les besoins d'un couple et une personne seule) diminue. D'ailleurs, la hausse de la part des biens collectifs, notamment celui du logement dans les années 1980-1990, s'est accompagnée de l'abandon de l'échelle d'Oxford qui estime les besoins d'un couple par rapport à une personne seule à 1,7⁴ au profit de l'échelle de l'OCDE modifiée qui estime les besoins

1. À titre d'exemple, au 1er janvier 2016, le RSA (revenu de solidarité active) est de 524,68 euros pour une personne seule et de 787,02 euros pour un couple sans enfant. Cette prestation repose sur l'hypothèse selon laquelle le besoin d'un couple représente $787,02/524,68 = 1.5$ celui d'une personne seule. En d'autres termes, l'échelle d'équivalence utilisée compte l'adulte supplémentaire pour la moitié d'une personne seule, soit 0,5 UC.

2. Un bien individuel est utilisé que par une seule personne du ménage (vêtement, médicaments, places de cinéma). En revanche, un bien collectif est utilisé par tous les membres du ménage (sanitaire, télévision).

3. Dans cet exemple, l'échelle d'équivalence est de 1 pour la personne seule et 1,5 (1200/800) pour le couple.

4. Cette échelle d'équivalence attribue 1 UC au premier adulte puis 0,7 UC à chaque adulte supplémentaire et 0,5 UC pour les enfants de moins de 14 ans. En revanche l'échelle de l'OCDE attribue au premier adulte 1 UC et chaque adulte supplémentaire compte pour 0,5 et 0,3 pour l'enfant de moins de 14 ans.

d'un couple par rapport à une personne seule à 1,5 et rend compte d'un accroissement des économies d'échelle réalisées au sein des ménages.

L'estimation de ces échelles d'équivalence standard repose sur le mode de vie (structure de consommation) des ménages qui a évolué depuis les années 1990 et qui varie selon les sous-populations (Consales et al. (2009) ; Olm and Simon (2005)) suggérant une possible évolution des échelles d'équivalence standard et une différence d'échelle d'équivalence selon les sous-populations. D'ailleurs des études récentes (Hotte and Martin (2015) ; Martin and Perivier (2015)) montrent que les échelles d'équivalence standard ne sont pas adaptées aux familles monoparentales puisque celles-ci surestiment les économies d'échelle réalisées par ces ménages. Outre ces différentes limites, il est à noter que l'échelle d'équivalence standard n'est applicable qu'à la consommation totale et non aux différents postes de consommation car les économies d'échelle varient selon les postes de consommation. Elles sont plus importantes pour les biens collectifs et nulles pour les biens individuels. Ainsi (Hourriez and Olier (1997)) montrent à partir des données françaises de 1979 à 1995 que les échelles d'équivalence associées aux biens collectifs sont beaucoup plus faibles comparées aux échelles d'équivalence relatives aux biens individuels.

L'objectif de cet article est de répondre aux questions suivantes : est-ce que l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée mise en oeuvre dans les années 1990 demeure pertinente suite aux évolutions des modes de vies ? En d'autres termes, est-ce que le supplément de montant de dépense dont un couple a besoin pour conserver le même niveau de vie qu'une personne seule a évolué depuis les années 1990 ? Comment les échelles spécifiques aux postes de consommation ont-elles évolué depuis 1995 ? Les échelles d'équivalence de l'OCDE modifiée sont-elles adaptées aux ménages d'âge actif et aux ménages seniors ?

Quelques raisons motivent l'intérêt porté à l'échelle d'équivalence des seniors. En effet, les seniors ont un mode de vie ou une structure de la consommation éloignée de celle de l'ensemble de la population à cause du vieillissement où de l'absence de l'activité professionnelle. Une autre raison est que l'échelle d'équivalence standard suppose par exemple que les personnes seules occupent des logements plus petits que les couples. Alors que les seniors ont tendance à conserver les logements qu'ils occupaient avant le décès de leur conjoint. De ce fait, les dépenses de logement d'un senior vivant seul ne sont pas forcément inférieures aux dépenses de logement d'un couple de seniors (Bonnet and Hourriez (2008)).

Pour répondre à ces questions, nous mobilisons les enquêtes budget des familles de 1979 à 2010 afin d'estimer des échelles d'équivalences globales et spécifiques aux postes de consommation applicables à l'ensemble de la population. Ensuite, nous estimons sur une

période récente (2000 à 2010) des échelles d'équivalence tenant compte de la spécificité du mode de vie de la sous-population des seniors et des ménages d'âge actif. Il est à noter qu'il existe deux méthodes pour estimer les échelles d'équivalence. La première méthode est dite objective et repose essentiellement sur les modèles de consommation. La seconde est dite subjective et est fondée sur une variable qualitative mesurant l'aisance financière des ménages. Chacune des deux méthodes présentent des avantages et des inconvénients. Dans ce article nous utilisons la méthode dite objective et plus précisément le modèle de consommation de Prais-Houthakker pour estimer les échelles d'équivalence. Ce choix tient au fait que ce modèle est adapté aux analyses de la consommation en fonction de la taille du ménage, et à l'étude des mécanismes par lesquels les ménages réalisent des économies d'échelle. Il permet aussi de calculer des échelles spécifiques aux biens et services contrairement à l'approche subjective.

Le reste de l'article s'organise de la manière suivante. Dans la seconde section nous proposons une description des approches utilisées pour calculer les échelles d'équivalence. La section trois est réservée à une description des données et des analyses descriptives. La section quatre expose la démarche empirique utilisée pour estimer les échelles d'équivalence. Enfin la dernière section permet de présenter et d'analyser les résultats obtenus.

2 Mesure des échelles d'équivalence : approche objective et subjective

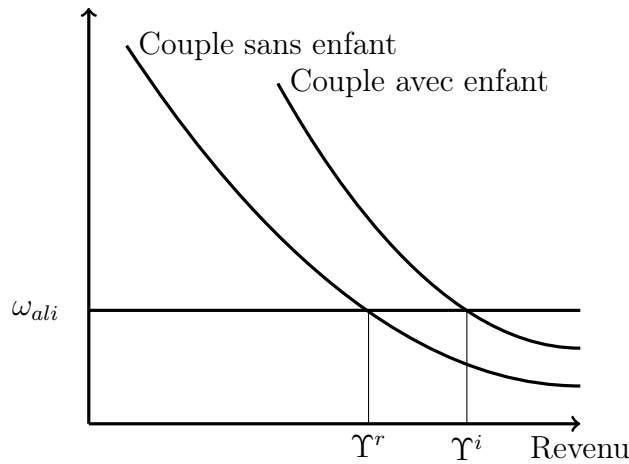
2.1 Les échelles d'équivalence selon l'approche objective

Les échelles d'équivalence objectives sont calculées à partir des données d'enquêtes et des modèles de consommation. Dans la littérature (Deaton and Muellbauer (1986); Tsakloglou (1991); Bradbury (1994)), les modèles fréquemment utilisés sont ceux d'Engel et Rothbarth. Ceci s'explique par leur simplicité de mise en œuvre.

Pour calculer les échelles d'équivalence, le modèle d'Engel (1895) se fonde sur l'hypothèse selon laquelle le coefficient budgétaire de l'alimentation est un indicateur de bien-être. Ce modèle suppose donc que deux ménages ayant le même coefficient budgétaire alimentaire atteignent le même niveau de bien-être, indépendamment de leur composition.

La figure 1 illustre le modèle d'Engel et met évidence la relation entre le revenu et le coefficient budgétaire alimentaire de différents types de famille. D'après celui-ci, pour atteindre un même niveau de bien-être, les ménages de grandes taille ont besoin d'un

FIGURE 1 – Echelle d'équivalence selon le modèle d'Engel
 Coefficient budgétaire alimentaire (ω_{ali})



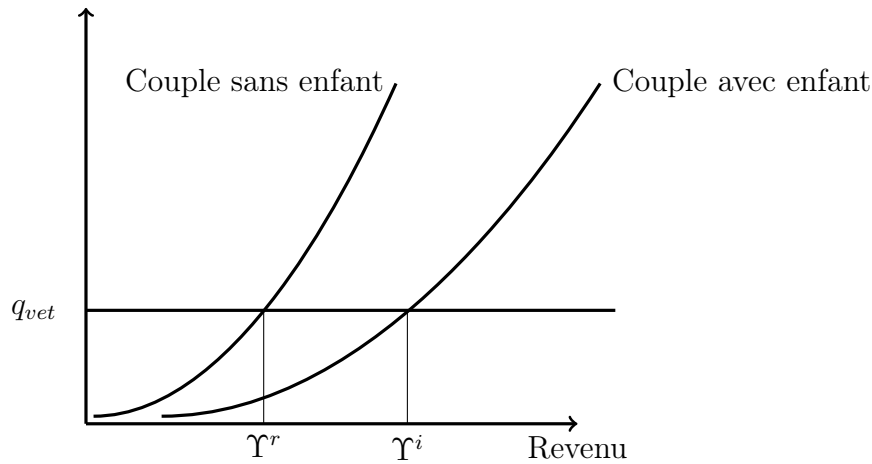
Source : Coulter et al. (1992)

revenu plus important. Si le couple sans enfant est pris comme référence, alors l'échelle d'équivalence d'Engel correspond au rapport entre Υ^i et Υ^r ($m_r^i = \frac{\Upsilon^i}{\Upsilon^r}$). Υ^i correspond au revenu d'un couple avec enfant et Υ^r au revenu d'un couple sans enfant.

Le modèle d'Engel est souvent critiqué (Nicholson (1976); Deaton (1997)) car il repose sur une hypothèse peu plausible et qui n'est pas totalement testable. D'ailleurs, pour montrer en quoi l'hypothèse d'Engel peut être biaisée, (Nicholson (1976)) considère un couple sans enfant avec un niveau de coefficient budgétaire donné. L'arrivée d'un enfant va s'accompagner d'une augmentation du coefficient budgétaire de l'alimentation traduisant une baisse du niveau de bien-être du ménage. Une compensation financière du montant relatif au coût de l'enfant devrait permettre au ménage de retrouver son niveau de vie avant l'arrivée de l'enfant. Or, si la consommation de l'enfant est plus orientée vers les produits alimentaires que les adultes, on aura toujours un coefficient budgétaire alimentaire élevé par rapport à la situation initiale (avant l'arrivée de l'enfant).

Tout comme Engel, le modèle de (Rothbarth (1943)) se fonde aussi sur une hypothèse identifiante du bien-être pour calculer les échelles d'équivalence. L'hypothèse de Rothbarth assimile le bien-être du ménage au montant de la dépense en biens uniquement consommés par les adultes (vêtement pour adulte, alcool, tabac). L'idée intuitive est que l'arrivée d'un enfant dans un ménage va s'accompagner d'une baisse du revenu du ménage puis d'une diminution de la part allouée aux adultes. D'après cette hypothèse, deux ménages avec le même nombre d'adultes ont un niveau de bien-être identique si les dépenses des adultes sont égales. Il est à noter qu'un tel raisonnement s'appuie sur l'hypothèse de séparabilité. Celle-ci signifie que les préférences en matière de consommation des adultes

FIGURE 2 – Echelle d'équivalence selon le modèle de Rothbarth
dépenses des adultes (q_{vet})



Source : Coulter et al. (1992)

sont indépendantes de la configuration familiale. En d'autres termes les préférences des couples sans enfant concernant les consommations « adulte » sont les mêmes que celles des couples avec enfants. Cependant, les tests effectués notamment, sur les données espagnoles (Deaton et al. (1989)), ne valident pas l'hypothèse de séparabilité. Une autre limite de l'hypothèse de Rothbarth concerne la fiabilité de la mesure des dépenses des adultes. La figure 2 illustre le modèle de Rothbarth. D'après cette figure, si l'on observe par exemple dans une enquête qu'un couple sans enfant avec un revenu Υ^r dépense autant en vêtement adulte qu'un couple avec enfants dont le revenu est de Υ^i alors l'échelle d'équivalence selon le modèle de Rothbarth est de $(m_r^i = \frac{\Upsilon^i}{\Upsilon^r})$.

Outre les modèles d'Engel et de Rothbarth qui permettent de calculer les échelles globales, il existe aussi des modèles visant à estimer des échelles spécifiques aux biens et services. Il s'agit des modèles de Prais-Houthakker, Barten introduits respectivement en 1955 et 1964. Ces modèles supposent que les économies d'échelle varient selon les biens et services. Elles sont plus importantes pour les biens collectifs (logement, télévision) et faible pour les biens individuels (vêtement). De ce fait, les échelles d'équivalence vont aussi varier d'un bien à l'autre. Il convient de noter que le modèle de Prais-Houthakker est considéré comme une version simplifiée de celui de Barten. En effet, le modèle de Prais-Houthakker suppose l'absence d'influence des prix relatifs sur la consommation. En d'autres termes, ce modèle n'autorise pas de substitution entre un produit bon marché et un produit cher. Théoriquement cette hypothèse est peu satisfaisante. Cependant elle est tout à fait admissible dans la pratique, si l'on travaille sur des grands postes de consommation peu substituables entre eux. Le modèle de Prais-Houthakker et Barten

sont lourds d'utilisation car ils nécessitent l'estimation d'un système complet de demande. Ces modèles souffrent également d'un problème d'identification. Ceci provient du fait que l'on estime N paramètres avec $N-1$ équations (cf. encadré 1). Ainsi pour estimer les échelles d'équivalence à partir de ces modèles, il est nécessaire de poser une hypothèse supplémentaire : soit celle d'Engel soit celle de Rothbarth.

2.2 Les échelles d'équivalence selon l'approche subjective

Dans l'approche subjective, les échelles d'équivalence sont estimées avec des variables mesurant directement le bien-être ressenti par les ménages. Contrairement à l'approche objective, il n'est pas nécessaire d'utiliser des hypothèses pour identifier le bien-être des ménages car les ménages répondent aux questions qui révèlent leur bien-être. Cette approche a été développée par Van Praad et ses collègues de l'Université de Leyden (Kapteyn and Van Praag (1976)). Par exemple, l'approche de Leyden suppose que chaque personne dispose d'une fonction de bien-être qui dépend du revenu. Ainsi, on identifie le bien-être du ménage à partir de l'appréciation de sa situation financière. Par exemple, sur données françaises, les ménages jugent leur aisance financière ou qualifient leur niveau de vie en répondant aux questions suivantes : « *A propos de votre budget, pouvez-vous me dire celle des propositions suivantes qui convient le mieux à votre cas : vous êtes à l'aise, ça va, c'est juste, mais il faut faire attention, vous y arriverez difficilement* » ; « *Comment pourriez-vous qualifier votre niveau de vie ? très élevé, élevé, plutôt élevé, plutôt faible, très faible* ». Le principal avantage de cette approche est que les ménages déclarent leur niveau de bien-être. Toutefois, cette approche présente aussi quelques limites. La première concerne la sensibilité des résultats aux changements de la formulation des questions (Flik and van Praag (1991)). Sur données françaises, (Hourriez and Olier (1997)) montrent que l'usage des questions directes et indirectes sur les situations financières aboutit à des résultats différents. Deuxièmement, la réponse des ménages peut être influencée par les informations dont ils disposent concernant l'usage de leur réponse. Par exemple, si ces ménages savent ou soupçonnent que l'enquête est utilisée pour déterminer les niveaux de prestations sociales, alors ces derniers pourraient donner des réponses pouvant les favoriser. En conclusion, chaque approche a ses avantages et inconvénients. Dans cet article nous utilisons le modèle de Prais-Houthakker pour estimer les échelles d'équivalence. Ce choix tient au fait que ce modèle est adapté aux analyses de la consommation en fonction de la taille du ménage, et à l'étude des mécanismes par lesquels les ménages réalisent des économies d'échelle. Il permet aussi de calculer des échelles spécifiques aux biens et

services contrairement à l'approche subjective.

Encadré 1 : Modèle de Prais-Houthakker

Ce modèle permet d'analyser à la fois les variations de la consommation des ménages en fonction de la taille du ménage et de calculer les échelles d'équivalence spécifiques à chaque bien de consommation. En d'autres termes, ce modèle permet de déterminer, pour un ménage de composition donnée, le montant de dépense supplémentaire des différents biens et services nécessaire pour atteindre le même niveau d'utilité qu'une personne seule.

Spécification de la fonction de demande d'une personne seule

La fonction de demande utilisée est du type log-log fondée sur le modèle de Stone, 1954.

$$\log(C_k) = A_k + \beta_k * \log(C/P) + \gamma_k * \log(p_k/P) \quad (1)$$

Avec β_k l'élasticité de la consommation totale (revenu) du bien k, P l'indice de prix et C/P qui représente la consommation totale déflatée par l'indice de prix. γ_k est l'élasticité prix.

L'indice de prix selon le modèle de (Stone (1954)) est défini par :

$$\log(P) = \sum_{j=1}^K \omega_j * \log(p_j) \quad (2)$$

Avec ω_j , le coefficient budgétaire des différents biens et services.

La première hypothèse porte sur l'élasticité des prix. En effet, le modèle de Prais-Houthakker suppose une absence d'influence de prix relatifs sur la consommation, c'est à dire $\gamma_k=0$. Il convient de noter que le modèle de (Barten (1964)) lève cette hypothèse et tient compte de l'élasticité prix.

La fonction de demande dans le cadre de ce modèle est donc :

$$\log(C_k) = A_k + \beta_k * \log(C/P) \quad (3)$$

Spécification des échelles d'équivalence

Dans le modèle de Prais-Houthakker, les échelles d'équivalence spécifiques à chaque bien de consommation sont définies sous la forme :

$$m_k[N] = N^{\alpha_k} \quad (4)$$

Avec α_k : élasticité-taille du bien k

Encadré 1 (suite)

Cette forme de l'échelle d'équivalence implique que plus la taille du ménage est grande, plus les économies d'échelle sont importantes dans le ménage. α_k correspond à l'élasticité taille des biens et services. N correspond à la taille du ménage. Celle-ci est modulée en fonction de l'âge des membres du ménage : $N = N_a + BN_e$ avec N_a : nombre d'adultes, N_e : nombre d'enfants de moins de 14 ans, B : le poids d'un enfant de moins de 14 ans par rapport au poids d'un individu de plus de 14 ans. La valeur estimée de ce paramètre est de 0,55 (Hourriez and Olier (1997); Hotte and Martin (2015) ^a). Ainsi le poids d'un enfant de moins de 14 ans est environ la moitié du poids d'un adulte ou d'un adolescent de 14 ans et plus dans la consommation.

Fonction de demande d'un ménage

Pour un bien donné, un ménage de taille N doit dépenser $m_k[N]$ fois plus qu'une personne seule afin d'obtenir les mêmes satisfactions. Ainsi, tout se passe comme si le prix p_k du bien k était multiplié par m_k .

Si la fonction de consommation d'une personne seule est : $C_k = f_k(C, p_1, \dots, p_k)$ alors la fonction de consommation d'un ménage de taille N sera :

$$C_k = m_k f_k(C, p_1 m_1, \dots, m_k p_k) \quad (5)$$

D'après les équations {3} {4} {5}, la consommation d'un ménage de taille N s'écrit :

$$\log(C_k) = \log N^{\alpha_k} + A_k + \beta_k * \log(C/P') \quad (6)$$

P' est l'indice de Stone correspondant aux prix apparents $\{p_1 m_1, \dots, p_k m_k\}$. A partir de l'équation (2) on a :

$$\log(P') = \sum_{j=1}^K \omega_j * \log(p_j * N^{\alpha_j}) = \log(N) \sum_{j=1}^K \omega_j * \alpha_j + \sum_{j=1}^K \omega_j * \log(p_j) = \log(P) + \alpha * \log(N)$$

On obtient $P' = P * N^\alpha$ si l'on pose :

$$\alpha = \sum_{j=1}^K \omega_j * \alpha_j \quad (7)$$

^a les estimations sur des données récentes montrent une stabilité de ce paramètre. De plus la valeur de ce paramètre est aussi cohérent avec l'échelle de l'OCDE modifiée. D'après cette échelle, un adulte supplémentaire compte pour 0,5 et un enfant 0,3. Ainsi le rapport de ces coefficients ($\frac{0,3}{0,5} = 0,6$) indique que le poids d'un enfant est environ la moitié de celui d'un adulte

Encadré 1 (suite)

En normalisant $P=1$ (ce qui revient à assimiler C à la consommation totale déflatée) et en remplaçant P' par N^α dans l'équation (6) le modèle de Prais-Houthakker devient :

$$\log(C_k) = A_k + \beta_k * \log(C/N^\alpha) + \alpha_k * \log N \quad (8)$$

En termes de coefficient budgétaire (en posant $\omega_k = C_k/C$) l'équation devient :

$$\log(\omega_k) = A_k + (\beta_k - 1) * \log(C/N^\alpha) + (\alpha_k - \alpha) * \log N \quad (9)$$

On retrouve l'expression semi-logarithmique de l'équation 10, en faisant un développement limité autour du point moyen $\bar{\omega}_k$:

$$\omega_k = A'_k + \bar{\omega}_k * (\beta_k - 1) * \log(C/N^\alpha) + \bar{\omega}_k(\alpha_k - \alpha) * \log(N) \quad (10)$$

$\bar{\omega}_k$: correspond à la moyenne des ω_k , sur l'ensemble de la population.

En développant le terme $\log(C/N^{\alpha_k})$ on obtient l'équation suivante :

$$\omega_k = A'_k + \bar{\omega}_k(\beta_k - 1)\log(C) + [\bar{\omega}_k(\alpha_k - \alpha) - \alpha\bar{\omega}_k(\beta_k - 1)]\log(N) \quad (11)$$

Identification du modèle de Prais-Houthakker

L'équation 11 n'est pas identifiable car nous avons plus d'inconnues que d'équations. En effet, nous sommes amenés à estimer la valeur des k élasticités-taille (α_k) en fonction de α qui n'est pas connu. Pour ce faire, nous utilisons l'hypothèse d'Engel et de Rothbarth.

Hypothèse de Rothbarth

Cette hypothèse assimile le bien-être aux dépenses de vêtements des adultes (cf. section 2.1) et repose implicitement sur deux postulats :

- les vêtements sont supposés être des biens purement individuels
- les besoins d'un individu en matière de vêtement sont supposés ne pas dépendre de la configuration familiale.

Dans la pratique, l'hypothèse de Rothbarth s'écrit comme suit :

- $\alpha_{vetAdulte} = 0$. En introduisant cette expression dans l'équation 6, on retrouve bien le fait que les dépenses de vêtements des adultes ne dépend pas de la taille ou de la composition du ménage.

Encadré 1 (suite)

– $\alpha_{vet} = 1$. Cette écriture de l’hypothèse de Rothbarth est relative à la consommation de l’ensemble du ménage pour l’ensemble du poste « vêtement ». Elle signifie que la dépense de vêtements est purement individuelle. C’est cette écriture de l’hypothèse de Rothbarth que nous utilisons pour résoudre le problème d’identification.

Il convient de noter qu’en ayant postulé pour les vêtements des adultes $\alpha_{vetAdulte} = 0$, (Hourriez and Olier (1997)) retrouvent pour l’ensemble du poste « vêtement », $\alpha_{vet} = 1$

Hypothèse d’Engel

Celle-ci utilise le coefficient budgétaire de l’alimentation comme un indicateur de bien-être (cf. section 2.1). Dans la pratique cette hypothèse s’écrit :

$$\alpha_{alimentation} = \alpha$$

Mise en oeuvre du modèle

Nous sommes amenés à estimer le modèle suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega_1 = A_1'' + D_1'' \log(C) + E_1'' \log(N) \\ \omega_2 = A_2'' + D_2'' \log(C) + E_2'' \log(N) \\ \dots \\ \dots \\ \omega_k = A_k'' + D_k'' \log(C) + E_k'' \log(N) \end{array} \right. \quad (12)$$

Chaque équation est relative à un poste de consommation

Avec $D_k'' = \bar{\omega}_k(\beta_k - 1)$ et $E_k'' = \bar{\omega}_k(\alpha_k - \alpha) - \alpha \bar{\omega}_k(\beta_k - 1)$

Nous pouvons déduire à partir de E_k'' que :

$$\alpha = \left(\frac{\bar{\omega}_k \alpha_k - E_k''}{D_k'' + \bar{\omega}_k} \right) \quad (13)$$

Avec l’hypothèse de Rothbarth, $\alpha_{vetement} = 1$ on a :

$$\alpha = \frac{\bar{\omega}_{vet} \alpha_{vet} - E_{vet}''}{D_{vet}'' + \bar{\omega}_{vet}} = \frac{\bar{\omega}_{vet} - E_{vet}''}{D_{vet}'' + \bar{\omega}_{vet}} \quad (14)$$

Encadré 1 (fin)

Pour trouver l'élasticité-taille des différents biens hormis celle du vêtement, on utilise l'expression suivante :

$$\alpha_k = \frac{E_k'' + (\bar{\omega}_k + D_k'')\alpha}{\bar{\omega}_k} \quad (15)$$

$\forall k \neq$ du poste vêtement. On obtient ce résultat en remplaçant l'expression (13) dans celle de E_k''

Avec l'hypothèse d' Engel, $\alpha_{alimentation} = \alpha$, l'équation 13 s'écrit :

$$\alpha = \left(\frac{\bar{\omega}_{ali}\alpha - E_{ali}''}{D_{ali}'' + \bar{\omega}_{ali}} \right) \quad (16)$$

$$\alpha = \alpha_{alimentation} = \frac{-E_{ali}''}{D_{ali}''} \quad (17)$$

3 Données et statistiques descriptives

3.1 Description des données : enquêtes budget des familles

Dans le cadre de cette étude, nous mobilisons les enquêtes budgets des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005 et 2010. Ces enquêtes sont réalisées tous les cinq ans par l'INSEE auprès de plus de 10000 ménages en France métropolitaine. Celles-ci visent à reconstituer toute la comptabilité des ménages. Elles recueillent à la fois les ressources et les montants des dépenses de consommations. Les dépenses sont collectées au moyen d'un carnet dans lequel chaque ménage indique le montant de toutes ses consommations pendant 14 jours (cette durée est 7 jours pour l'enquête budget des familles de 2010). Toutefois les dépenses importantes et occasionnelles (loyer, électricité, chauffage, assurance ect.) sont renseignées directement dans le questionnaire. Les données monétaires sont complétées par des informations d'ordre qualitatif sur l'équipement des ménages, les quantités achetées, etc.

Dans les bases de données, les dépenses sont enregistrées en indiquant leur montant, leur nature et détaillées selon une nomenclature contenant plus 700 postes. Toutes les dépenses de consommation sont couvertes. Les dépenses couvrent également les impôts, taxes, primes d'assurances, transferts inter-ménages et remboursements de crédits. Les ressources recensent les informations sur le revenu total en distinguant les revenus salariaux les revenus sociaux, les revenus du patrimoine et les ressources exceptionnelles (gains au loto, héritage, prime de licenciement).

La première phase des traitements des données consiste à assurer la cohérence des postes d'une enquête à l'autre et d'effectuer le regroupement selon 8 grands postes de consommation n'autorisant pas de substitution. Ce choix vise à rendre admissible une hypothèse du modèle théorique de (Prais and Houthakker (1955)) selon laquelle les prix relatifs n'ont pas d'influence sur la consommation des biens et services. En d'autres termes, il n'y a pas de substitution entre un produit bon marché et un produit cher. Dans la pratique, cette hypothèse est acceptable si les postes de consommation étudiés ne sont pas substituables entre eux.

Pour supprimer les effets de l'inflation et permettre la comparaison des résultats dans le temps, les dépenses et revenus sont ramenés en euros de 2010 à l'aide des IPC (indice des prix à la consommation). Il est à noter que dans cet article, la consommation totale privée exclut les impôts et taxes, gros travaux d'entretien, les transferts et les remboursements de prêts.

3.2 Statistiques descriptives : constat d'une modification de mode de vie au cours du temps et selon des sous-populations

3.2.1 Une évolution de la structure de consommation des ménages entre 1979 et 2010

Une baisse des coefficients budgétaires de l'alimentation, de vêtement et d'équipement de maison...

Le poids relatif des différents postes de consommation a évolué sur la période 1979 et 2010. Nous observons une diminution très marquée du poids de l'alimentation sur la période 1979-1995. Cette diminution est relativement modérée sur la période 1995-2010.

Tout comme le coefficient budgétaire de l'alimentation, celui des vêtements s'est réduit au cours du temps. Ce recul est sans doute lié à l'évolution de l'offre de ce bien caractérisée par une diversification des produits, notamment des produits à bas coût (Consales et al. (2009)). La baisse du coefficient budgétaire de l'habillement selon l'âge et au cours du temps semble également illustrer l'effet de l'évolution de la taille du ménage⁵. D'après l'analyse des échelles d'équivalence (Hourriez and Olier (1997)), plus la taille du ménage est grande, plus la part des dépenses à caractère individuel (vêtement) dans le budget de consommation est élevée. À l'inverse, une réduction de la taille du ménage se traduirait par une baisse de la part des dépenses individuelles.

Le poids du poste « équipement de maison » dans la dépense totale connaît aussi une diminution d'environ 1.4 point de pourcentage entre 1979-1995 et 1995-2010.

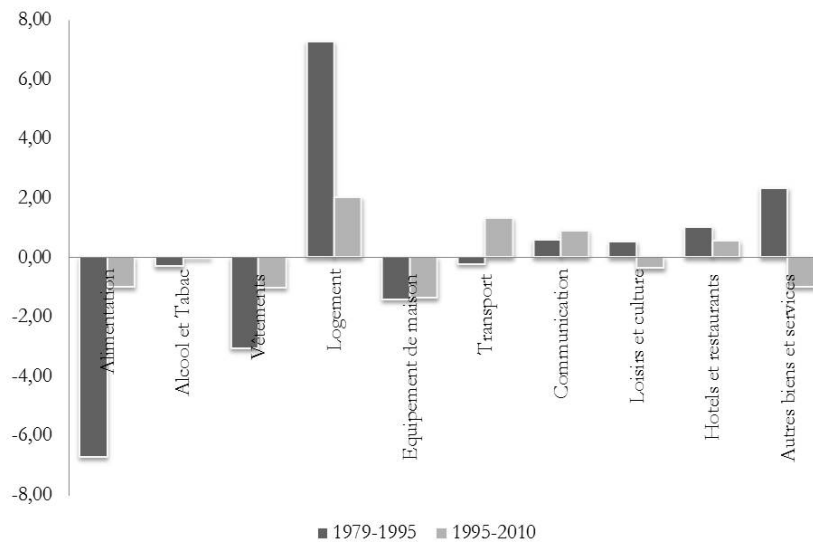
...en faveur des postes logement et communication, hôtels et restaurants.

D'après la figure 3, la dépense de logement (y compris les loyers imputés⁶) occupe une part de plus en plus importante dans le budget de consommation des ménages. La hausse du coefficient budgétaire est très marquée sur la période 1979 à 1995, avec une hausse de 7 points de pourcentage. En revanche entre 1995 et 2010, le coefficient budgétaire du poste logement n'a augmenté que de 2 points.

5. Suite au phénomène du vieillissement, la baisse de la fécondité et la hausse des divorces, la taille des ménages s'est réduite au cours du temps. La taille moyenne des ménages est passée de 2,8 en 1979 à 2,46 en 1995 et 2.21 personnes en 2010.

6. Les loyers imputés correspondent aux loyers que les propriétaires auraient à payer s'ils étaient locataires du logement qu'ils habitent. Ceci permet de neutraliser l'effet trompeur de l'accession à la propriété sur la mesure de la consommation des ménages.

FIGURE 3 – Écart entre les coefficients budgétaires des ménages entre 1979 et 1995 puis 1995 et 2010 (en points de pourcentage)



Lecture : Entre 1979 et 1995, la part de la dépense du poste alimentation a diminué de 6,7 points de pourcentage.

Source : enquêtes budget des familles 1979, 1995, 2010.

L'augmentation du coefficient budgétaire du poste logement traduit d'une part les évolutions à la hausse des prix de l'immobilier et d'autre part un accroissement de la taille⁷ et de la qualité⁸ des logements au cours du temps qui sont associées à des loyers plus importants.

La part de la dépense de communication, hôtels et restaurants dans la consommation totale des ménages a également augmenté au cours temps. Cependant, cette hausse est modérée par rapport à la hausse du coefficient budgétaire du logement.

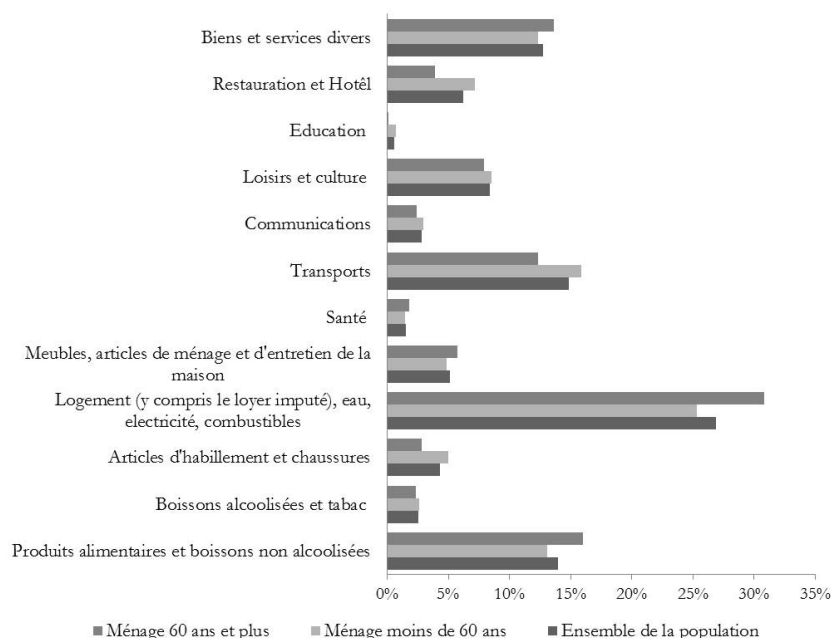
7. Concernant la taille du logement, Laferrere et al. (2006) observe à partir des données d'enquêtes logement de 1973 à 2001 une progression de la taille des logements des ménages au fil des générations jusqu'aux générations nées vers 1950.

8. S'agissant de l'évolution des confort des logements, les statistiques sur les données enquêtes logement indiquent les résultats suivants : En 1978, respectivement, chez les jeunes de moins de 25 ans, et les 25-34 ans 16% et 8% habitent des logements sans installation sanitaire (ni WC ni douche). Cette proportion est de 25% pour les 61-75 ans et 31% pour les plus de 75 ans. En 2006, cette proportion est presque nulle, soit environ 0.6% pour les moins de 25 ans et les 25-34 ans et 0.5% pour les seniors.

3.2.2 La structure de consommation des ménages seniors est différente de celle des ménages d'âge actif

D'après la figure 4, les ménages seniors (ménages dont le chef du ménage a 60 ans et plus) et ceux d'âge actif (ménages dont le chef du ménage a moins de 60 ans) ont une répartition budgétaire différente, ce qui témoigne une différence de besoins et modes de vie. En effet, les seniors allouent un budget faible aux postes de consommation liés au travail (transports, vêtement et café-restauration). À l'inverse, comparé aux ménages d'âge actif, ils affectent un budget plus important aux services, santé, l'alimentation à domicile. Lorsqu'on tient compte des loyers imputés, le coefficient budgétaire du poste logement des ménages seniors est plus important que celui des ménages d'âge actif. Ce constat suggère que les ménages seniors continuent d'occuper de grands logements malgré la baisse de la taille du ménage au fur et à mesure du vieillissement. D'ailleurs une analyse de l'évolution de la taille du logement avec l'âge révèle que, lorsque l'on suit une même génération au fil du temps, on observe que la taille du logement ne se réduit pas avec l'âge (Gobillon and Laferrère (2006)).

FIGURE 4 – Coefficients budgétaires des ménages seniors et d'âge actif en 2010.



Lecture : Sur l'ensemble des ménages, les dépenses en alimentation et boissons non alcoolisées représentent en moyenne 14% des dépenses totales. Pour les seniors ce coefficient budgétaire est de 16%
 Source : enquête budget des familles 2010.

4 Méthode d'estimation

L'objectif est d'estimer le système d'équation suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega_1 = A_1'' + D_1'' \log(C) + E_1'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_1 \\ \omega_2 = A_2'' + D_2'' \log(C) + E_2'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_2 \\ \dots \\ \dots \\ \omega_k = A_k'' + D_k'' \log(C) + E_k'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_k \end{array} \right. \quad (18)$$

Chaque équation est relative à un poste de consommation. Avec $D_k'' = \bar{\omega}_k(\beta_k - 1)$. $E_k'' = \bar{\omega}_k(\alpha_k - \alpha) - \alpha \bar{\omega}_k(\beta_k - 1)$; C : consommation totale; N : la taille du ménage; Z : les variables de contrôle socio-démographiques (âge, lieu de résidence, statut d'occupation du logement, occupation professionnelle de la personne de référence, indicatrices pour les familles monoparentales et personnes seules). Ces variables de contrôles permettent de tenir compte de l'hétérogénéité de comportements de consommation des différents groupes de ménages.

Cette estimation permettra d'obtenir les valeurs des paramètres D_k'' et E_k'' et ensuite de calculer α_k (élasticité des différents biens et services) et α (élasticité relative à la consommation totale). Toutefois l'estimation de ce système d'équation soulève quelques difficultés :

- La première difficulté est liée à la présence de ménages déclarant une consommation nulle pour certains biens analysés. La présence des valeurs nulles peut s'expliquer par le fait que les ménages n'ont effectivement pas consommé certains biens. Ce constat peut être lié aussi à la méthode de collecte des données. En effet, celle-ci consiste à relever les dépenses des ménages à partir des carnets dans lesquels ils inscrivent chaque dépense effectuée pendant deux semaines. Ce sont ces informations qui sont ensuite annualisées puis indiquées dans la base de données. Ainsi l'absence d'un bien dans le carnet ou une valeur nulle dans la base de données ne signifie pas forcément que celui-ci n'est jamais consommé ou rarement consommé. Il se peut simplement que le ménage n'a pas consommé le bien en question pendant les 7 ou 14 jours où il remplit le carnet.
- La seconde difficulté est liée à l'endogénéité de la dépense totale C . En effet, les tests

statistiques⁹ montrent que la consommation est corrélée avec les termes d'erreurs ε_k . Il est à noter que l'endogénéité de la dépense totale dans notre système d'équation est la conséquence d'un biais de simultanéité, c'est à dire que la dépense totale (variable explicative) et les coefficients budgétaires (variables expliquées) sont déterminés de manière simultanée. En effet, le choc de préférence qui affectent la dépense lors du partage du revenu entre l'épargne et la consommation peuvent également toucher l'allocation de la consommation entre les postes de consommation (Robin (1999)). Une autre explication possible de l'endogénéité de la dépense totale est l'erreur de mesure due au processus de collecte de données. Puisque les dépenses sont relevées sur une durée limitée (deux semaines), la consommation d'un ménage peut être minorée si ce dernier dépense relativement peu durant les deux semaines d'enquête par rapport à sa dépense moyenne durant l'année. De même, les dépenses sont majorées pour les ménages qui consomment plus que d'habitude durant la période d'enquête. Dans la mesure où les erreurs de mesures sur les différents postes de consommation rejaillissent sur la consommation totale (Keen (1986)), celles-ci se retrouvent à la fois dans la variable explicative (consommation totale) et la variable expliquée qui est la part de la consommation d'un bien dans la consommation totale (coefficient budgétaire).

En présence d'un biais d'endogénéité, l'estimateur des moindres carrés ordinaires est biaisé. Pour corriger le biais d'endogénéité, nous utilisons la méthode d'estimation des doubles moindres carrés. Cette méthode consiste à faire intervenir dans la régression des instruments correspondant à un ensemble de variables qui déterminent la dépense totale en étant indépendant des termes des erreurs ε_k . La variable utilisée comme instrument de la dépense totale est le revenu. Ce choix se justifie par le fait que le revenu est un déterminant fondamental de la dépense totale mais n'influence pas la répartition du budget de la dépense totale entre les différents postes de consommation.¹⁰ Dans la pratique, cette procédure consiste à régresser dans un premier temps, la dépense totale sur l'instrument (le revenu) et les variables socio-démographiques qui interviennent dans l'estimation du système de demande. On calcule ensuite le résidu de cette première estimation qui est intégré dans l'estimation du système de demande comme variable supplémentaire.

9. Voir les résultats des tests en annexe D.

10. Cette justification suppose implicitement une séparabilité inter temporelle des préférences où le revenu est d'abord réparti entre consommation totale et épargne selon un comportement de prévoyance. Ensuite le budget de consommation est partagé entre les différents postes, indépendamment du revenu (Robin (1999)).

Une solution supplémentaire visant à corriger le biais d'endogénéité, notamment celui lié aux erreurs de mesure, consiste à regrouper les ménages en cellules homogènes selon certaines caractéristiques socio-démographiques (Gardes et al. (2015)). Le regroupement en cellules homogènes permet également de faire disparaître les valeurs nulles des différents postes de consommation.

Ainsi pour trouver les paramètres D_k'' ; E_k'' de l'équation 18, nous estimons tout d'abord un premier modèle où nous appliquons la méthode des doubles moindres carrés sur les données non regroupées en cellules homogènes. Ensuite, nous utilisons la même technique d'estimation sur des données regroupées en cellules homogènes. Ceci nous permettra de tester la robustesse de nos résultats.

Il est à noter que ce sont les variables de contrôles du premier modèle qui sont utilisées pour regrouper nos données en cellules homogènes. Ce choix se justifie par le fait que ces variables sont significatives dans le premier modèle confirmant ainsi une différence de comportement de consommation selon ces différents sous-groupes.

Encadré 2 : Les variables des modèles

Les variables expliquées

- Les coefficients budgétaires de l'alimentation, des vêtements, logement, équipement du logement, transport, communication, loisirs et culture, autres biens et services. Il convient de noter que les dépenses de logement intègrent les loyers réels et fictifs pour les ménages propriétaires. L'omission des loyers fictifs (loyer que les propriétaires auraient à payer s'ils étaient locataires du logement qu'ils habitent) sous estimerait d'une part le niveau de vie des propriétaires et d'autre part pourrait biaiser les résultats à cause de la corrélation qui existe entre la taille du ménage et le fait d'être propriétaire. En effet, nous cherchons à estimer la variation des besoins en matière de logement en fonction de la taille du ménage. Si les ménages de grande taille sont souvent propriétaires, donc versent peu de loyers réels, alors les dépenses de loyers réels diminueraient en fonction de la taille du ménage (Bonnet and Hourriez (2008)). Il est à noter que les enquêtes budget des familles de 1979 à 1995 ne fournissent pas les montants des loyers fictifs. Nous avons donc estimé le montant des loyers fictifs pour les années concernées (cf. annexe C).

Les variables de contrôle

- L'âge de la personne de référence : cette variable est constituée des modalités suivantes : moins de 25 ; 25-29 ; 30-34 ; 35-39 ; 40-44 ; 45-49 ; 50-54 ; 55-59 ; 60-64 ; 65-69 ; 70-74 ; 75-79 ; 80-84 ; plus de 84 ans.
- Statut d'occupation : cette variable est scindée en 4 modalités : en emploi, chômage, retraite et inactif.
- Statut d'occupation de logement : elle est composée de deux modalités : propriétaire et accédant à la propriété ; locataire.
- Zone de résidence : commune rurale ; unité urbaine de moins de 100000 habitants ; unité urbaine de 100000 habitants et plus ; ville de Paris et agglomération Parisienne.
- Sexe de la personne de référence : homme et femme.
- Deux variables indicatrices pour les familles monoparentales et les personnes seules. Ceci se justifie par le fait que les personnes seules et parents isolés ont un comportement de consommation assez atypique (Hourriez and Olier (1997)).

Variable utilisée comme instrument pour l'estimation des doubles moindres carrés

- Revenu disponible des ménages : celui-ci correspond au revenu après déduction des impôts et prélèvements sociaux.

5 Les résultats d'estimation

Les valeurs des élasticités-taille¹¹ applicable à l'ensemble de la population (α) sont reportées dans le tableau 1, d'une part pour les données regroupées en cellules et les données non regroupées en cellules, d'autre part selon les hypothèses de Rothbarth et d'Engel¹². D'après les résultats, les estimations à partir des hypothèses d'Engel et de Rothbarth s'accordent pour donner des résultats à peu près similaires en 1979 et 1984. En revanche pour les années suivantes, les résultats divergent et sont parfois peu cohérents¹³ pour l'hypothèse d'Engel. Ainsi, nos analyses porteront essentiellement sur les résultats obtenus à partir de l'hypothèse de Rothbarth. Ces résultats montrent également que la valeur des élasticités estimées sur les données regroupées en cellules homogènes et non groupées, et sous l'hypothèse de Rothbarth sont à peu près similaires (ce qui témoigne de la robustesse de nos résultats).

TABLE 1 – Estimation des élasticités-taille à partir du modèle de Prais-Houthakker

Données non regroupées en cellules							
Hypothèse de Rothbarth							
	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Ensemble de la population	0,7	0,71	0,64	0,68	0,83	0,52	0,63
Hypothèse d'Engel							
Ensemble de la population	0,66	0,73	0,77	0,71	nd	0,72	0,74
Nombre d'observations	8656	10452	7697	8808	9500	9263	9452
Données regroupées en cellules							
	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Hypothèse de Rothbarth							
Ensemble de la population ¹	0,78	0,77	0,69	0,65	0,66	0,5	0,66
Hypothèse d'Engel							
Ensemble de la population	0,72	0,9	0,81	0,72	nd	0,6	nd
Nombre d'observations	315	325	318	314	308	378	314
Taille moyenne des cellules	27,5	32,2	25,1	28,1	30,8	24,5	30,1

Lecture : ce tableau présente les résultats d'estimation du modèle de Prais-Houthakker avec l'hypothèse de Rothbarth et l'hypothèse d'Engel. Les équations sont estimées à partir des doubles moindres carrés. Le tableau indique l'élasticité taille globale toutes choses égales par ailleurs. Ces paramètres permettent de calculer les échelles d'équivalence $m[N] = N^\alpha$ qui renseignent sur la hausse de la consommation lorsque la taille du ménage augmente. En 1979, un couple dépense $N^{0.78} = 2^{0.78} = 1.72$ fois de plus qu'une personne seule. Ce ratio est de $N^{0.66} = 2^{0.66} = 1.58$ en 2010.

Champs : ensemble de personnes seules, couples sans enfant et couples avec enfants de moins de 25 ans. Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010. Calculs de l'auteur

11. Les résultats d'estimations sont disponibles en annexe F.

12. L'hypothèse de Rothbarth considère les dépenses d'adulte comme indicateur de niveau de vie alors que l'hypothèse d'Engel considère les dépenses alimentaires comme indicateur de niveau de vie (cf. section 2).

13. Alors qu'une élasticité-taille est comprise en principe entre 0 et 1, cette hypothèse conduit à des élasticités qui sont supérieures à 1

Le coût d'un adulte supplémentaire au sein d'un ménage est stable depuis 1995...

Ces élasticités taille permettent de calculer les échelles d'équivalence, donc le montant de dépense supplémentaire pour qu'un ménage garde le même niveau de vie lorsque sa taille augmente d'une personne (le « coût » d'un individu supplémentaire au sein d'un ménage). Sur la période 1979-2010, les élasticités-taille relatives à la consommation totale sont comprises entre 0 et 1, suggérant que les dépenses n'augmentent pas strictement proportionnellement à la taille du ménage du fait de la réalisation d'économies d'échelle au sein du ménage. Une élasticité de 1 signifie que la dépense de consommation doit augmenter de la même façon que la taille du ménage pour garder le même niveau de vie. À l'inverse, une élasticité proche de 0 suggère que le budget de consommation du ménage laisse une place importante aux biens collectifs comme le logement et une place faible aux biens les plus individuels. Le ménage réalise dans ce cas des économies d'échelle importantes.

En 1979 et 1984, les valeurs de ces élasticités sont de 0,78 et 0,77. Cela signifie qu'un ménage composé de deux adultes dépensait $N^{0,78} = 2^{0,78} = 1,72$ fois plus qu'un ménage d'une personne pour avoir le même niveau de vie. Ainsi la présence d'une personne supplémentaire (adulte) s'accompagnait d'une hausse de la consommation totale d'environ 70%¹⁴. Ces résultats sont en accord avec les échelles d'équivalences d'Oxford (il s'agit d'une échelle d'équivalence où le premier adulte compte pour une unité de consommation et chaque adulte supplémentaire compte pour 0,7 et chaque enfant pour 0,5). Avec cette échelle d'équivalence, les besoins d'un couple sans enfant représente 1,7 fois ceux d'une personne seule) et les estimations menées par (Hourriez and Olier (1997))¹⁵. Les résultats montrent également que les valeurs des élasticités ont baissé depuis 1984 pour atteindre 0,65 en 1995 avant de se stabiliser. Ainsi depuis 1995, un ménage de deux adultes dépense $N^{0,65} = 2^{0,65} = 1.57$ fois plus qu'un ménage d'une personne afin d'avoir le même niveau

14. Il convient de noter que contrairement aux échelles de l'Ocde modifiée ou d'Oxford qui sont sous forme d'unité de consommation (le coût d'une personne supplémentaire ne décroît pas avec la taille du ménage), ce coût décroît avec la hausse de la taille du ménage. Cela provient du fait que dans notre étude les échelles d'équivalence sont définies sous la forme suivante : $m_k[N] = N^{\alpha_k}$, soit une fonction concave en N . Ceci implique que plus la taille s'accroît, plus les économies d'échelle sont importantes. Cette spécification présente deux défauts. D'une part, elle sous estime l'économie d'échelle lié à la mise en couple car la valeur de l'échelle est relativement élevé pour $N=2$. D'autre part elle suppose que le coût de l'enfant est plus élevé pour le premier enfant d'un ménage que pour les suivants. Or ceci n'est pas vérifié. Il est à noter que (Hourriez and Olier (1997)) ont montré que la spécification linéaire est plus adaptée aux données que la spécification concave en N . Toutefois la spécification concave en N est souvent utilisé car elle rend les calculs plus simple

15. Il est à noter que les valeurs des échelles obtenues entre 1979 et 1995 à partir de la méthode objective sous l'hypothèse de Rothbarth sont proches de celles que ces auteurs ont obtenu avec l'approche subjective. Il en est de même pour la période 2000-2010. Dans l'annexe G nous comparons les échelles d'équivalence issues de la méthode subjective et objective (sous l'hypothèse de Rothbarth) entre 1979 et 2010.

de vie que ce dernier. En d'autres termes, l'arrivée d'un adulte supplémentaire s'accompagne d'une hausse de la consommation totale d'environ 57%. Ceci semble donc justifier l'utilisation de l'échelle de l'Ocde modifiée depuis les années 1990 qui attribue une unité de consommation au premier adulte et 0,5 pour chaque adulte supplémentaire et 0,3 aux enfants de moins de 14 ans. Avec cette échelle d'équivalence, les besoins d'un ménage de deux adultes représentent 1,5 fois ceux d'une personne seule.

TABLE 2 – Comparaison des échelles d'équivalence estimées à partir du modèle de Prais-Houthakker sous l'hypothèse de Rothbarth et les échelles de l'Ocde modifiée et Oxford

	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010	Oxford	Ocde modifiée
Personne seule	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1,72	1,71	1,61	1,57	1,58	1,41	1,58	1,7	1,5
Couple avec									
1 enfant de -14 ans	2,08	2,06	1,91	1,84	1,85	1,60	1,85	2,2	1,8
Couple avec									
1 enfant de + 14 ans	2,36	2,33	2,13	2,04	2,06	1,73	2,06	2,7	2

Lecture : la formule utilisée pour obtenir ces résultats est N^α avec $N = N_a + BN_e$ N_a : nombre d'adultes, N_e : nombre d'enfants de moins de 14 ans (Cf. encadré 1). Pour l'année 1995, les besoins d'un couple avec un enfant de -14 ans représente 1,84 $((2 + (0.55 * 1))^{0.65})$ fois ceux d'une personne seule.

Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010. Calculs de l'auteur

...et différent selon les sous-populations.

Les élasticités reportées dans le tableau s'appliquent à l'ensemble de la population puisque celles-ci sont calculées à partir de la structure de consommation de l'ensemble de la population. Or, les analyses descriptives (section 3.2) montrent que les structures de consommations diffèrent selon les sous-populations (ménages de moins de 60 ans et les seniors). En effet les services, produits alimentaires, logements, électricité, chauffage occupent une part plus importante dans le budget de consommation des seniors au détriment des postes vêtement, loisirs et transport. Contrairement aux ménages seniors, les moins de 60 ans affectent un budget relativement plus important aux vêtements, transports. Pour tenir compte des différences des modes de vie de ces sous-populations, nous estimons des élasticités sur les sous-populations « moins de 60 ans » et « 60 ans et plus ». Tout comme l'estimation de l'ensemble de la population, nous utilisons la méthode des doubles moindres carrés. Les résultats de la période 2000 à 2010 sont reportés dans le tableau 3. Il convient de noter que les résultats obtenus pour les seniors sur la période 1979-1989 sont assez sensibles aux hypothèses (Rothbarth ou Engel) et aux méthodes d'estimation. En revanche, après 1989, sous l'hypothèse de Rothbarth, les valeurs des élasticités estimées sur les don-

nées regroupées en cellules homogènes et non regroupées sont à peu près similaires¹⁶.

D'après le tableau 3, la valeur des élasticités taille dans la sous-population des seniors est plus faible que celles associées aux ménages d'âge actif et à l'ensemble de la population. Cela signifie que les ménages seniors réalisent plus d'économies d'échelle par rapport aux autres ménages et que le coût supplémentaire d'une personne est relativement plus faible dans les ménages seniors.

TABLE 3 – Estimation des élasticités-taille des ménages d'âge actif et les seniors à partir du modèle de Prais-Houthakker

Données regroupées en cellules (Hypothèse de Rothbarth)			
	2000	2005	2010
Ensemble de la population	0,66	0,5	0,66
Ménage de moins de 60 ans	0,78	0,61	0,72
Ménage de 60 ans et plus	0,53	0,47	0,59

Source : enquêtes budget des familles 2000, 2005, 2010. Calculs de l'auteur

Le tableau 4 fournit une comparaison des échelles d'équivalence (besoins d'un couple par rapport à une personne seule) des moins de 60 ans, 60 ans et plus et de l'ensemble de la population. Il en ressort que sur la période 2000-2010, en moyenne, les besoins d'un couple par rapport à une personne seule sont de 1,62 chez les ménages d'âge actif (moins de 60 ans), 1,45 chez les seniors, 1,52 pour l'ensemble de la population (ce ratio est de 1,5, d'après l'échelle d'équivalence standard de l'Ocde modifiée).

TABLE 4 – Échelles d'équivalence selon les sous-populations estimées à partir du modèle de Prais-Houthakker

	Moins de 60 ans			60 ans et plus			ens. de la population			Ocde
	2000	2005	2010	2000	2005	2010	2000	2005	2010	2000-2010
Personne seule	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1,7	1,53	1,65	1,44	1,39	1,51	1,58	1,41	1,58	1,50

Lecture : la formule utilisée pour obtenir ces résultats est N^α . Pour l'année 2000, au sein des ménages d'âge actif, les besoins d'un couple représentent 1,72 ($2^{0.78}$) fois ceux d'une personne seule. Ce ratio n'est que de 1.44 pour les 60 ans et plus.

Source : enquêtes budget des familles 2000, 2005, 2010. Calculs de l'auteur

Ces résultats nous amènent à tirer les enseignements suivants :

- L'échelle d'équivalence standard applicable à l'ensemble de la population sous estime l'économie d'échelle réalisée au sein des ménages seniors et surestime celle des moins de 60

16. Pour la sous-population des ménages d'âge actif, les deux méthodes fournissent des résultats tout à fait cohérents sur la période 1979-2010. Voir les résultats de 1979 à 2010 en annexe H.

ans. Selon l'échelle de l'Ocde modifiée, un couple de seniors et de ménage d'âge actif ayant une dépense mensuelle de 3000 euros ont le même niveau de vie (leur consommation par unité de consommation est de $3000/1,5 = 2000$). Or d'après les échelles spécifiques aux sous-populations, le ménage senior a un niveau de vie plus élevé que celui d'un ménage d'âge actif. En effet, la consommation par unité de consommation du ménage senior est $3000/1,45 = 2068$ et celui du ménage d'âge actif de $3000/1,62 = 1851,85$. Ces résultats peuvent donc expliquer pourquoi (Hourriez and Olier (1997)) observent qu'à revenu et taille de ménage identiques, les retraités déclarent être particulièrement à l'aise par rapport aux autres ménages.

- Pour garantir à un couple de senior un même niveau de vie que celui d'un couple actif, il faut que le couple senior dispose de 89% du niveau de consommation du ménage actif. Ce résultat s'obtient en faisant un calcul de règle de trois. En effet, le coefficient d'équivalence du couple senior est 1,45 et 1,62 pour le couple actif. En prenant pour base 100 les dépenses du couple actif, nous obtenons : $(\frac{1,45}{1,62}) * 100 = 89$

Le coût d'un adulte supplémentaire diffère selon les biens et services

Les résultats reportés dans le tableau 5 montrent que les élasticités-taille diffèrent selon les biens et services et qu'il existe des échelles d'équivalence spécifiques pour chaque bien. Lorsque l'économie d'échelle réalisée sur un bien est importante, l'élasticité-taille associée est faible et le bien est considéré comme plutôt collectif. A l'inverse, pour les biens individuels, l'élasticité-taille est proche de 1. Dans ce cas, les économies échelle sont presque inexistantes. D'après nos résultats, les ménages réalisent plus d'économies d'échelle sur les dépenses de logement puisque les élasticités associées à ce poste sont relativement plus faible. On remarque également que ces élasticités ont baissé entre 1979 et 2010 suggérant un accroissement des économies d'échelle sur ce poste au cours du temps. Pour donner quelques ordres de grandeurs, en 1979 un couple dépense $2^{0,62} = 1,53$ fois plus qu'une personne seule en logement. Ce ratio n'est que de 1,23 en 2010. Autrement dit, la présence d'un adulte supplémentaire au sein d'un ménage s'accompagne d'une hausse des dépenses de logement d'environ 23% en 2010. A l'inverse, les ménages ne réalisent pas d'économie d'échelle sur le poste vêtement qui est supposé parfaitement individuel dans cette étude. Ainsi les dépenses de vêtement augmentent strictement proportionnellement à la taille du ménage. Bien que les élasticités associées aux postes alimentation, équipement de logement, loisirs et autres biens et services soient relativement élevées, ces postes de consommation autorisent tout de même des économies d'échelle.

Une analyse longitudinale des élasticités montre que les dépenses de communication autorisent de moins en moins d'économie d'échelle depuis les années 2000. En effet, la valeur de l'élasticité-taille associée à ce poste a plus que doublée entre 1984 et 2005, passant de 0,33 à 0,7. Cette rupture peut être liée à la modification de la composition de ce poste de consommation. En effet, le poste communication regroupe les achats, factures des téléphones fixes qui sont collectifs et les dépenses de téléphones portables qui ont un caractère individuel. Avec le développement des nouvelles technologies et téléphone portable, la part des dépenses de portable est de plus en plus croissantes dans le budget de la communication.

TABLE 5 – Estimation des élasticités-taille spécifiques aux postes de consommation à partir du modèle de Prais-Houthakker de 1979 à 2010

Postes de consommation	1979		1984		1989		1995		2000		2005		2010	
	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2	M1	M2
Alimentation (sans alcool et tabac)	0,68	0,76	0,72	0,85	0,72	0,77	0,7	0,7	0,96	0,83	0,61	0,54	0,67	0,8
Vêtements	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Logement	0,53	0,62	0,52	0,42	0,45	0,43	0,48	0,37	0,5	0,32	0,34	0,31	0,41	0,3
Equipement de logement	0,61	0,67	0,72	0,75	0,71	0,75	0,7	0,6	1,04	0,65	0,43	0,2	0,64	0,81
Transport	0,81	1,04	0,93	1,1	0,72	0,86	0,86	0,95	0,99	0,84	0,68	0,76	0,78	0,96
communication	0,49	0,87	0,42	0,33	0,47	0,54	0,43	0,32	0,75	0,61	0,69	0,7	0,5	0,6
Loisirs et culture	0,87	0,78	0,8	0,68	0,8	0,96	0,88	0,87	0,97	0,76	0,5	0,61	0,68	0,62
Autres biens et services	0,68	0,76	0,68	0,85	0,59	0,62	0,71	0,64	0,98	0,84	0,55	0,45	0,74	0,77
Echelle globale	0,7	0,78	0,71	0,77	0,64	0,69	0,68	0,65	0,83	0,66	0,52	0,5	0,63	0,66

Lecture : ce tableau présente les résultats d'estimation du modèle de Prais-Houthakker avec l'hypothèse de Rothbarth. Il indique l'élasticité de la taille spécifique à chaque poste de consommation toutes choses égales par ailleurs. M1 : correspond aux résultats issus des données non cellulées. M2 : correspond aux résultats issus des données cellulées. Les équations sont estimées à partir des doubles moindres carrés.

Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010. Calculs de l'auteur

6 Conclusion

La valeur des échelles d'équivalence dépend de la structure de consommation ou du mode de vie des ménages. Ce papier part du constat d'une évolution de la structure de consommation au cours du temps, selon les sous-populations et propose une estimation à partir d'une approche dite « objective » des échelles d'équivalence globale applicables à l'ensemble de la population et des échelles d'équivalence pour les sous-populations des seniors (60 ans et plus) et les ménages d'âge actif (moins de 60 ans). Ce papier fournit également les échelles d'équivalence spécifiques au postes de consommations.

Les résultats indiquent que le changement de la structure de consommation en faveur des biens collectifs durant les années 1980-1990 s'est accompagné d'une baisse de la valeur des échelles d'équivalence. Si le besoin d'un couple en 1979 représente 1,72 fois celui d'une personne seule, le ratio n'est que de 1,57 en 1995. Ceci justifie le passage de l'échelle d'Oxford à celle de l'Ocde modifiée dans les années 1990.

Nous observons ensuite que les échelles d'équivalence sont stables depuis 1995. Ceci suggère que l'évolution de la structure de consommation après 1995 n'est pas assez marquée pour conduire à une modification de l'échelle d'équivalence globale. Ces résultats nous amènent à conclure que les échelles d'équivalence de l'Ocde modifiée mise en oeuvre dans les années 1990 demeurent pertinentes et adaptées aux modes de vie actuels.

Toutefois, nos résultats suggèrent que l'échelle d'équivalence de l'Ocde modifiée ne semble pas adaptée à certaines sous-populations, notamment aux seniors (60 ans et plus) et les ménages d'âge actif (moins de 60 ans). En effet, il en ressort que l'échelle de l'Ocde modifiée sous-estime légèrement le niveau de vie et l'économie d'échelle réalisée dans la sous-population des seniors et surestime le niveau de vie et l'économie d'échelle des ménages d'âge actif. En effet, sur la période 2000-2010, l'échelle standard de l'Ocde modifiée estime que le besoin d'un couple par rapport à une personne seule chez les ménages d'âge actif et senior est identique et égal à 1,5. En revanche, les échelles estimées sur chacune des sous-populations indiquent que sur la période 2000-2010, en moyenne, dans la sous-population des ménages d'âge actif, les besoins d'un couple représentent 1,62 ceux d'une personne seule. Alors que ce ratio n'est que de 1,45 dans la sous-population des seniors.

Références

- Accardo, J. (2007). 1979-2006 : les structures de consommation évoluent et les écarts entre groupes sociaux se déplacent. *France, portrait social*, pages 99–112.
- Barten, A. (1964). "Family Composition, Prices and Expenditure Patterns", in P. Hart, G. Mill et J. Whittaker Eds. *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London.
- Bonnet, C. and Hourriez, J.-m. (2008). Veuvage , pension de réversion et maintien du niveau de vie suite au décès du conjoint : une analyse sur cas types. *Retraite*, 56(4) :71–103.
- Bradbury, B. (1994). Measuring the cost of children : a theoretical framework. *Australian Economic Papers*, 33(62) :120–138.
- Browning, M., Chiappori, P. A., and Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, 80(4) :1267–1303.
- Consales, G., Fesseau, M., and Passeron, V. (2009). La consommation des ménages depuis cinquante ans. *INSEE Références*.
- Coulter, F. a. E., Cowell, F. a., and Jenkins, S. P. (1992). Differences in Needs and Assesment of Income Distributions. *Bulletin of Economic Research*, 44(2) :77–124.
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys : a microeconomic approach to development policy*. Baltimore MD : Johns Hopkins. University Press (Published for the World Bank).
- Deaton, A., Ruiz-Castillo, J., and Thomas, D. (1989). The influence of household composition on household expenditure patterns : theory and Spanish evidence. *Journal of Political Economy*, 97(1) :179–201.
- Deaton, A. S. A. and Muellbauer, J. (1986). On Measuring Child Costs : With Applications to Poor Countries. *Journal of Political Economy*, 94(4) :720.
- Dkhissi, I. (2012). *Niveau de vie de la population âgée au Maroc : essai de construction d'une échelle d'équivalence avec personnes âgées*. PhD thesis, Université de Caen Basse-Normandie et Université Mohammed V de Rabat.

- Flik, R. J. and van Praag, B. M. S. (1991). Subjective poverty line definitions. *De Economist*, 139(3) :311–330.
- Gardes, F., Sayadi, I., and Starzec, C. (2015). Les échelles d'équivalence complètes : une estimation intégrant les dimensions monétaire et temporelle des dépenses des ménages. *Revue d'économie politique*, 125(3) :393–414.
- Gobillon, L. and Laferrère, A. (2006). Les choix de logement des personnes âgées. *Revue française d'économie*, 20(3) :115–151.
- Hotte, R. and Martin, H. (2015). Mesurer le coût de l'enfant : deux approches à partir des enquêtes Budget de famille. *Dossier solidarité et santé*, (62).
- Hourriez, J.-m. and Olier, L. (1997). Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Economie et statistique*, (308-309-310) :65–94.
- Kapteyn, A. and Van Praag, B. (1976). A new approach to the construction of family equivalence scales. *European Economic Review*, 7 :313–335.
- Keen, M. (1986). Zero Expenditures and the Estimation of Engel Curves. *Journal of Applied Econometrics*, 1 :277–286.
- Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts, fifth edition.
- Lechêne, V. (1993). Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence. *Economie et prévision*, (110-111) :169–182.
- Lewbel, A. (1989). Household equivalence scales and welfare comparisons. *Journal of Public Economics*, (39) :377–391.
- Martin, H. and Perivier, H. (2015). Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Document de travail de l'OFCE*, (2015-16).
- Nicholson, J. L. (1976). Appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their results. *Review of Income and Wealth*, 22(1) :1–11.
- Olm, C. and Simon, M.-O. (2005). Une approche de la pauvreté à partir de l'hétérogénéité des conditions de vie. *Cahier de recherche du Crédoc*, (214).

- Prais, S. and Houthakker, J. (1955). *The analysis of family budgets, with an application to two British surveys conducted in 1937-39 and their detailed results*. Cambridge University Press, Cambridge edition.
- Robin, J.-m. (1999). Économétrie des systèmes de demande. *Economie et statistique*, (324-325) :135–142.
- Rothbarth, E. (1943). *Note on method of determining equivalent income for families of different composition, in War-time pattern of saving and spending*, Charles Madge. Cambridge University press, Cambridge edition.
- Stone, R. (1954). Linear expenditure systems and demand analysis : an application to the pattern of British demand. *The Economic Journal*, 64(255) :511–527.
- Tsakoglou, P. (1991). Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children. *The Economic Journal*, 101(405) :343–357.
- Wittwer, J. (1993). Évolution du coût de l'enfant avec le budget des ménages : quelques résultats. *Economie et prévision*, (110-111) :183–196.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introductory Econometrics*. 4e édition édition.

Annexe A : Définition des postes de consommations

Encadré 1

Définition des postes de consommations

- **Alimentation** : il s'agit uniquement de la consommation alimentaire à domicile sans tabac ni alcool.
- **Vêtements** : comprend les vêtements pour les adultes, enfants ainsi que les chaussures.
- **Logement** : Prend en compte le loyer des résidences principale et secondaire. Les charges relatives au logement comprennent les dépenses en gaz et électricité des résidences principale et secondaire, les ordures, assainissement et eau. Ces dépenses excluent les acquisitions, considérées comme un investissement par les comptes nationaux.
- **Équipement** de la maison : dépenses en articles d'ameublement, décoration, tapis, produits ménagers et textiles, appareils électroménagers, ustensiles de cuisine, outillage pour la maison et le jardin, biens et services pour l'entretien courant du logement.
- **Transport** : dépenses relatives à l'achat d'un véhicule, frais d'utilisation de véhicules personnels (entretien, essence, garagiste, parking, péage), les frais de service de transport par la route (autobus, car de transfert d'une ville à l'autre, y compris les cars scolaires, location de voiture pour un déménagement, taxi), ceux des transports par chemin de fer (SNCF), les frais de carte orange ou navigo et les tickets de métro.
- **Communication** : services postaux ; achat et réparation de téléphone, télécopieurs et accessoires ; dépenses liées aux services de téléphone et d'internet et recharges téléphoniques.
- **Loisir et culture** : l'audiovisuel (Téléviseurs, DVD), la photographie et équipement informatique ; biens durables importants du domaine des loisirs et de la culture (instruments de musique, caravanes, bateaux de plaisance etc..) ; services sportifs, récréatifs et culturels (cinéma, musée) ; édition, presse, papeterie (livre, journaux).
- **Autres biens et services** : alcool et tabac ; enseignement et services éducatifs ; hôtellerie café-restauration ; soins personnels ; santé ; effets personnels (bijouterie, joaillerie et d'horlogerie, maroquinerie) ; assurances ; services financiers et autres services.

Annexe B : Statistiques descriptives des variables socio-démographiques sur les enquêtes budget des

familles 1979-2010

Table 1 : Statistiques descriptives des variables socio-démographiques

En pourcentage (%)	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Age de la personne de référence							
Moins de 25 ans	4,3	5,4	4,5	3,9	3,8	4,0	5,0
25-29 ans	10,0	10,3	8,5	8,1	7,5	5,5	7,4
30-34 ans	11,8	12,2	11,1	10,6	9,5	8,9	7,5
35-39 ans	8,5	11,8	11,7	10,3	10,7	9,7	8,8
40-44 ans	9,0	8,1	10,8	11,0	10,7	9,8	9,7
45-49 ans	9,3	7,8	7,9	10,8	10,1	9,7	9,5
50-54 ans	8,5	8,0	6,9	6,5	9,7	10,1	9,1
55-59 ans	8,5	7,8	7,7	6,3	6,9	8,8	8,6
60-64 ans	4,5	8,4	7,2	7,1	5,7	6,1	9,1
65-69 ans	7,8	4,5	7,7	7,2	6,7	6,7	5,9
70-74 ans	7,8	6,5	3,7	6,9	6,7	6,3	5,6
75-79 ans	6,0	5,2	6,2	4,7	6,8	7,2	6,0
80-84ans	3,0	2,9	4,2	4,5	3,1	4,7	4,6
Plus de 84 ans	1,1	1,2	2,0	2,2	2,2	2,4	3,3
Type de ménage							
Personne seule	24,4	25,6	29,5	31,3	31,2	33,3	37,7
Couple sans enfant	27,2	27,3	27,3	28,2	29,6	29,7	29,4
Couple avec enfant	44,4	42,3	38,4	35,3	33,1	30,7	26,0
Famille monoparentale	3,9	4,9	4,9	5,1	6,1	6,4	6,9
Statut d'occupation							
En emploi	67,0	63,6	61,1	57,7	58,4	56,8	56,4
Chomage	2,1	4,0	4,1	5,5	4,9	4,7	4,9
Retraité	25,1	26,7	26,6	30,8	29,9	32,8	32,6
Inactif	5,8	5,7	8,2	6,0	6,9	5,7	6,1
Statut d'occupation du logement							
Propriétaire et accédant à la propriété	49,9	51,4	54,7	55,4	53,9	59,7	56,4
Locataire ou sous locataire ou logé gratuitement	50,2	48,6	45,3	44,6	46,1	40,3	43,6
Zone de résidence							
Commune rurale	24,5	24,3	24,2	23,7	24,8	23,8	21,9
Unité urbaine de moins de 100000 hbts	27,7	29,2	29,8	29,3	29,6	30,5	29,8
UB 100000 hbts et plus	29,7	28,6	28,2	29,5	29,7	29,8	31,6
Ville de Paris et agglomération Parisienne	18,1	17,9	17,7	17,5	15,8	16,0	16,7
Sexe de la personne de référence							
Homme	78,7	78,3	76,3	75,3	75,5	64,5	60,9
Femme	21,3	21,7	23,7	24,7	24,5	35,6	39,1
Taille du ménage							
1	24,4	25,6	29,5	31,3	31,2	33,3	37,7
2	29,4	29,7	29,8	31,3	32,9	33,0	33,6
3	17,5	17,2	15,4	15,0	14,3	13,6	11,8
4	16,6	17,5	16,1	14,6	14,3	14,0	12,3
5 et plus	12,1	10,0	9,2	7,7	7,2	6,1	4,7
Nombre d'observations	8656	10452	7967	8808	9500	9263	9452

Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010.

Annexe C : Méthode d'estimation des loyers imputés.

Encadré : Méthode d'estimation des loyers imputés

- Etape 1 : Estimation des équations de loyers sur la population des locataires
 - Nous avons estimé une équation de loyer pour les locataires de maison et une équation pour les locataires d'appartement.
 - La variable dépendante correspond au logarithme du loyer et les variables explicatives aux caractéristiques du logement (région, unités urbaines, surface, nombre de pièces, type d'habitation etc.).
- Etape 2 : Etude de l'hétéroscédasticité et de la normalité des résidus de la régression. (positif : les résidus sont hétéroscédastiques et non-gaussiens)
- Etape 3 : Imputation des loyers aux propriétaires à partir de la méthode de Hot Deck.

Le loyer imputé aux propriétaires se calcule à partir de la formule suivante :

$$\text{loyer}_i = \exp(X_i' \hat{\beta} + \text{residu}_i) \quad (19)$$

X le vecteur des variables de l'équation de loyer pour l'observation i

β le vecteur des coefficients estimés de l'équation de loyer

Pour obtenir les bonnes distributions de loyer, le résidu imputé doit avoir la même distribution que les résidus tirés de l'équation de loyer. Puisque les résidus des équations de loyers sont hétéroscédastiques et non gaussiens (non-normale), ceux-ci ne peuvent pas être tirés dans une loi normale. La méthode d'imputation de résidus adaptée est celle de Hot Deck. Cette méthode consiste à tirer aléatoirement un résidu estimé à partir de l'estimation de l'équation de loyer. Ce résidu est ensuite imputé à un logement « proche » de celui duquel on a tiré le résidu d'estimation et pour lequel on doit calculer le loyer fictif.

Annexe D : Résultats du test d'endogénéité de la consommation totale

Ce test se fait en deux étapes :

- Etape 1 : La variable consommation totale est régressée sur les variables exogènes du modèle et l'instrument qui est le revenu.

$$\log C = \beta_0 + \beta_1 \log R + \beta_2 X + \varphi \quad (20)$$

X correspond à l'ensemble des variables exogènes (âge de la personne de référence, statut d'occupation en emploi et du logement, zone de résidence, sexe de la personne de référence, taille du ménage). Cette équation est estimée par les MCO.

- Etape 2 : Le résidu de la première étape est inclus dans le modèle initial qui est :

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega_1 = A_1'' + D_1'' \log(C) + E_1'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_1 + \mu \varphi \\ \omega_2 = A_2'' + D_2'' \log(C) + E_2'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_2 + \mu \varphi \\ \dots \\ \dots \\ \omega_k = A_k'' + D_k'' \log(C) + E_k'' \log(N) + \eta Z + \varepsilon_k + \mu \varphi \end{array} \right. \quad (21)$$

Cette équation est également estimée à partir des MCO. Et nous testons $\mu = 0$. Si le coefficient est significativement différent de 0 alors on ne peut pas rejeter l'endogénéité de la consommation totale. Les valeurs reportées dans le tableau correspondent au test de significativité du coefficient associé au résidu φ . Lorsque la p-value est $< 0.05, 0.1$ et 0.15 alors le coefficient associé à φ est significativement différent de 0 au seuil 5%, 10% et 15% et on ne peut pas rejeter l'endogénéité de la consommation totale.

Table 2 : p-values relatives au test d'endogénéité de la consommation totale

Postes de consommations	P-values						
	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Alimentation (sans alcool et tabac)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Vêtements	0,95	0,9	0,5	0,2	0,2	0,0	0,3
Logement	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Équipement du logement	0,7	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,1
Transport	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Communication	0,4	0,9	0,3	0,0	0,4	0,1	0,5
Loisirs et Culture	0,0	0,0	0,0	0,4	0,9	0,0	0,0
Autres biens et services	0,1	0,0	0,0	0,2	0,1	0,0	0,0

Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010.

Annexe E : Test de validité de la variable instrumentale (revenu)

Un instrument est valide si celui-ci respecte les conditions suivantes :

- condition 1 : être corrélé avec la variable explicative endogène (la consommation totale). Cette condition est testée en examinant la régression issue de la première étape de l'estimation des doubles moindres carrés (où on régresse la variable explicative endogène (consommation totale) sur l'instrument et les variables exogènes du modèle). Si le coefficient associé à l'instrument (revenu) dans cette régression est significatif alors nous pouvons conclure une corrélation entre l'instrument et la variable explicative endogène (consommation totale). Les valeurs reportées dans le tableau correspondent aux p-values indiquant la significativité de l'impact de l'instrument sur la variable explicative endogène.
- condition 2 : ne pas être corrélé avec les termes d'erreur du modèle. Puisque nous avons un seul instrument, cette information est obtenue à partir d'un test de non corrélation entre l'instrument et le terme d'erreur. Les résultats indiqués dans le tableau montre la corrélation entre l'instrument (revenu) et les termes d'erreur du modèle.

Table 3 : Test de validité de l'instrument (revenu)

	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Test par rapport condition 1 (pvalue)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Test par rapport condition 2	0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	-0.000	-0.000

Lecture : condtion 1 : puisque les pvalues sont < 0.05 alors l'instrument à un effet significatif sur la consommation totale. Condition 2 : indique le niveau de corrélation entre l'instrument et les résidus du modèle. D'après les résultats, ces variables ne sont pas du tout corrélées

Source : enquêtes Budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010.

Annexe F : Sorties d'estimations (ensemble de la population)

Année 1979								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.16*** (0.008)	0.02*** (0.005)	-0.03*** (0.007)	0.04*** (0.005)	0.06*** (0.008)	0.00 (0.002)	0.05*** (0.005)	0.03*** (0.009)
Logn	0.10*** (0.005)	0.01*** (0.003)	-0.01*** (0.004)	-0.03*** (0.004)	-0.03*** (0.006)	-0.002*** (0.001)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.005)
Observations	8,656	8,656	8,656	8,656	8,656	8,656	8,656	8,656
R-squared	0.40	0.05	0.22	0.06	0.18	0.04	0.06	0.05
Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.09 (0.055)	-0.002 (0.021)	0.01 (0.038)	0.03** (0.017)	0.07 (0.043)	0.002 (0.004)	-0.004 (0.037)	-0.01 (0.030)
Logn	0.06** (0.025)	0.02** (0.010)	-0.03* (0.018)	-0.04*** (0.012)	-0.02 (0.020)	-0.0006 (0.004)	0.003 (0.016)	0.003 (0.017)
Observations	315	315	315	315	315	315	315	315
R-squared	0.54	0.11	0.23	0.17	0.36	0.11	0.12	0.03

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation) ; Logn (log de la taille du ménage)
Source : enquête budget des familles 1979

Année 1984								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.14*** (0.005)	0.02*** (0.003)	-0.03*** (0.007)	0.03*** (0.003)	0.07*** (0.007)	-0.01*** (0.001)	0.04*** (0.003)	0.01** (0.007)
Logn	0.10*** (0.004)	0.004* (0.003)	-0.02*** (0.005)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.005)	-0.001** (0.001)	-0.02*** (0.003)	-0.02*** (0.005)
Observations	10,452	10,452	10,452	10,452	10,452	10,452	10,452	10,452
R-squared	0.37	0.06	0.24	0.03	0.22	0.07	0.08	0.04
Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.11*** (0.035)	0.0007 (0.020)	-0.09* (0.048)	0.04** (0.017)	0.10*** (0.033)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.030)	0.08** (0.037)
Logn	0.10*** (0.016)	0.01 (0.009)	-0.01 (0.018)	-0.03*** (0.009)	-0.02 (0.016)	-0.003* (0.002)	-0.003 (0.013)	-0.05*** (0.015)
Observations	325	325	325	325	325	325	325	325
R-squared	0.68	0.14	0.41	0.13	0.35	0.20	0.15	0.11

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation) ; Logn (log de la taille du ménage)
Source : enquête budget des familles 1984

Année 1989								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.12*** (0.005)	0.02*** (0.003)	-0.05*** (0.006)	0.03*** (0.004)	0.08*** (0.007)	-0.01*** (0.001)	0.04*** (0.003)	0.01** (0.006)
Logn	0.09*** (0.004)	0.01*** (0.003)	-0.01** (0.005)	-0.01*** (0.004)	-0.04*** (0.006)	-0.0001 (0.001)	-0.01*** (0.003)	-0.02*** (0.006)
Observations	7,967	7,967	7,967	7,967	7,967	7,967	7,967	7,967
R-squared	0.39	0.07	0.30	0.04	0.23	0.09	0.07	0.03

Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.11*** (0.014)	0.01 (0.013)	-0.07** (0.026)	0.05** (0.023)	0.06** (0.027)	0.0019 (0.004)	0.04*** (0.015)	0.02 (0.035)
Logn	0.09*** (0.009)	0.02** (0.009)	-0.02 (0.016)	-0.03** (0.013)	-0.02 (0.015)	-0.0046** (0.002)	-0.01 (0.009)	-0.03** (0.014)
Observations	318	318	318	318	318	318	318	318
R-squared	0.65	0.08	0.48	0.06	0.32	0.15	0.14	0.16

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation) ; Logn (log de la taille du ménage)

Source : enquête budget des familles 1989

Année 1995								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.094*** (0.003)	0.014*** (0.002)	-0.075*** (0.005)	0.027*** (0.003)	0.071*** (0.005)	-0.006*** (0.001)	0.034*** (0.003)	0.031*** (0.005)
Logn	0.061*** (0.003)	0.006*** (0.002)	-0.007 (0.005)	-0.017*** (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.002** (0.001)	-0.007** (0.003)	-0.015*** (0.005)
Observations	8,808	8,808	8,808	8,808	8,808	8,808	8,808	8,808
R-squared	0.307	0.055	0.340	0.056	0.168	0.104	0.062	0.039

Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.096*** (0.014)	0.016 (0.015)	-0.092*** (0.032)	0.037*** (0.011)	0.078*** (0.027)	-0.006 (0.006)	0.027** (0.014)	0.028 (0.020)
Logn	0.069*** (0.009)	0.008 (0.011)	-0.017 (0.016)	-0.027*** (0.008)	-0.013 (0.016)	-0.003 (0.003)	-0.011 (0.008)	-0.023* (0.013)
Observations	314	314	314	314	314	314	314	314
R-squared	0.528	0.152	0.588	0.147	0.263	0.205	0.109	0.092

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation) ; Logn (log de la taille du ménage)

Source : enquête budget des familles 1995

Année 2000								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.062*** (0.003)	0.018*** (0.002)	-0.109*** (0.004)	0.038*** (0.003)	0.064*** (0.005)	-0.003** (0.001)	0.027*** (0.003)	0.027*** (0.004)
Logn	0.072*** (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.016*** (0.004)	-0.017*** (0.002)	-0.032*** (0.004)	0.000 (0.001)	-0.014*** (0.003)	0.013*** (0.004)
Observations	9,5	9,5	9,5	9,5	9,5	9,5	9,5	9,5
R-squared	0.220	0.063	0.492	0.062	0.203	0.097	0.076	0.097

Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.037* (0.020)	0.027* (0.016)	-0.150*** (0.031)	0.055*** (0.015)	0.101*** (0.036)	-0.014 (0.009)	0.001 (0.020)	0.018 (0.027)
Logn	0.049*** (0.012)	-0.013 (0.009)	-0.001 (0.020)	-0.036*** (0.010)	-0.044** (0.021)	0.007 (0.006)	0.008 (0.012)	0.030 (0.018)
Observations	308	308	308	308	308	308	308	308
R-squared	0.465	0.123	0.687	0.127	0.407	0.245	0.050	0.207

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation) ; Logn (log de la taille du ménage)

Source : enquête budget des familles 2000

Année 2005								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.061*** (0.003)	0.014*** (0.003)	-0.136*** (0.005)	0.041*** (0.003)	0.080*** (0.006)	-0.009*** (0.001)	0.056*** (0.004)	0.014*** (0.005)
Logn	0.045*** (0.004)	0.021*** (0.003)	0.013** (0.005)	-0.027*** (0.004)	-0.026*** (0.006)	0.010*** (0.002)	-0.034*** (0.004)	-0.003 (0.005)
Observations	9,263	9,263	9,263	9,263	9,263	9,263	9,263	9,263
R-squared	0.212	0.119	0.498	0.071	0.198	0.077	0.092	0.030
Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.072*** (0.026)	-0.021 (0.022)	-0.048 (0.054)	0.037** (0.019)	0.070 (0.043)	-0.024 (0.016)	0.060*** (0.023)	-0.001 (0.033)
Logn	0.042*** (0.013)	0.034*** (0.011)	-0.030 (0.022)	-0.036*** (0.010)	-0.001 (0.024)	0.019** (0.008)	-0.018 (0.014)	-0.009 (0.017)
Observations	378	378	378	378	378	378	378	378
R-squared	0.333	0.121	0.479	0.171	0.260	0.157	0.196	0.090

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation); Logn (log de la taille du ménage)
Source : enquête budget des familles 2005

Année 2010								
Données non cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.056*** (0.005)	0.000 (0.002)	-0.083*** (0.006)	0.030*** (0.003)	0.063*** (0.006)	-0.019*** (0.003)	0.041*** (0.004)	0.023*** (0.006)
Logn	0.042*** (0.005)	0.016*** (0.003)	-0.015*** (0.006)	-0.019*** (0.003)	-0.022*** (0.007)	0.008*** (0.001)	-0.022*** (0.004)	0.012** (0.005)
Observations	9,452	9,452	9,452	9,452	9,452	9,452	9,452	9,452
R-squared	0.057	0.087	0.364	0.063	0.185	0.268	0.061	0.024
Données cellulées								
Variables	Alimentation	Vêtements	Logement	Equipement du logement	Transport	Communication	Losirs	Autres biens et services
Logc	-0.047** (0.018)	-0.005 (0.011)	-0.104*** (0.027)	0.045** (0.018)	0.078** (0.035)	-0.022** (0.010)	0.021* (0.011)	0.033 (0.040)
Logn	0.051*** (0.013)	0.019** (0.008)	-0.040** (0.016)	-0.023*** (0.009)	-0.007 (0.018)	0.012** (0.005)	-0.017** (0.008)	0.005 (0.017)
Observations	314	314	314	314	314	314	314	314
R-squared	0.337	0.178	0.558	0.071	0.294	0.467	0.119	0.090

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. Les écarts types robustes à l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Logc (log de la consommation); Logn (log de la taille du ménage)
Source : enquête budget des familles 2010

Annexe G : Comparaison des échelles d'équivalence issues de la méthode subjective et objective.

Table 4 : Echelle d'équivalence : méthode subjective et objective de 1979 à 2010

	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010	Oxford	Ocde
Méthode subjective* (estimation à partir de la variable AISE)									
Personne seule	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1,68	1,65	1,58	1,42	1,44	1,51	1,51	1,7	1,5
Couple avec 1 enfant de 14 ans+	2,28	2,21	2,06	1,86	1,87	2,02	2,08	2,4	2
Couple avec 2 enfants de 14 ans +	2,83	2,71	2,50	2,37	2,31	2,6	2,73	3,1	2,5
Méthode objective** (hypothèse de Rothbarth)									
Personne seule	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1,72	1,71	1,61	1,57	1,58	1,41	1,58	1,7	1,5
Couple avec 1 enfant de 14 ans+	2,36	2,33	2,13	2,04	2,06	1,73	2,06	2,4	2
Couple avec 2 enfants de 14 ans +	2,95	2,91	2,60	2,46	2,50	2,00	2,50	3,1	2,5

* les valeurs de 1979,1984,1989 sont les résultats de (Hourriez and Olier (1997)). En effet ils estiment à partir de la méthode subjective les élasticités taille α ($\alpha_{1979} = 0,75$; $\alpha_{1984} = 0,72$; $\alpha_{1989} = 0,66$). On obtient les échelles d'équivalence en faisant N^α . Les valeurs de 1995 à 2010 sont celles obtenus par (Hotte and Martin (2015)).

** calcul de l'auteur. Les élasticités taille utilisées pour obtenir ces valeurs sont : $\alpha_{1979} = 0,78$; $\alpha_{1984} = 0,77$; $\alpha_{1989} = 0,69$; $\alpha_{1995} = 0,65$; $\alpha_{2000} = 0,66$; $\alpha_{2005} = 0,5$; $\alpha_{2010} = 0,66$ (résultat obtenus à partir des données regroupées en cellules et sous l'hypothèse de Rothbarth). Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010.

Annexe H : Estimation des élasticités-taille des ménages d'âge actif et les seniors à partir du modèle de Prais-Houthakker 1979-2010 (Hypothèse de Rothbarth)

Données non regroupées en cellules							
	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
Ensemble de la population	0,7	0,71	0,64	0,68	0,83	0,52	0,63
Moins de 60 ans	0,71	0,73	0,66	0,74	0,87	0,55	0,69
60 ans et plus	nd	0,70	0,58	0,52	0,51	0,3	nd
Données regroupées en cellules							
Ensemble de la population ¹	0,78	0,77	0,69	0,65	0,66	0,5	0,66
Moins de 60 ans	0,81	0,78	0,78	0,69	0,78	0,61	0,72
60 ans et plus	nd	nd	nd	0,47	0,53	0,47	0,59

Lecture : ces paramètres permettent de calculer les échelles d'équivalence $m[N] = N^\alpha$ qui renseignent sur la hausse de la consommation lorsque la taille du ménage augmente. En 1979, un couple dépense $N^{0.78} = 2^{0.78} = 1.72$ fois de plus qu'une personne seule. Ce ratio est de $N^{0.66} = 2^{0.66} = 1.58$ en 2010.

Champs : ensemble de personnes seules, couples sans enfant et couples avec enfants de moins de 25 ans. Source : enquêtes budget des familles 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010

Il convient de noter que pour les ménages d'âge actif, les variables de contrôle utilisées dans l'estimation du modèle sont les mêmes que celles utilisées pour l'ensemble de la population (âge, lieu de résidence, statut d'occupation du logement, occupation professionnelle, indicatrice pour les familles monoparentales et les personnes seules). En revanche pour les seniors, nous utilisons les mêmes variables sauf celle de l'occupation professionnelle, indicatrice pour les familles monoparentales et les personnes seules.

De même, les variables utilisées pour effectuer le regroupement en cellules homogènes sont identiques pour les ménages d'âge actif et l'ensemble de la population (âge, lieu de résidence, statut d'occupation du logement, occupation professionnelle et taille globale du ménage). En revanche pour les seniors, nous utilisons les mêmes variables sauf celle de l'occupation professionnelle.