

Les échelles d'équivalence a l'épreuve des nouvelles configurations familiales

Henri Martin, Hélène Périvier

▶ **To cite this version:**

Henri Martin, Hélène Périvier. Les échelles d'équivalence a l'épreuve des nouvelles configurations familiales. 2015. hal-03604393

HAL Id: hal-03604393

https://sciencespo.hal.science/hal-03604393

Preprint submitted on 10 Mar 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Working paper

2015-16

LES ECHELLES D'EQUIVALENCE A L'EPREUVE DES NOUVELLES CONFIGURATIONS FAMILIALES

Henri MARTIN
ENSAE

Hélène PERIVIER
OFCE-PRESAGE

Juin 2015

ofce

Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales

Cette recherche a bénéficié d'un financement du Ministère chargé des droits des femmes via une convention pluriannuelle de partenariat avec l'OFCE-PRESAGE.

Henri Martin [1]
Hélène Périvier [2]

Juin 2015

1. ENSAE
2. OFCE-PRESAGE

Table des matières

1 Introduction **1**

2 Enjeux et défis soulevés par les échelles d'équivalence **2**

2.1 Mesurer, comparer les niveaux de vie : une perspective critique 2

2.2 Les méthodologies et les données mobilisées 9

3 Les échelles d'équivalence aujourd'hui **23**

3.1 Une réestimation des échelles d'équivalence 23

3.2 Les échelles d'équivalence sont-elles variables avec le revenu ? 34

4 Les conséquences des désunions sur le niveau de vie **39**

4.1 Le cas des foyers monoparentaux 39

4.2 Le coût d'un enfant hors domicile à charge pour un célibataire 43

5 Conclusion **52**

6 Bibliographie **53**

7 Annexe **56**

7.1 Les variables de contrôle des modèles économétriques 56

7.2 La définition des fonctions de consommation 58

7.3 Annexe relative aux échelles d'équivalence subjectives 59

7.4 Les échelles objectives : résolution et identification du modèle de Prais-Houthakker 62

7.5 Régressions cherchant à isoler l'impact de certaines variables sur les dépenses en vêtements pour adulte 81

7.6 Annexe relative à l'estimation du coût d'un enfant hors domicile à charge pour un célibataire 86

1 Introduction

L'Etat social opère des redistributions entre les ménages notamment afin de soutenir les familles avec enfants à charge, de lutter contre la pauvreté, de contenir les inégalités. La mesure de ces phénomènes et le calibrage des politiques publiques redistributives reposent sur l'évaluation du niveau de vie des ménages. Un ménage peut être défini comme un groupe de personnes qui mettent en commun, au moins partiellement, leurs ressources et partagent des dépenses communes. Les économies d'échelle issues de cette mutualisation des dépenses impliquent qu'un doublement de la taille du ménage n'implique pas un doublement du revenu pour conserver le même niveau de vie. Pour comparer le niveau de vie de ménages de tailles différentes, des échelles d'équivalence sont estimées à partir d'enquêtes et selon plusieurs méthodes. Elles permettent de se rapporter à un niveau de vie en « équivalent adulte ». Dans cette perspective, le niveau de vie d'un ménage dépend de son revenu global, mais aussi de sa taille (nombre et âge de ses membres). Les échelles d'équivalence font l'objet de deux catégories de critiques. La première concerne les fondements sur lesquels elles reposent et les hypothèses nécessaires à leur construction. La seconde met en avant le fait qu'elles ne prennent pas en compte, ou imparfaitement, les nouvelles configurations familiales liées notamment aux séparations et recompositions des familles.

Cet article apporte des éléments de réponse à cette seconde catégorie de critiques et propose une analyse exploratoire permettant de mieux intégrer l'impact des évolutions des formes familiales sur le niveau de vie des ménages. Il s'appuie sur les travaux de Hourriez et Olier (1997) réalisés à partir de l'*Enquête Budget de Famille 1995*, en mobilisant les données plus récentes et plus détaillées de l'enquête Budget de Famille 2010-2011 de l'Insee. La réestimation des échelles d'équivalence permet de tester leur stabilité dans le temps et d'affiner les résultats en mobilisant de nouvelles variables intégrées dans la dernière enquête. Cela permet également de tester la sensibilité du coût ressenti de l'enfant au revenu du ménage. L'article propose ensuite une estimation d'échelle d'équivalence pour deux groupes de population reflétant les évolutions des comportements familiaux : les foyers monoparentaux d'une part et les personnes seules ayant la charge d'un enfant vivant dans un autre foyer. Les résultats indiquent qu'à

revenu égal, un ménage composé de deux adultes[3] bénéficie d'un niveau de vie plus élevé si les deux individus vivent en couple que s'il s'agit d'un parent vivant avec son enfant, car la présence d'un enfant n'autorise pas les mêmes économies d'échelle que celle d'un conjoint (notamment en ce qui concerne le logement). Un parent vivant avec un enfant âgé de moins de 19 ans (respectivement de plus de 19 ans) doit ainsi disposer d'un revenu de 16% (35%) supérieur à celui d'un couple pour atteindre le même niveau de vie. De même, lorsqu'un parent ne vit plus avec son enfant du fait d'une séparation d'avec l'autre parent qui en la garde, les charges liées à l'enfant continuent néanmoins de peser sur son niveau de vie : cette situation entraîne des dépenses supplémentaires pour un montant correspondant à environ 15% de son revenu par rapport à un célibataire sans enfant. Ces deux situations sont la résultante des ruptures d'union avec enfant à charge. La garde étant le plus souvent confiée à la mère, les femmes sont davantage concernées par la première situation et les hommes par la seconde. Au final, le niveau de vie de ces deux catégories de ménage est sur-évalué par les échelles d'équivalence couramment utilisées. Le coût engendré par les séparations pèse sur le niveau de vie des foyers et en particulier sur celui des enfants de parents séparés. L'objectif de ce travail n'est pas de proposer une nouvelle échelle d'équivalence qui pourrait être appliquée pour réformer les politiques publiques, mais plutôt de mettre en exergue les difficultés posées par la mesure et la comparaison des niveaux de vie individuels.

2 Enjeux et défis soulevés par les échelles d'équivalence

2.1 Mesurer, comparer les niveaux de vie : une perspective critique

Le calibrage de politiques publiques

La mesure de la pauvreté dans une approche absolue soulève des questions relatives à la façon dont vivent les individus et des moyens dont ils disposent. Cela exige de dé-

3. Un adulte est défini comme une personne âgée de plus de 19 ans.

finir un panier de biens de base minimum dont doit disposer une personne pour ne pas être considérée comme pauvre. La mesure des inégalités et celle de la pauvreté dans une approche relative (mesurée à partir d'un seuil établi en % du revenu médian) exige de comparer le niveau de vie des individus (pour une comparaison des différentes approches de la pauvreté voir notamment, Lollivier et Verger, 1997). Or celui-ci dépend en partie des ressources de cette personne, mais aussi des caractéristiques du ménage auquel elle appartient. Le ménage est défini comme un ensemble de personnes qui mettent en commun leurs ressources et mutualisent leurs dépenses. Les personnes à charge sont celles qui contribuent peu ou pas aux ressources du ménage mais pour lesquelles les dépenses de logements, de nourriture, d'habillement, d'éducation sont prises en charge par le ménage [4]. Les enfants sont considérés comme à charge de leurs parents. Cette définition soulève néanmoins un problème dès lors que l'enfant ne vit plus avec ses deux parents, car au-delà la pension versée, des coûts restent à la charge du parent, y compris lorsqu'il ne dispose pas de la garde de l'enfant. Cela soulève également la question de la charge des jeunes adultes encore dépendant financièrement de leurs parents. Enfin les femmes inactives dans le couple sont considérées comme à charge de leur conjoint, alors même qu'elles contribuent, surtout en présence de jeunes enfants, aux ressources du ménage via le travail domestique et familial qu'elles réalisent. Ne pas prendre en compte la valeur du travail domestique supplémentaire réalisé, le plus souvent par la femme, dans les couples monoactifs conduit à sous-estimer leur niveau de vie relativement aux couples bi-actifs. . Néanmoins, des travaux récents indiquent que, en moyenne, ce surcroît de travail domestique affecte peu le niveau de vie des couples monoactifs (Allègre et ali, 2014).

Les économies d'échelle issues de la mutualisation des dépenses réalisées au sein d'un ménage impliquent qu'un doublement de la taille du ménage n'entraîne pas un doublement du revenu pour conserver le même niveau de vie. Dans cette perspective, le système socio-fiscal français tient compte de la taille et du revenu des ménages en appliquant un système de parts dans le calibrage des politiques publiques, système qui s'apparente à ces échelles d'équivalence [5]. Par ailleurs, pour comparer le niveau de

4. Il s'agit de la définition adoptée pour le calcul du RSA par exemple (http ://vosdroits.service-public.fr/particuliers/F20199.xhtml)

5. Le principe de capacité contributive inscrit dans la déclaration universelle de droit de l'Homme

vie de ménages de tailles différentes, des échelles d'équivalence sont estimées à partir d'enquêtes et selon plusieurs méthodes. Elles permettent de se rapporter à un niveau de vie en « équivalent adulte ». Trois catégories d'échelle d'équivalence peuvent être distinguées :

- La première est une « échelle d'équivalence politique », qui est celle utilisée par le législateur pour construire les instruments de politiques publiques (fiscalité ou politiques sociales). Les pouvoirs publics peuvent décider de soutenir davantage certaines configurations familiales en mettant l'accent sur le poids d'un individu dans le calcul des parts. C'est le cas par exemple de la demi-part fiscale supplémentaire accordée à partir du troisième enfant. Cette mesure introduite à la fin des années 1970, tout comme la majoration de l'allocation familiale versée à partir du troisième enfant s'inscrit dans le cadre plus générale d'une une politique familiale à visée nataliste, dont les effets sur le dynamisme des naissances ont été faibles (Breton et Prioux, 2005).

- La deuxième catégorie d'échelles d'équivalence dérive de la première. Il s'agit d'« une échelle d'équivalence effective », ou encore « échelle d'équivalence implicite ». Lorsque l'on prend en compte l'ensemble du système socio-fiscal, le poids accordé à chaque individu dans la famille varie en fonction de la situation socio-économique du ménage du fait des différents seuils imposés par des dispositifs qui se combinent (comme la prime pour l'emploi et l'impôt sur le revenu par exemple) ou des plafonnements de certains dispositifs (comme celui du quotient familial). Ainsi les effets des échelles d'équivalence dites « politiques » peuvent être plus complexes du fait de l'empilement et de l'interaction de différents dispositifs socio-fiscaux dont le calibrage varie. La combinaison des différentes échelles d'équivalence politiques peut conduire à des échelles d'équivalence implicites assez différentes (Colin et Guérin, 2005).

- Enfin la dernière peut être qualifiée d' « échelle d'équivalence empirique », dans

et du citoyen, repris dans la Constitution française exige que «la contribution aux dépenses d'administration doit être répartie entre tous les citoyens en raison de leurs facultés » (Article 13, de la DHC). Le système d'imposition sur le revenu français tient compte de la taille du foyer, de son revenu et du statut marital. Le mariage et le pacs faisant preuve de mise en commun des ressources. Les couples vivant en union libre ne bénéficient pas de l'imposition conjointe.

le sens où elle est estimée à partir des dépenses des ménages ou de leur ressenti en terme de charge associée à chaque personne dans le ménage. Elle est utilisée notamment pour mesurer les inégalités économiques ou la pauvreté. La diversité des méthodologies conduit à des échelles empiriques différentes. On pourrait y ajouter l'échelle d'équivalence en racine de n (n étant le nombre de personnes composant le ménage) qui est aujourd'hui utilisée par l'OCDE [6]. Elle vise à simplifier les comparaisons internationales en mobilisant un même outil. Elle ne diffère des échelles empiriques les plus utilisées que pour des ménages de grande taille.

TABLE 1 – ***Échelles d'équivalence empiriques les plus utilisées***

	Échelle de l'OCDE		**Échelle d'Oxford**	
Âge des enfants	- de 14 ans	14 ans ou +	- de 14 ans	14 ans ou +
Personne seule	1	1	1	1
Couple sans enfant	1.5	1.5	1.7	1.7
Couple et 1 enfant	1.8	2	2.2	2.4
Couple et 2 enfants	2.1	2.5	2.7	3.1
Couple et 3 enfants	2.4	3	3.2	3.8

TABLE 2 – ***Échelles d'équivalence politiques en France : le cas du RSA et de l'impôt sur le revenu***

	RSA socle		**Parts fiscales**	
	Famille monoparentale	**Couple** (dont union libre)	**Famille monoparentale**	**Couple** (marié ou pacsé)
Sans enfant	1	1.5	1	2
1 enfant	1.5	1.8	2	2.5
2 enfants	1.8	2.1	2.5	3
3 enfants	2.2	2.5	3.5	4

Sources : www.caf.fr et www.rsa-revenu-de-solidarite-active.com

Les tableaux 1 et 2 résument les échelles d'équivalence empiriques courantes et les

6. Cette échelle n'est pas empirique dans le sens où elle n'est pas estimée à partir de données statistiques

échelles d'équivalence politiques du système d'imposition du revenu et du revenu de solidarité active. Pour le RSA, les échelles d'équivalence politiques sont proches des échelles empiriques de l'Insee, ce qui n'est pas le cas du quotient conjugal, qui sous-estime, au regard des échelles d'équivalence empiriques, le niveau de vie des couples mariés ou pacsés en leur accordant deux parts fiscales ou du quotient familial qui sur-estime la charge liée à la présence d'enfants.

Critiques des fondements des échelles d'équivalence

La littérature économique sur les échelles d'équivalence est abondante et ancienne (pour une revue de littérature voir (Lechêne, 1993)). Le recours aux échelles d'équivalence pour comparer les niveaux de vie de ménages de tailles différentes repose sur trois hypothèses :

- les individus appartenant à un même ménage mettent intégralement leurs ressources en commun.
- les personnes appartenant à un même ménage disposent du même niveau de vie (niveau de vie moyen obtenu en divisant le revenu total du ménage par le nombre d' « équivalent adulte » du ménage).
- le niveau de vie est assimilé au bien-être.

Les deux premières hypothèses impliquent plus largement que la famille, ou le ménage, est l'unité de base pour analyser nos organisations économiques et sociales. Même l'individualisme méthodologique porté par les néoclassiques n'a pas résisté à cette tendance (pour un texte défendant l'usage du ménage comme unité de base en économie, voir Vincens, 1957[7]). Gary Becker (1981) modélise les comportements familiaux en passant par un despote bienveillant maximisant une seule fonction d'utilité sous une

7. « La plus grande partie de la politique sociale elle opère par intermédiaire de la fiscalité ou de la para-fiscalité de sens que si on la rapporte au ménage et non individu La notion de charges de famille contribue dessiner les contours du ménage comme unité économique significative et est en cela elle doit retenir notre attention De toute évidence la politique sociale vise le groupe formé par les individus vivant en commun et lui accorde une place privilégiée aussi longtemps que cette unité est maintenue La dépendance économique qui fonde cette unité est primordiale. », Vincens, 1957, pp. 415.

contrainte de budget commune pour l'ensemble de la famille. On parle de modèle « unitaire » de la famille. Dans cette optique, la situation de l'individu n'est pas questionnée. Or la famille est un espace qui n'est pas exempte de rapports de force, de domination, il s'y joue des processus de négociations dans lesquels femmes et hommes n'ont pas la même position. Si le ménage peut être défini comme un groupe d'individus qui partagent des ressources et des dépenses, les modalités de cette mise en commun peuvent varier : en France par exemple, moins de deux-tiers des couples déclarent mettre intégralement en commun leur ressources, et presque un cinquième déclarent ne pas les mettre en commun du tout, les autres disent procéder à une mise en commun partielle (Ponthieux, 2012). Les situations individuelles, en particulier les inégalités de sexe au sein des ménages sont masquées par l'approche familialiste, dite « unitaire » [8]. La tension qui existe entre individu et ménage explique les difficultés qu'il y a à appréhender le niveau de vie de façon satisfaisante. Une littérature économique et sociologique a permis d'éclairer la complexité des décisions intrafamiliales (voir notamment Clark et ali, 2004 ; Donni et Ponthieux, 2011 et Pahl, 1989). L'approche dite « collective » répond aux critiques théoriques du modèle unitaire tout en restant dans le cadre néo-classique standard. Elle reconnaît explicitement que le ménage est constitué de plusieurs individus, qui possèdent chacun leurs préférences rationnelles, conduisant à un choix collectif au niveau du ménage (Voir notamment Chiappori 1988, Apps and Rees 1996). Aucune hypothèse n'est faite a priori concernant la façon dont les ressources sont distribuées au sein du ménage : une règle de partage est estimée à partir de données statistiques.

Les échelles d'équivalence s'appuient sur une confusion entre niveau de vie matériel et bien-être. Dans le cadre théorique de la microéconomie standard, la maximisation de la fonction d'utilité conduit les individus à faire les choix qui leur procurent le plus de bien-être au regard des contraintes qui s'imposent à eux. Par exemple décider d'« avoir des enfants » tient à la satisfaction que procure la parentalité, ce que les approches par le coût de l'enfant ne prennent pas en compte. Dans ce cadre analytique, la décision d'avoir un enfant est prise si le coût lié à la présence d'enfant est plus que compensé par l'utilité retirée de la parentalité (Pollak et Wales, 1979). Les échelles d'équivalence appréhendent l'enfant comme une charge financière qui pèse sur le budget du ménage

8. Voir « Le individus font-ils bon ménage ? », dossier de Travail, *Genre et Sociétés*, dirigé par Ponthieux et Amossé, numéro 26, 2011

mais n'intègrent pas la dimension relative à la satisfaction retirée de la parentalité. Des approches alternatives ont été proposées et appliquées à la problématique de la mesure des niveaux de vie. Browning, Chiappori et Lewbel (2013), ainsi que Vermeulen et Watteyne (2006) présentent une application théorique et empirique des échelles d'équivalence dans le cadre d'un modèle collectif (Browning, Chiappori, et Lewbel, 2013), (Vermeulen et Watteyne, 2006). Leur approche permet notamment de comparer le niveau du bien-être de la même personne dans différentes situations ou types de ménages (e.g. couple versus célibataire) et échappe ainsi à l'hypothèse de la comparaison interpersonnelle qui caractérise l'approche unitaire.

Les limites des échelles d'équivalences

Les échelles d'équivalence sont également critiquées du point de vue méthodologique. Deux méthodes d'estimation distinctes sont mobilisées pour estimer des échelles d'équivalence. L'une repose sur le niveau de vie ressenti des ménages et déclaré par ces derniers (méthode dite «subjective»). L'autre au contraire consiste à estimer un modèle microéconomique fondé sur les dépenses du ménage pour évaluer le niveau de vie de celui-ci (méthode dite «objective»). Les deux méthodes donnent des échelles d'équivalence relativement proches. La méthode subjective soulève plusieurs problèmes liés au ressenti des individus. Le phénomène d'adaptation des préférences implique que des personnes peuvent sous-évaluer leurs conditions de vie : l'habitude d'un mode vie peut les conduire à réduire leurs aspirations pour in fine ne plus percevoir des privations réelles (Sen, 1987). Ceci peut également conduire à une surestimation des difficultés ressenties, si le mode de vie désiré n'est pas conforme aux ressources et que ce décalage conduit à un budget déséquilibré. De même, ces déclarations peuvent être influencées par une incapacité physique à consommer, liée par exemple à un handicap ou à la vieillesse, ce qui peut conduire à une révision à la baisse des aspirations et de fait à un niveau de vie ressenti sous-estimé (Fleurbaey, Herpin, Martinez et Verger, 1997). Enfin, les déclarations des individus interrogés sont sensibles au contexte économique, à des changements de situation individuelle (divorce, rupture, licenciement, accident de la vie,...) plus généralement à leur perception du futur.

L'approche objective s'appuie quant à elle sur une analyse des dépenses des ménages

afin d'estimer les modifications de la structure de consommation lorsque la taille de la famille varie. La recherche d'une mesure objective de la situation économique d'un individu ou d'un ménage exige de fixer un critère normatif pour évaluer le niveau de vie d'un ménage. Ceci fait craindre une forme d'ethnocentrisme dans la mesure où l'observateur impose une certaine vision en matière de mode de vie et de fait évacue la question des préférences sous-jacentes aux comportements de consommation (Fleurbaey, Herpin, Martinez et Verger, 1997). Par ailleurs l'approche par les dépenses se heurte au fait que les préférences des agents sont susceptibles de varier selon la composition familiale.

Les échelles d'équivalence s'appliquent au revenu disponible des ménages. Celui-ci rassemble les différents revenus du ménage (revenus d'activité, revenus du patrimoine, transferts des autres ménages et prestations sociales) auxquels sont soustraits les impôts (impôts sur le revenu, taxe d'habitation, CSG,...) [9]. De fait, les échelles d'équivalence s'inscrivent dans un cadre institutionnel particulier, à système socio-fiscal donné. La socialisation plus ou moins importante de certaines dépenses (la santé, la garde des jeunes enfants, le logement, les retraites...) plutôt que d'autres s'avère déterminante sur la valeur des coefficients de l'échelle d'équivalence. Ainsi, les estimations ne sont pas transposables d'un pays à un autre ou d'une période à une autre.

Enfin, quelle que soit la méthode retenue, les échelles d'équivalence peinent à prendre en compte des situations familiales particulières notamment celles des foyers monoparentaux ou encore les situations de parents ne vivant pas avec leurs enfants du fait de divorce ou d'une séparation. L'article propose une avancée sur ce point et s'appuie sur une estimation des échelles d'équivalence permettant d'approcher au mieux des configurations familiales complexes, dans la continuité des travaux de Hourriez et Olier (1997) pour la France.

2.2 Les méthodologies et les données mobilisées

Bien collectif versus bien privé

9. Définition donnée par l'Insee.

Une échelle d'équivalence empirique est un ensemble de coefficients qui dépendent de la composition du ménage. Ils permettent de se ramener à un « équivalent adulte » ou un « équivalent couple ». Ainsi, supposons que pour un ménage de taille N, l'échelle soit de m(N) alors, ce ménage, s'il dispose d'un revenu R aura le même niveau de vie qu'une personne seule dont le revenu est R*m(N). L'échelle d'équivalence notée ici m(N) est plus faible que N tant que N est supérieur à 1 ce qui permet de saisir les économies d'échelle réalisées au sein d'un ménage [10]. Celles-ci sont susceptibles de prendre des formes multiples. D'abord certains biens peuvent être considérés comme des biens collectifs. Un bien collectif est dit « pur » s'il est caractérisé par le fait qu'il n'est pas possible d'exclure une personne de sa consommation (non exclusion d'usage) et par le fait que la consommation de ce bien par une personne n'est pas rivale à la consommation par une autre. Au niveau du ménage, le chauffage peut être qualifié de bien collectif « pur ». La consommation d'un bien collectif « pur » ne dépend pas de la taille du ménage. En conséquence, l'arrivée de nouveaux membres dans le ménage n'entraîne pas de nouveaux achats de ce bien. Il est donc source d'économie d'échelle. A l'opposé, se trouvent les biens privés ou individuels dont la consommation est caractérisée par l'exclusion d'usage et la rivalité, comme par exemple la nourriture. La consommation de ce type de bien au niveau du ménage est proportionnelle à la taille du ménage (comme les vêtements). Entre ces deux catégories de biens se trouvent des biens dits « mixtes » dont la consommation peut être non rivale mais caractérisée par l'exclusion d'usage (le loisir par exemple) et d'autres pour lesquels la consommation est rivale mais pour lesquels l'usage est non exclusif (comme une baignoire par exemple). Dans les faits la plupart des biens occupent une position intermédiaire. Par exemple, l'achat de vêtement, considéré comme un bien individuel, peut se rapprocher du bien collectif lorsqu'il est échangé entre les membres du ménage (notamment entre frères et soeurs). De plus, il existe d'autres formes d'économies d'échelle lorsqu'un ménage de grande taille bénéficie de tarifs plus avantageux grâce à des achats en quantités importantes. Enfin, des économies peuvent être dégagées concernant le travail domestique, dans la mesure où un ménage de grande taille dispose potentiellement de davantage de temps libre. Or à titre d'exemple, le temps consacré aux tâches domestiques (ménage, cuisine,...) ne

10. Concrètement, si un couple avec un enfant de moins de 19 ans à charge est associé à un coefficient 1.8 cela signifierait que pour avoir le même niveau de vie qu'un individu vivant seul, il faudrait qu'il dispose d'un revenu supérieur de 80% à celui dont dispose dernier.

croît pas proportionnellement avec la taille de celui-ci. Au contraire, dans certains cas la charge d'une personne dépendante (nourrisson, personne âgée) peut intensifier les charges domestiques ce qui engendre alors des déséconomies d'échelle. Notamment, la naissance d'un enfant accroît la charge de travail domestique, et ce surcroît de travail repose sur les femmes ce qui accentue le déséquilibre dans le partage des tâches domestiques et familiales (Pailhé et Solaz, 2010 et Régnier-Loilier, 2009).

L'estimation d'une telle échelle est soumise aux limites liées aux difficultés que pose le classement des différents types de biens consommés au sein d'un ménage.

Les données et les méthodes d'estimation

Pour mener cette étude, nous disposons des données des Enquêtes Budget de Famille de l'Insee pour les périodes 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011. Dans ces enquêtes, le ménage constitue l'unité statistique de référence. Avant 2005, le ménage était défini comme l'ensemble des personnes partageant la même résidence principale, de fait un logement correspondait à un ménage. Depuis 2005, il est défini comme un ensemble de personnes (apparentées ou non) qui partagent de manière habituelle un même logement (que celui-ci soit ou non leur résidence principale) et qui ont un budget en commun. Pour l'enquête de 2000-2001, le budget commun ne figurait pas parmi les conditions nécessaires pour être membre d'un même ménage. Donc depuis 2005, un logement peut contenir plusieurs ménages (appelés «unités de vie»). Cette modification de la définition de l'unité de référence pour le calcul des échelles d'équivalence peut induire des dépenses de logements plus faibles par ménage tel qu'il est défini depuis 2005, dans la mesure où plusieurs ménages peuvent partager le même logement.

L'*Enquête Budget de Famille* détaille à la fois les revenus et les dépenses (par poste de consommation) sur une période hebdomadaire pour un échantillon de ménage. Elles sont également plus détaillées dans la mesure où elles présentent les dépenses de 15 797 ménages par postes de consommation. A cela s'ajoutent des variables sociodémographiques sur la composition du ménage et sur le ressenti de celui-ci face à sa situation financière. Ainsi, ces enquêtes permettent d'estimer les échelles d'équivalence par les deux approches, pour lesquelles les critiques principales ont été présentées plus haut :

- L'approche *objective* s'appuie sur les consommations du ménage et l'élasticité des différentes dépenses à la taille du ménage, en mobilisant le modèle microéconomique de Prais-Houthakker. Le revenu est assimilé à la consommation totale du ménage (incluant les loyers fictifs dans le cas des propriétaires), ce qui revient à supposer qu'à niveau de vie égal, la structure démographique du ménage n'a pas d'effet sur l'épargne. Cette méthode présente l'avantage de déterminer les postes de dépenses sur lesquels les économies d'échelle se réalisent. En revanche, les estimations sont assez sensibles aux formes fonctionnelles retenues ce qui tend à en affaiblir la portée.

- L'approche *subjective* utilise les réponses des ménages aux questions portant sur leur niveau de vie ressenti. Le revenu R est le revenu disponible du ménage qui inclut à la fois les revenus du travail, revenus financiers, et prestations sociales, duquel sont déduits les impôts. La définition choisie pour le revenu du ménage s'avère déterminante pour les estimations. Cette méthode repose sur les déclarations des individus, déclarations qui peuvent être sensibles à la façon dont la question est posée (voir encadré).

Encadré 1

Les variables qualitatives

Deux variables permettent d'estimer une échelle d'équivalence. La première est la variable `AISE`. Elle correspond à la réponse à la question suivante sous la forme de cinq modalités :

A propos de votre budget pouvez-vous me dire ce qui convient le mieux à votre cas ?

- *Vous êtes à l'aise*
- *Ça va*
- *C'est juste, mais il faut faire attention*
- *Vous y arrivez difficilement*
- *Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes*

Notons que dans chacune des trois enquêtes, la question est posée dans les mêmes termes mais que pour l'enquête de 2000-2001, la dernière modalité n'est pas proposée. La seconde variable intitulée `NIVEAU` a été introduite lors de l'enquête de 1995 :

Comment pourriez-vous qualifier votre niveau de vie ?

- *Très élevé*
- *Élevé*
- *Moyennement élevé*
- *Moyennement faible*
- *Faible*
- *Très faible*

Encadré 1 (suite)

Au côté des variables `AISE` et `NIVEAU`, la variable `RMINI` correspond à la réponse à la question :

Actuellement, quel est selon vous, le revenu mensuel minimal dont un ménage comme le vôtre doit absolument disposer pour pouvoir simplement subvenir à ses besoins ?

La réponse à cette question peut être influencée par le niveau des minima sociaux comme le RSA ou encore par le niveau du SMIC, que les répondants peuvent assimiler à ce revenu minimum sans considérer la question dans l'absolu. Au regard de la fragilité des résultats issus de l'utilisation de cette variable, seules `AISE` et `NIVEAU` sont mobilisées dans cette recherche.

Quel seuil d'âge pour estimer la charge des enfants ?

Les besoins associés à chaque membre composant le ménage dépendent notamment de leur âge, en particulier les dépenses liées à la charge d'un enfant. Les dépenses de loisirs ou les dépenses scolaires ou parascolaires s'accroissent avec la présence d'un adolescent. *A contrario*, un enfant très jeune implique des dépenses d'équipement spécifiques (poussette...) mais aussi des dépenses en termes de garde. Les échelles d'équivalence tiennent compte du coût direct des enfants, mais elles ne prennent pas en compte les coûts indirects liés à un moindre investissement dans la vie professionnelle et/ou au retrait partiel ou total de l'activité professionnelle l'un des parents (Thévenon, 2009). Or ces coûts de renoncement à la carrière sont importants et sont portés par les femmes, ce qui pèse sur l'égalité entre les sexes (Paihlé, Ponthieux et Meurs, 2010).

Afin d'identifier des seuils d'âge à partir desquels les enfants représentent une charge plus importante pour les parents, le coût de l'enfant est estimé en fonction de son âge (regroupé en classes). Dans la continuité de la littérature existante (Hourriez et Olier, 1997), cinq tranches d'âge sont proposées :

- Les enfants âgés de moins de 4 ans.

- Les jeunes enfants entre 5 et 9 ans.
- Les pré-adolescents âgés de 10 à 14 ans.
- Les adolescents âgés de 15 à 18 ans.
- Les enfants âgés de plus de 18 ans.

Le coût de l'enfant peut être modélisé à partir des variables `AISE` et `NIVEAU` dont les réponses présentent plusieurs modalités (encadré 1). Pour cela, l'estimation s'appuie sur la variable latente d'un modèle logistique ordonné assimilée au niveau de vie du ménage. Cette variable sera considérée comme une fonction de R, le revenu disponible du ménage et de N, sa composition démographique. Elle est notée f(R, N). Pour évaluer la relation entre le coût direct de l'enfant et son âge, le modèle suivant est estimé (spécification en N) :

$$f(R,N) = \beta \log(R) + \gamma_1 N_{0-4} + \gamma_2 N_{5-9} + \gamma_3 N_{10-14} + \gamma_4 N_{15-18} + \gamma_5 N_{>18} + contrôles + \epsilon \qquad (1)$$

où $N_{n_1-n_2}$ correspond au nombre d'enfants du ménage dont l'âge est compris entre n_1 et n_2 ans (inclus). Les variables de contrôle qui permettent de tenir compte de l'hétérogénéité des ménages sont explicitées en annexe [11].
Le revenu supplémentaire (noté c) dont doit disposer un couple avec un enfant à charge âgé de 4 ans ou moins pour ressentir le même niveau de vie qu'un couple sans enfant, est donné par la résolution de l'équation :

$$f(Rc, N_{0-4} = 1, N_{5-9} = 0, N_{10-14} = 0, N_{15-18} = 0, N_{>18} = 0) = f(R,0) \Rightarrow c = \mathrm{e}^{\frac{-\gamma_1}{\beta}}$$

Une autre spécification (utilisée par Glaude et Moutardier en 1991 [12]) en $\log(N+2)$ est possible. Le modèle s'écrit alors (avec les mêmes notations) :

$$f(R,N) = \beta \log(R) + \gamma_1 \log(N_{0-4}+2) + \gamma_2 \log(N_{5-9}+2) + \gamma_3 \log(N_{10-14}+2) + \gamma_4 \log(N_{15-18}+2) + \gamma_5 \log(N_{>18}+2) + contrôles + \epsilon \qquad (2)$$

Le calcul du paramètre c revient alors à :

11. Voir encadré 4 page 33 intitulé "Description des variables de contrôle"
12. en bibliographie

$$f(Rc, N_{0-4} = 1, N_{5-9} = 0, N_{10-14} = 0, N_{15-18} = 0, N_{\hat{a}ge \geq 19} = 0) = f(R, 0)$$

$$\Rightarrow c = \left(\frac{3}{2}\right)^{\frac{-\gamma_1}{\beta}}$$

La première spécification implique des déséconomies d'échelle c'est-à-dire qu'elle suppose que deux enfants coûtent plus chers que deux fois un enfant. Bien que contre-intuitive, cette forme fonctionnelle rend relativement bien compte des données. La forme en $\log(N+2)$ permet au contraire des économies d'échelle, lorsque le paramètre c estimé est supérieur à 0.5.

TABLE 3 – ***Charge ressentie liée à la présence d'un enfant (en % du revenu disponible du ménage)***

Age de l'enfant	**Variable**	**Spécification du modèle**	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
0-4 ans	AISE	en N	19	17	32
		en $\log(N+2)$	22	18	38
	NIVEAU	en N	16	*n.s*	15
		en $\log(N+2)$	18	*n.s*	18
5-9 ans	AISE	en N	26	29	31
		en $\log(N+2)$	28	31	34
	NIVEAU	en N	7	10	9
		en $\log(N+2)$	7	10	10
10-14 ans	AISE	en N	23	19	31
		en $\log(N+2)$	25	21	35
	NIVEAU	en N	15	16	*n.s*
		en $\log(N+2)$	17	18	*n.s*
15-18 ans	AISE	en N	29	24	41
		en $\log(N+2)$	32	25	45
	NIVEAU	en N	16	13	20
		en $\log(N+2)$	16	13	23
19 ans et plus	AISE	en N	51	52	39
		en $\log(N+2)$	57	59	45
	NIVEAU	en N	30	25	*n.s*
		en $\log(N+2)$	35	28	*n.s*

Lecture : Les estimations sont issues du modèle logistique ordonné (1). Pour l'enquête 2000-2001 et la variable *AISE* si l'on retient des économies d'échelle convexes (ce qui correspond à une spécification en N) le revenu d'un couple doit augmenter de 19% pour que celui-ci ressente le même niveau de vie avec un enfant à charge âgé de moins de 4 ans. Ce chiffre passe à 22% si l'on retient une spécification en $\log(N+2)$ qui correspond à des économies d'échelle concaves.

n.s signifie que le coefficient associé n'est pas significativement différent de 1 au seuil de 10%

Champ : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 4 644, 4 718 et 6 212 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011

pour la variable `AISE` et 4 644, 4 692, 6 159 pour la variable `NIVEAU`.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

Pour toutes les tranches d'âge, la charge ressentie liée à la présence d'un enfant est plus importante en 2010 que celle estimée à partir des enquêtes plus anciennes. Ces résultats peuvent être dus à une sensibilité des variables à la conjoncture économique. En 2010-2011, les effets de la crise économique sont importants : accroissement du chômage, de la pauvreté, du nombre d'allocataires des minima sociaux. Les ménages font face à des contraintes budgétaires plus fortes et évoluent dans un environnement moins favorable et plus incertain. Le contexte de récession peut influencer la perception qu'ont les individus des difficultés qu'ils rencontrent pour faire face à leurs dépenses ou des risques de pauvreté qu'ils ressentent alors plus fortement. Le changement méthodologique intervenu dans la collecte des données de l'*Enquête Budget de Famille* en 2010-2011, peut également expliquer cet écart. Dans les enquêtes précédentes les revenus sont obtenus par déclaration des ménages (ce qui implique potentiellement une sous-déclaration des revenus) alors qu'à partir de 2010-2011, ils sont issus de l'appariement avec des sources fiscales, les données sont donc plus fiables. Par ailleurs pour les 0-4 ans, la baisse de la charge ressentie entre 2000 et 2005 peut être le fruit de la montée en puissance des dispositifs d'aide pour la garde des enfants à l'image de la PAJE (Prestation d'Accueil des Jeunes Enfants) [13].

13. La PAJE destinée à couvrir les frais liés à la présence d'un enfant de moins de 6 ans (notamment les frais de garde), est entrée en vigueur le 1er janvier 2004. Elle remplace divers dispositifs d'aide aux gardes d'enfant (AGED, AFEAMA et APE).

TABLE 4 – ***Charge ressentie liée à la présence d'un enfant (en % du revenu disponible du ménage) et intervalles de confiance***

Age de l'enfant	**Variable**	**Spécification du modèle**	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**	**Moyenne**
0-4 ans	AISE	en N	19 [7, 30]	17 [6, 28]	32 [17, 46]	22.7
		en $\log(N+2)$	22 [9, 35]	18 [6, 31]	38 [20, 55]	26
	NIVEAU	en N	16 [5, 27]	*n.s*	15 [3, 26]	15.5
		en $\log(N+2)$	18 [6, 30]	*n.s*	18 [5, 30]	18
5-9 ans	AISE	en N	26 [15, 37]	29 [17, 41]	31 [16, 46]	28.7
		en $\log(N+2)$	28 [16, 40]	31 [18, 45]	34 [17, 50]	31
	NIVEAU	en N	7 [0, 16]	10 [0, 20]	9 [0, 20]	9.5
		en $\log(N+2)$	7 [0, 17]	10 [0, 22]	10 [0, 21]	9
10-14 ans	AISE	en N	23 [13, 33]	19 [9, 29]	31 [16, 46]	24.3
		en $\log(N+2)$	25 [14, 37]	21 [9, 33]	35 [18, 52]	27
	NIVEAU	en N	15 [6, 24]	16 [5, 27]	*n.s*	15.5
		en $\log(N+2)$	17 [6, 27]	18 [6, 30]	*n.s*	17.5
15-18 ans	AISE	en N	29 [17, 42]	24 [12, 37]	41 [22, 60]	31.3
		en $\log(N+2)$	32 [18, 46]	25 [11, 39]	45 [23, 66]	34
	NIVEAU	en N	16 [6, 26]	13 [0, 25]	20 [8, 33]	16.3
		en $\log(N+2)$	16 [5, 28]	13 [0, 26]	23 [8, 37]	17.3
19 ans et plus	AISE	en N	51 [36, 65]	52 [36, 58]	39 [23, 56]	47.3
		en $\log(N+2)$	57 [40, 74]	59 [40, 78]	45 [25, 63]	53.7
	NIVEAU	en N	30 [20, 40]	25 [12, 37]	*n.s*	27.5
		en $\log(N+2)$	35 [23, 47]	28 [13, 42]	*n.s*	31.5

Lecture : Les estimations sont issues du modèle (1). Pour l'enquête 2000-2001 et la variable AISE si l'on retient des économies d'échelle convexes (ce qui correspond à une spécification en N) le revenu d'un couple doit augmenter de 19% pour que ce couple ressente le même niveau de vie en présence d'un enfant à charge âgé de moins de 4 ans. Ce chiffre passe à 22% si l'on retient une spécification en $\log(N+2)$ qui correspond à des économies d'échelle concaves.

Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta*.

n.s signifie que le coefficient associé n'est pas significativement différente de 1 au seuil de 10%.

Champ : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte

respectivement 4 644, 4 718 et 6 212 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011 pour la variable `AISE` et 4 644, 4 692, 6 159 pour la variable `NIVEAU`.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

Encadré 2

Les variances des échelles d'équivalence

Comme le montre les équations au-dessus, le calcul des échelles d'équivalence ou de la charge ressentie pour un enfant (paramètre c) fait intervenir plusieurs paramètres issus d'un modèle économétrique. Ainsi, les estimations de variance de chacun de ces paramètres ne permettent pas d'estimer la variance d'une transformation non linéaire de ces derniers. Pour estimer les variances nous utilisons la *Méthode Delta*. Avec des notations matricielles, l'estimateur issu de notre modèle économétrique (noté $\hat{\beta}$) est asymptotiquement normal d'après le Théorème Central Limite :

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \Sigma)$$

Avec la *Méthode Delta*, et en notant g la transformation des paramètres :

$$\sqrt{n}(g(\hat{\beta}) - g(\beta)) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}\left(0, \nabla g(\beta)^T \cdot \Sigma \cdot \nabla g(\beta)\right)$$

Il est alors possible d'estimer la variance de la transformation des paramètres en estimant chacune de ses composantes. Σ désigne la matrice de variance-covariance.

Pour faciliter la lisibilité, chaque tableau indiquant des échelles d'équivalence figure aussi en annexe avec les intervalles de confiance à 95%.

A partir du tableau 3, les enfants sont regroupés en deux catégories de classe d'âge :

- Les enfants âgés de moins de 19 ans dont le coût est relativement plus faible.
- Les enfants âgés de plus 19 ans ou plus qui engendrent davantage de dépenses ressenties du fait notamment du coût des études supérieures. Le coût de leur présence dans le ménage est équivalent au coût ressenti pour la présence d'un adulte.

La catégorie des 15-19 ans occupe une situation intermédiaire avec des coûts plus élevés que pour les moins de 15 ans. Une classification binaire réduit la complexité des calculs et la perte de précision de l'estimation de l'échelle d'équivalence faible. En conséquence, le nombre total d'enfants dans un ménage s'écrit :

$$N = \lambda N_{\hat{a}ge<19} + N_{\hat{a}ge\geq 19}$$

où $N_{\hat{a}ge<19}$ désigne le nombre d'enfants âgés de moins de 19 ans, $N_{\hat{a}ge\geq 19}$ le nombre d'enfants âgés de 19 ans ou plus, et λ un paramètre compris entre 0 et 1 qui permet de ramener les enfants de moins de 19 ans à un équivalent enfant âgé de 19 ans ou plus. Deux méthodes d'estimation sont possibles pour ce paramètre (Hourriez et Olier, 1997).

La première consiste à estimer le modèle suivant :

$$f(R, N) = \beta \log(R) + \gamma_1 N_{\hat{a}ge\geq 19} + \gamma_2 N_{\hat{a}ge<19} + contrôles + \epsilon \qquad (3)$$

à partir d'un modèle logistique multinomial ordonné et à poser $\lambda = \frac{\gamma_2}{\gamma_1}$. Les variables de contrôles sont précisées en annexe [14].

Le second fonctionne par balayage : la valeur de λ est celle qui minimise la somme des carrés des résidus dans le modèle suivant :

$$f(R, N) = \beta \log(R) + \gamma \log(N + 2) + contrôles + \epsilon$$

14. Voir encadré 4 page 33 intitulé ***Description des variables de contrôle***

TABLE 5 – ***Estimation du paramètre λ pour les couples avec enfants***

Méthode utilisée	**Variable**	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**	**Moyenne**
Estimation du modèle (3)	AISE	0.55^{***}	0.49^{***}	0.83^{***}	0.62^{***}
		(0.09)	(0.08)	(0.17)	(0.07)
	NIVEAU	0.53^{***}	0.47^{***}	*n.s*	0.50^{***}
		(0.14)	(0.15)		(0.10)
Estimation par balayage	AISE	0.46	0.46	0.75	0.56
	NIVEAU	0.52	0.42	0.45	0.46

Lecture : Les estimations sont issues des modèles présentés plus haut. Pour l'enquête 2000-2001 la paramètre λ est estimé à 0.55 si on utilise le modèle (3) sur la variable AISE. La moyenne est une simple moyenne arithmétique.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***), *n.s* signifie que le paramètre n'est pas significatif. Les écarts-types entre parenthèses sont estimés par la *Méthode Delta*.

Champ : Couples ayant des enfants à charge et dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 4 644, 4 718 et 6 212 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011 sur la variable AISE et 4 644, 4 692 et 6 159 sur la variable NIVEAU.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

Les différentes estimations du paramètre λ sont proches de 0.5 à l'exception de l'estimation basée sur la variable AISE pour l'enquête de 2010-2011. La question sous-jacente à cette variable porte sur des considérations de gestion de trésorerie («le ménage s'en sort-il ?»), la réponse est donc sensible à la conjoncture économique. En outre, les estimations réalisées sur des données plus anciennes (Hourriez et Olier, 1997) [15] conduisent à une valeur de 0.55. Il semble donc raisonnable de poser $\lambda = 0.50$. Nous faisons implicitement l'hypothèse que ce paramètre peut s'appliquer non seulement aux couples mais aussi aux autres types de ménage. Cela revient à considérer que le poids relatif des jeunes enfants et jeunes adultes ne changent pas avec la configuration familiale. Or il est possible que la présence d'un enfant plus âgé permette de réduire des coûts issus de la présence d'un enfant plus jeune dans certaines configurations familiales que dans

15. Notons que le paramètre estimé est légèrement différent puisqu'il compare de jeunes enfants à des adultes.

d'autres [16].

Nous avons alors $N = 0.5N_{<19} + N_{\geq 19}$

Dans l'article d'Hourriez et Olier (1997), l'échelle d'équivalence $m(N)$ est présentée comme une fonction de N au sein de laquelle les enfants dont l'âge dépasse un certain seuil [17] sont assimilés à des adultes. N (que les auteurs renomment *taille corrigée du ménage*) s'écrit alors :

$$N = \mu N_{enfants} + N_{adultes}$$

où $N_{enfants}$ et $N_{adultes}$ désignent respectivement le nombre d'enfants et d'adultes du ménage. On considère qu'un couple a les mêmes besoins qu'un foyer monoparental dont l'unique enfant à charge a 18 ans par exemple. Cette hypothèse revient à ignorer les contraintes spécifiques qui pèsent sur les foyers monoparentaux. Elle sera levée dans la suite de l'article.

3 Les échelles d'équivalence aujourd'hui

3.1 Une réestimation des échelles d'équivalence

L'approche subjective : le niveau de vie ressenti

Pour estimer une échelle d'équivalence subjective, trois modélisations sont proposées (Glaude et Moutardier, 1991) :

1. Une modélisation en N sous la forme :

$$f(R, N) = \beta \log(R) + \gamma N + contrôles + \epsilon \qquad (4)$$

16. Par exemple il est possible qu'un parent ayant la garde de ses enfants s'appuie davantage sur la présence d'un adolescent pour garder l'enfant plus jeune, que ne le ferait un couple.

17. Dans leur article, Hourriez et Olier fixent ce seuil à 14 ans.

où R désigne le revenu du ménage, N a été défini précédemment et les variables de contrôles sont explicitées en annexe [18].

Cette modélisation renvoie à des échelles d'équivalence convexes c'est-à-dire que des économies d'échelle sont réalisées au sein du ménage (autrement dit le coût de deux enfants dans une même famille est inférieur à celui de deux enfants de familles différentes). L'échelle d'équivalence $m(N)$ est tirée de l'estimation du revenu supplémentaire nécessaire à un couple avec N enfants à charge pour ressentir le même niveau de vie qu'un couple sans enfant :

$$f(Rm, N) = f(R, 0) \Rightarrow m(N) = \mathrm{e}^{\frac{-\gamma}{\beta}N}$$

2. Une modélisation logarithmique de type (en conservant les mêmes notations) :

$$f(R, N) = \beta \log(R) + \gamma N + \delta \log(N + K_1) + contrôles + \epsilon \qquad (5)$$

où K_1 doit être estimé par balayage (il s'agit de choisir le réel K_1 qui minimise les erreurs). Ce modèle implique des échelles d'équivalence concaves (à condition que le coût du premier enfant soit inférieur à un seuil dépendant de la valeur de K_1), c'est-à-dire que le ménage subisse des déséconomies d'échelle (le coût de deux enfants vivant dans une même famille est supérieur à celui de deux enfants de différentes familles). Pour obtenir l'échelle d'équivalence $m(N)$, nous cherchons le revenu supplémentaire nécessaire à un couple avec N enfants à charge pour que celui-ci ressente le même niveau de vie qu'un couple sans enfant :

$$f(Rm, N) = f(R, 0) \Rightarrow m(N) = \left(\frac{N}{K_1} + 1\right)^{\frac{-\gamma}{\beta}}$$

18. Voir encadré 4 page 33 intitulé ***Description des variables de contrôle***

3. Une modélisation mixte en N et incluant une transformation logarithmique (avec les mêmes notations) :

$$f(R, N) = \beta \log(R) + \gamma N + \delta \log(N + K_2) + \epsilon \qquad (6)$$

où le paramètre K_2 doit être estimé par balayage.

Ce modèle est constitué à la fois d'une composante concave et d'une composante convexe. Pour obtenir l'échelle d'équivalence $m(N)$, nous procédons de même :

$$f(Rm, N) = f(R, 0) \Rightarrow m(N) = A^N \left(1 + \frac{N}{K_2}\right)^{\frac{-\delta}{\beta}} \text{ avec } A = \mathrm{e}^{\frac{-\gamma}{\beta}}$$

La modélisation correspondant à des économies d'échelle est conforme aux attentes théoriques. Pour autant certains travaux indiquent que des déséconomies d'échelle ne sont pas à exclure (Glaude et Moutardier, 1991). Dans un but exploratoire nous estimons les trois modèles sur les deux variables `AISE` et `NIVEAU`. Lorsque nous estimons le modèle (6) il ressort que soit le paramètre γ soit le paramètre δ n'est pas significativement différent de 0. Ainsi, ce modèle ne paraît pas rendre correctement compte des données. Pour le modèle (5), l'estimation par balayage donne systématiquement des valeurs élevées pour le paramètre K_2. Finalement, les estimations des modèles (4) et (5) fournissent des échelles d'équivalence proches (les différences n'excèdent pas 0.02 pour un N donné), la méthode est donc robuste à la forme fonctionnelle. Dans un souci de simplicité nous donnerons les échelles d'équivalence pour la modélisation (4).

TABLE 6 – ***Estimation des paramètres γ et β du modèle (4) pour les couples (variable NIVEAU)***

Paramètres	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
$\hat{\beta}$	-1.634^{***}	-1.327^{***}	-1.560^{***}
	(0.112)	(0.095)	(0.111)
$\hat{\gamma}$	0.421^{***}	0.289^{***}	0.264^{***}
	(0.056)	(0.055)	(0.060)

Lecture : Les estimations sont issues du modèle logistique ordonné (4) sur la variable NIVEAU. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Les échelles d'équivalences sont de la forme $e^{\frac{-\gamma}{\beta}N}$.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 4 644, 4 692 et 5 798 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 7 – ***Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un couple (variable NIVEAU)***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Âge des enfants	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Couple et 1 enfant	1.14	1.29	1.12	1.24	1.09	1.18
Couple et 2 enfants	1.29	1.67	1.24	1.55	1.18	1.40
Couple et 3 enfants	1.47	2.17	1.38	1.92	1.29	1.66

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 6. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un couple ayant un enfant de moins de 19 ans ressente le même niveau de vie qu'un couple sans enfant, il faut que ses revenus soient supérieurs de 14% à ceux du couple sans enfant.

TABLE 8 – ***Estimation des paramètres γ et β du modèle (4) pour les couples (variable AISE)***

Paramètres	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
$\hat{\beta}$	-1.953^{***}	-1.586^{***}	-1.323^{***}
	(0.125)	(0.099)	(0.096)
$\hat{\gamma}$	0.699^{***}	0.584^{***}	0.551^{***}
	(0.057)	(0.054)	(0.054)

Lecture : Les estimations sont issues du modèle logistique ordonné (4) sur la variable AISE. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Au final les échelles d'équivalences sont de la forme $e^{\frac{-\gamma}{\beta}N}$.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 4 471, 4 500 et 6 212 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 9 – ***Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un couple (variable AISE)***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Âge des enfants	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Couple et 1 enfant	1.20	1.43	1.20	1.45	1.23	1.51
Couple et 2 enfants	1.43	2.04	1.45	2.09	1.52	2.30
Couple et 3 enfants	1.71	2.93	1.74	3.01	1.87	3.49

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 8. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un couple ayant un enfant de moins de 19 ans à charge ressente le même niveau de vie qu'un couple sans enfant, ses revenus doivent être supérieurs de 20% à ceux du couple sans enfant. Les intervalles de confiance sont joints en annexe.

Les résultats résumés dans le tableau 9 indiquent une relative stabilité des échelles d'équivalence pour les couples. L'estimation réalisée à partir de la variable NIVEAU indique que les économies d'échelle se sont accrues avec le temps, alors qu'elles se réduisent

lorsque l'estimation est réalisée avec la variable `AISE`, il est donc difficile de conclure quant au sens de l'évolution des coefficients. De façon contre-intuitive, les échelles sont faiblement convexes ce qui indique la présence de déséconomies d'échelle : pour les données de 2000-2001 avec la variable `NIVEAU`, un enfant coûte 0.14 contre 0.29 pour deux enfants. Les limites de l'approche subjective peuvent expliquer ce point : les ménages ayant deux enfants peuvent sentir une perte de niveau de vie plus que proportionnelle du fait notamment des problèmes d'organisation qui se posent avec l'arrivée d'un deuxième enfant. L'estimation à partir de la variable `NIVEAU` introduite en 1995 dans l'*Enquête Budget de Famille* révèle des économies d'échelle plus fortes qu'avec la variable `AISE`. Ainsi, les résultats apparaissent sensibles au choix de la variable subjective (encadré 1). `AISE` est la réponse à une question relative au budget, il est donc possible que des personnes ayant deux enfants anticipent des besoins de consommation plus importants, et ressentent un coût plus élevé car les enfants sollicitent des dépenses individuelles accrues. A l'inverse, la variable `NIVEAU` est relative au niveau de vie en général, et de fait, les personnes peuvent davantage tenir compte des économies d'échelle lorsqu'elles répondent à cette question. Il est donc possible que les échelles estimées par Hourriez et Olier, fondées uniquement sur la variable `AISE` (alors seule variable disponible) aient été surestimées. Toutefois, les résultats présentés ici ne sont pas totalement comparables avec ceux d'Hourriez et Olier (1997) dans la mesure où les dernières enquêtes ont été enrichies de questions relatives aux montants des patrimoines et à l'évolution des revenus, ce qui constitue de nouvelles variables de contrôle importantes venant affiner les estimations [19].

L'approche objective du niveau de vie

Le modèle de Prais-Houthakker, introduit en 1955, permet de décrire les évolutions de la structure de consommation des ménages lorsque la taille de ces derniers (N) change. Ce modèle permet de calculer des échelles d'équivalence sur l'ensemble des postes de consommation et ainsi de saisir les variations de la structure de consommation lorsque

19. En reprenant les modélisations identiques (c'est-à-dire en mobilisant les mêmes variables et sans utiliser les celles aujourd'hui disponibles dans l'enquête Budget des ménages 2010-2011), les résultats sont semblables à ceux obtenus par Hourriez et Olier (1997) à partir d'enquêtes plus anciennes. Ainsi, une partie des différences de résultats peut être attribuée aux nouvelles variables de contrôle.

la taille du ménage change. A chaque poste de consommation k est associée une échelle m_k. L'idée centrale du modèle revient à considérer que la consommation du ménage pour un bien k (notée C_k) dépend à la fois de l'échelle d'équivalence spécifique pour ce bien (notée $m_k(N)$) et d'une fonction de demande pour un couple sans enfant qui prend pour argument le niveau de vie U. On note cette fonction $f_k(U)$. Celle-ci désigne implicitement la consommation en bien k d'un couple sans enfant et dont le niveau de vie correspond à U.

$$C_k = m_k(N) f_k(U)$$

L'hypothèse de Rothbarth retenue pour identifier le modèle revient à considérer qu'à niveau de vie égal, les dépenses en vêtements des adultes sont indépendantes du nombre de personnes du ménage (voir en annexe les hypothèses alternatives). Autrement dit, le niveau de vie d'un ménage repose sur le montant de ses dépenses consacrées à l'habillement des adultes. Or ce postulat ne tient pas compte de la reconfiguration des préférences d'un couple qui suit la naissance d'un enfant (moins de sortie, moins besoins potentiellement de soigner sa tenue vestimentaire,...), ou encore d'une séparation. Cette hypothèse est soumise aux critiques développées plus haut concernant le caractère ethnocentré de la démarche. Enfin, le choix d'instrumenter ou non le revenu du ménage par sa consommation peut modifier fortement certains résultats [20]. Malgré ces écueils, la modélisation de Prais-Houthakker permet d'étudier les économies d'échelle par poste de consommation.

TABLE 10 – ***Echelle d'équivalence pour les couples découlant du modèle de Prais-Houthakker***

Date de l'enquête	**2005-2006**		**2010-2011**	
Age de l'enfant	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1
Couple + 1 enfant	1.13	1.27	1.11	1.23
Couple + 2 enfants	1.27	1.59	1.23	1.49
Couple + 3 enfants	1.43	1.97	1.36	1.80

Lecture : Les échelles sont déduites du paramètre α estimé dans le tableau 26 situé en annexe à

20. Les problèmes liés à la résolution et à l'identification du modèle sont traités en annexe.

travers la formule $m(N) = \left(1 + \frac{N}{15}\right)^{\alpha}$. Avec les données de l'enquête 2005-2006, pour qu'un couple avec un enfant de 19 ans ou plus à charge ait un niveau de vie égal à celui d'un couple sans enfant il doit avoir un revenu supérieur de 27%.

Les intervalles de confiance pour les échelles d'équivalence figurent en annexe.

TABLE 11 – ***Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker***

Poste de dépenses	**Année de l'enquête**	**Couple sans enfant**	**Couple + 1 enfant***	**Couple + 2 enfants***	**Couple + 3 enfants***
Alimentation	2005	1	1.36	1.80	2.36
	2010	1	1.34	1.77	2.30
Tabacs et alcools	2005	1	1.12	1.24	1.37
	2010	1	1	1	1
Vêtements	2005	1	1.48	2.15	3.05
	2010	1	1.36	1.81	2.38
Logement	2005	1	1.13	1.26	1.40
	2010	1	1.08	1.15	1.23
Santé	2005	1	1.21	1.45	1.72
	2010	1	1.29	1.65	2.07
Transport	2005	1	1.43	1.99	2.72
	2010	1	1.38	1.88	2.5
Communication	2005	1	1.34	1.77	2.30
	2010	1	1.16	1.34	1.54
Loisirs et culture	2005	1	1.36	1.81	2.37
	2010	1	1.29	1.63	2.04
Hôtels et restaurants	2005	1	1.41	1.96	2.66
	2010	1	1.51	2.23	3.22
Divers	2005	1	1.21	1.45	1.71
	2010	1	1.20	1.42	1.66
Echelle générale	2005	1	1.27	1.59	1.97
	2010	1	1.23	1.49	1.79

Lecture : Les échelles d'équivalence sont déduites des paramètres α_k estimés dans le tableau situé en annexe.

* Pour les enfants, nous avons considéré uniquement le cas des enfants âgés de 19 ans ou plus.

Les résultats apparaissent relativement stables entre les deux enquêtes. Certains

biens comme les vêtements et les services de restauration et d'hôtellerie, dont les caractéristiques sont proches de celles de biens individuels, engendrent peu d'économies d'échelle, comme attendu. A l'autre extrémité, les dépenses de logement qui incluent aussi l'électricité, l'eau et le gaz (et représentent en moyenne plus de 30% du budget d'un ménage) sont sources d'économies d'échelle importantes [21]. Les dépenses d'alimentation, de transport et de loisirs sont individuelles, même si elles autorisent certaines économies d'échelle. Lorsque le ménage s'agrandit (avec naissance d'un enfant par exemple), sa structure de consommation évolue aussi : les dépenses sur lesquelles des économies d'échelle sont possibles (logement, biens divers) reculent au profit des dépenses plus individualisables (alimentation, transport, vêtement, loisirs,...). En conséquence les évolutions à la fois de la démographie française et des configurations familiales sont susceptibles d'influencer l'évolution de la structure de la consommation des ménages entre les deux enquêtes. Les estimations conduites sur les les dépenses des foyers monoparentaux (qui sont comparées à celles des personnes seules) et celles permettant d'évaluer les économies d'échelle issues de la mise en couple, conduisent à une échelle d'équivalence objective synthétisée dans les tableaux suivants.

TABLE 12 – ***Echelles d'équivalence objectives : synthèse des résultats pour les enfants de moins de 19 ans***

Enquêtes	**2005-2006**		**2010-2011**	
	Foyer monoparental	**Couple**	**Foyer monoparental**	**Couple**
Sans enfant	1	1.28	1	1.23
1 enfant*	1.41	1.45	1.38	1.37
2 enfants*	1.58	1.63	1.54	1.51
3 enfants*	1.69	1.83	1.65	1.67

Lecture : Les échelles sont déduites des tableaux donnés en annexe et relatifs aux estimations objectives. D'après les données de l'enquête de 2005, pour qu'un célibataire maintienne son niveau de vie suite à l'arrivée d'un enfant à charge, son revenu doit augmenter de 41%.

21. Il en est de même pour le poste *divers* constitué essentiellement des services financiers, des dépenses d'assurances et de produits de beauté (dont les bijoux).

* Les enfants sont âgés de moins de 19 ans.

TABLE 13 – ***Echelles d'équivalence objectives : synthèse des résultats pour les enfants de 19 ans et plus***

Enquêtes	**2005-2006**		**2010-2011**	
	Foyer monoparentale	**Couple**	**Foyer monoparentale**	**Couple**
Sans enfant	1	1.28	1	1.23
1 enfant*	1.58	1.63	1.54	1.51
2 enfants*	1.78	2.03	1.73	1.83
3 enfants*	1.92	2.52	1.86	2.21

Lecture : Les échelles sont déduites des tableaux donnés en annexe et relatifs aux estimations objectives. D'après les données de l'enquête de 2005, pour qu'un célibataire maintienne son niveau de vie suite à l'arrivée d'un enfant à charge, son revenu doit augmenter de 58%.

* Les enfants sont âgés de 19 ans ou plus.

Le coût d'un enfant est beaucoup plus élevé pour un foyer monoparental que pour un couple (tableau 16). D'après les données issues de l'*Enquête Budget de Famille 2005-2006*, pour compenser le coût lié à la présence d'un enfant de 19 ans ou plus, et maintenir le niveau de vie du ménage par rapport à un couple sans enfant, le budget d'un couple doit augmenter de 27% contre 58% pour un foyer monoparental. Ces résultats sont proches de ceux découlant des échelles d'équivalence subjectives pour la variable `NIVEAU`. Finalement, les estimations issues des deux méthodes (subjectives et objectives) convergent : la charge d'un enfant est ressentie comme étant plus importante par les parents isolés que par les couples [22]

22. Les échelles d'équivalence objectives découlant du modèle de Prais-Houthakker méritent d'être considérées avec réserve au regard des critiques développées précédemment. En effet, les résultats sont très sensibles au choix de l'hypothèse identifiante.

3.2 Les échelles d'équivalence sont-elles variables avec le revenu ?

L'estimation du modèle de Prais-Houthakker a montré que les différents postes de dépense ne dépendent pas de façon identique de la composition démographique du ménage (ils n'autorisent pas les mêmes économies d'échelle). Or, la structure des dépenses d'un ménage varie avec son niveau de revenu. A titre d'exemple, un ménage ayant des revenus élevés consacrera une part importante de son budget aux loisirs (hôtels, restaurants). Ces dépenses engendrent de faibles économies d'échelle. Les échelles d'équivalence peuvent donc dépendre du niveau de revenu du ménage, dans la mesure où le coût de l'enfant pourrait être plus élevé pour les ménages dont le revenu est élevé. La critique de Pollack et Wales (1979) prend ici tout son sens, dans la mesure où on ne tient pas compte du bien-être retiré des vacances en famille avec enfants et qui peut plus que compenser le surcoût associé à la présence d'enfant. A l'inverse si l'on considère que l'arrivée d'un enfant engendre des coûts incompressibles (alimentation, frais de garde,...) alors ces derniers pèseront d'autant plus lourdement (en % du revenu) que le ménage est pauvre. Cette question soulève des débats importants en matière de politique familiale puisqu'elle revient à interroger le principe d'équité horizontale à la lumière des échelles d'équivalence.

Une estimation des échelles d'équivalence objectives par quintiles de niveau de vie met en exergue la circularité du problème car définir des quintiles de niveau de vie implique de disposer auparavant d'une échelle d'équivalence, ce que nous cherchons précisément à estimer. Pour contourner ce problème, il est possible de construire les quintiles par type de ménage de composition démographique équivalente. Cela revient à diviser par quintile de revenu les couples sans enfant, les couples avec un enfant, les couples avec deux enfants,... et à former des quintiles de niveau de vie en regroupant ces catégories [23]. Cette méthode suppose implicitement que la distribution par type de ménages est identique au sein de chaque quintile de niveau de vie. Or il est probable que les 20% plus pauvres soient plus pauvres pour les foyers monoparentaux que pour les couples, du fait des différences de caractéristiques socio-économiques de

23. Par exemple, le premier quintile serait constitué des premiers quintiles des couples sans enfant, des couples avec un enfant, des couples avec deux enfants,...

ces deux groupes. Par ailleurs, les échelles objectives sont estimées à partir de l'hypothèse de Rothbarth qui assimile le niveau de vie à la dépense en vêtement par adulte du ménage. Or la relation entre ces dépenses et le niveau de vie du ménage n'est pas linéaire. Par ailleurs, l'approche par les dépenses de consommation occulte la question de l'épargne qui s'accroît avec le revenu du ménage.

Malgré ces limites, l'approche par quintile de catégorie de ménages indique que le coût d'un enfant est faible pour les familles du premier quintile. Ces ménages modestes restreignent probablement déjà au maximum leurs dépenses en vêtement et l'arrivée d'un enfant ne réduira pas davantage la part du budget consacrée à ce poste. De même, pour les familles du dernier quintile, le coût de l'enfant est presque nul probablement parce que l'arrivée de celui-ci ne contraint pas les parents à réduire leurs dépenses vestimentaires. A cela s'ajoute un problème relatif à la taille des effectifs des quintiles : la variance des estimations est importante et de nombreux résultats ne sont pas significatifs.

Les estimations par l'approche *subjective* apportent un autre éclairage sur la sensibilité des échelles d'équivalence au revenu. A partir de la variable `NIVEAU`, la variable latente d'un modèle logistique ordonné est identifiée au niveau de vie du ménage. Ce niveau de vie est donc une fonction du revenu disponible du ménage R et de sa composition démographique N, un terme d'interaction entre ces deux variables est ajouté dans l'estimation :

$$f(R,N) = \beta \log(R) + \gamma N + \delta N \cdot \log(R) + contrôles + \epsilon \qquad (9)$$

La charge ressentie pour un enfant (notée $c(R)$) est alors donnée par la résolution de l'équation :

$$f(R,0) = f(Rc,1) \Rightarrow c(R) = \mathrm{e}^{\frac{\gamma}{\beta+\delta}} \cdot R^{\frac{\delta}{\beta+\delta}}$$

Cette forme fonctionnelle souple peut aboutir à la fois à des échelles d'équivalence croissantes ou décroissantes avec le revenu (en fonction des valeurs estimées des paramètres).

TABLE 14 – ***Estimation des paramètres β, γ, et δ du modèle (9) pour les couples***

Paramètres	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
$\hat{\beta}$	-1.479^{***}	-1.294^{***}	-1.290^{***}
	(0.127)	(0.121)	(0.117)
$\hat{\gamma}$	2.827^{***}	0.806	3.029^{***}
	(1.095)	(1.142)	(1.141)
$\hat{\delta}$	-0.228^{**}	0.584^{***}	-0.260^{**}
	(0.103)	(0.107)	(0.106)

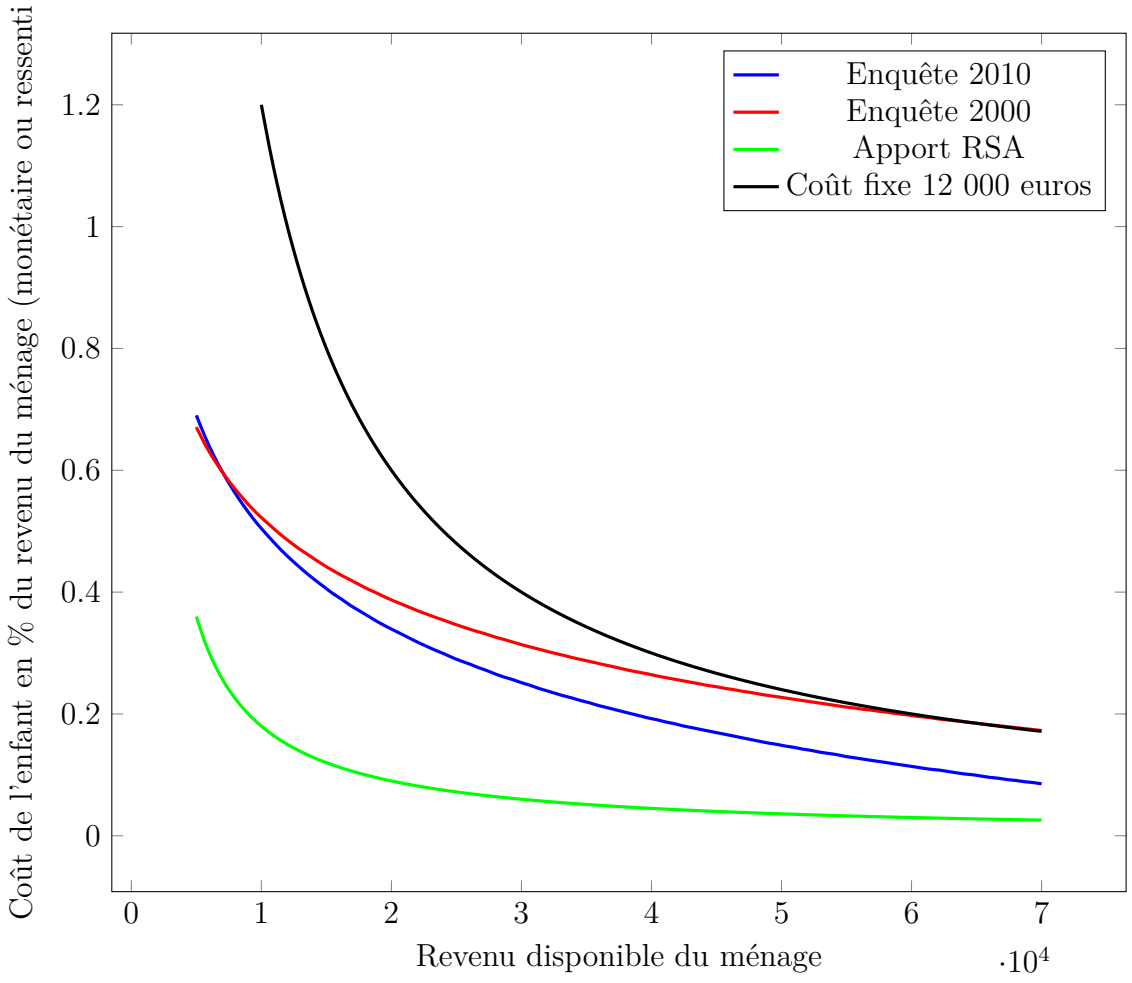
Lecture : Les estimations sont issues du modèle logistique ordonné (9) sur la variable `NIVEAU`. Les écarts-types figurent entre parenthèses.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 4 644, 4 692 et 6 159 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

FIGURE 1 – ***Coût ressenti pour un enfant de 19 ans ou plus en fonction du revenu annuel du ménage***



Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001 et 2010-2011*, Insee

Lecture : Sur l'axe des abscisses 5 correspond à une revenu disponible de 50 000 euros annuels pour le ménage.

Nous avons considéré ici le cas d'une enfant âgé de 19 ans ou plus.

Pour les estimations issues des *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001* et *2010-2011*, les trois paramètres $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$, et $\hat{\delta}$ sont significatifs au seuil de 5%. Ce résultat montre que les échelles d'équivalence varient avec le niveau de revenu du ménage. Plus précisément, le paramètre δ est négatif (il joue dans le même sens que le revenu) ce qui implique que la charge ressentie pour la présence d'un enfant à charge diminue quand le revenu du ménage augmente. Afin de mieux visualiser l'évolution de cette charge avec le revenu nous proposons une représentation graphique. Pour aider à l'interprétation, nous représentons aussi le coût d'un enfant en pourcentage du revenu avec l'hypothèse que le coût de l'enfant est fixe (au sens où il ne dépend pas du revenu). Deux coûts fixes ont été tracés : l'un pour un montant de 12 000 euros annuels, l'autre pour un montant de 1 800 euros annuels qui correspond au supplément de RSA socle apporté à un couple lorsque celui-ci a un enfant à charge [24].

Pour les ménages les plus pauvres, la charge ressentie pour un enfant est très élevée (proche de 60% du revenu disponible) et l'apport du RSA ne compense pas cette charge ressentie. Cette charge diminue assez rapidement avec le revenu. Il existe des coûts incompressibles pour la charge d'un enfant (alimentation, vêtements,...) susceptibles d'expliquer cette relation entre coût de l'enfant et revenu des parents. De même, au-delà d'un certain niveau de revenu (environ 50 000 euros annuels) la charge ressentie se comporte comme un coût fixe proche de 12 000 euros annuels. Tout se passe comme si au-delà de cette somme les dépenses supplémentaires liées à l'enfant ne sont plus perçues comme une charge par le ménage : elles viennent au contraire augmenter le niveau de vie déclaré par celui-ci. Lorsqu'un ménage aisé emmène ses enfants en voyage, les dépenses liées à ces derniers sont objectivement élevées (l'hôtel, les billets d'avion, le restaurant sont des dépenses quasiment individuelles) mais elles ne seront pas perçues comme une charge : elles augmentent le niveau de vie ressenti du ménage dans les mêmes proportions que si ces dépenses s'étaient portées sur des biens consommés par les adultes. L'assimilation du niveau de vie au bien-être montre ici ses limites : les réponses aux questions de ressenti de niveau de vie intègre en partie le bien-être issu de certaines consommations, en l'occurrence ici celles liées aux loisirs partagés avec les enfants. A partir d'un certain niveau de revenu, les couples avec enfants ne ressentent

24. Au 1er janvier 2014 la RSA socle est de 748.97 euros mensuels pour un couple sans enfant et de 898.76 euros pour un couple avec un enfant à charge. (898.76-748.97)*12=1 797.48

pas de perte de niveau de vie à la marge par rapport à un couple sans enfant disposant d'un revenu équivalent, du fait du bien-être qu'ils retirent de ces consommations familiales spécifiques. Le coût de l'enfant devient alors forfaitaire. Ces résultats sont de nature exploratoires, mais ils suggèrent néanmoins que la perte de niveau vie de liée à la présence d'enfant dans le ménage diminue avec le revenu du ménage. Les échelles d'équivalence politiques pourraient en être affectées : l'application du principe d'équité horizontale prendrait alors une autre signification. En termes de politiques publiques, ces résultats suggèrent notamment qu'une réforme des parts attribuées pour enfants au titre du revenu de solidarité active est souhaitable de sorte à couvrir la perte de niveau de vie ressentie par les ménages modestes avec enfants.

4 Les conséquences des désunions sur le niveau de vie

4.1 Le cas des foyers monoparentaux

Depuis plusieurs décennies, on observe un accroissement des ruptures d'unions. Moins de 5% des couples formés dans les années 1950 se sont séparés dans les dix ans suivant l'union contre 20% pour ceux formés en 1980 (Vanderschelden, 2006). En raison de l'augmentation du nombre de divorces et de désunions, le nombre de foyers monoparentaux a triplé depuis 1968 [25]. En 1990, les foyers monoparentaux représentaient moins de 13% des ménages avec enfant contre presque de 22% en 2011 [26]. Les principales caractéristiques sociodémographiques de ces foyers sont données par le tableau 3. En 2011, on compte environ 6,25 millions de couples avec enfants, contre plus de 1,7 million de foyers monoparentaux, 80% de ces foyers ont à leur tête une femme. Evaluer le niveau de vie de cette catégorie de ménage soulève des enjeux en matière de mesure de la pauvreté et des inégalités femmes-hommes.

Une réestimation des échelles d'équivalence met en exergue le surcoût associé à la charge d'enfant que supportent les foyers monoparentaux par rapport aux couples. Pour

25. Insee, Recensements de la population de 1962 à 1999, enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2007.

26. Insee, RP1990 sondage au $\frac{1}{4}$ et RP2011.

ces foyers, les économies d'échelle sont moindres. Premièrement, la vie en couple permet de dégager davantage d'économies d'échelle que dans le cas d'un parent vivant avec son enfant : la présence d'un enfant à charge implique souvent une pièce supplémentaire, ce qui n'est pas le cas d'un conjoint. Or les dépenses de logement constituent le poste le plus important du budget d'un ménage. Deuxièmement, les membres d'un couple partagent plus d'activités communes qu'un adulte et son enfant (sorties, loisir,...). Troisièmement, même si les enfants aident pour certaines tâches domestiques, les couples disposent d'un volume de temps "adulte" plus important facilitant l'organisation et la réalisation du travail domestique. Ce gain repose largement sur une division sexuée du travail, puisque dans les couples, y compris dans les couples de salariés, l'inégal partage des tâches domestiques et familiale est la norme (Ponthieux et Schreiber, 2006). Les foyers monoparentaux doivent externaliser certaines activités (garde des enfants par exemple) en raison des contraintes d'emploi du temps. C'est aussi le cas des couples bi-actifs mais ces couples peuvent aussi s'appuyer sur des possibilités d'organisation plus larges, notamment en partageant au moins partiellement les contraintes de garde d'enfant. A l'inverse, les besoins d'un adulte sont potentiellement plus importants que ceux d'un enfant. Pour estimer la spécificité en termes de niveau de vie des foyers monoparentaux, une variable de contrôle supplémentaire sous la forme d'une indicatrice pour les foyers monoparentaux est introduite dans les modèles économétriques décrits précédemment.

Le modèle (4) s'écrit alors :

$$f(R,N) = \beta \log(R) + \gamma N + \delta \mathbb{1}_{Monoparentalité} + contrôles + \epsilon$$

Toutes choses égales par ailleurs (et notamment à taille du ménage égale et revenu égal) les foyers monoparentaux se déclarent être davantage en difficulté financière que les couples. Par ailleurs, l'évolution du niveau de vie des personnes mérite une attention particulière dans la mesure où le divorce ou la séparation des conjoints entraîne un surcroît de charges (Jeandidier et Bourreau-Dubois, 2005) qui pèse sur le niveau de vie et ralentit le processus de constitution des patrimoines. Cette perte de niveau de vie pèse davantage sur les femmes, et ceci d'autant plus que la spécialisation des rôles a été

importante pendant la durée de l'union. Le statut marital joue un rôle central dans les mécanismes de compensation lors d'un divorce et aucun dispositif n'est prévu en cas de rupture d'union libre.

Le niveau de vie ressenti par les foyers monoparentaux est donc plus faible que celui ressenti par les couples, ce qui peut s'expliquer en partie par un sentiment de vulnérabilité plus intense, notamment en raison d'une plus grande dépendance des revenus à un emploi unique [27]. L'échelle d'équivalence est obtenue en résolvant :

$$f(Rm, N) = f(R, 0) \Rightarrow m(N) = \mathrm{e}^{\frac{-\gamma}{\beta}N} \qquad (7)$$

Les estimations logistiques sur la variable `AISE` conduisent à un coût de l'enfant supérieur à 150% du revenu du ménage. Les résultats issus de l'estimation sur la variable `NIVEAU` sont en revanche crédibles. On retrouve ici la même dissonance que soulignée précédemment entre les deux variables. `AISE` fait appel au ressenti en matière de trésorerie, et à la capacité du ménage à boucler son budget, les réponses sont donc sensibles à des contextes et des situations particulières, alors que `NIVEAU` est une question globale relative au niveau de vie.

TABLE 15 – ***Estimation des paramètres γ et β du modèle (7) pour les foyers monoparentaux et les couples sans enfants***

Paramètres	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
$\hat{\beta}$	-1.411^{***}	-1.579^{***}	-1.636^{***}
	(0.132)	(0.099)	(0.138)
$\hat{\gamma}$	0.320^{***}	0.470^{***}	0.493^{***}
	(0.112)	(0.111)	(0.132)

Lecture : Les estimations sont issues du modèle logistique ordonné (7) sur la variable `NIVEAU`. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Au final les échelles d'équivalence sont de la forme $\mathrm{e}^{\frac{-\gamma}{\beta}N}$.

27. De même que pour les couples, l'estimation du modèle (6) pour les foyers monoparentaux donne des paramètres non significativement distincts de 0. L'estimation par balayage de K1 fournit aussi des valeurs très élevées qui engendrent des échelles d'équivalence quasiment égales à celles du modèle (7). Dans un souci de simplicité, seuls les résultats issus de ce modèle sont présentés.

Champ : Couples sans enfant et foyers monoparentaux dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans et de plus de 25 ans. L'échantillon comporte respectivement 2 094, 2 166 et 3 391 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 16 – ***Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un foyer monoparental comparé à un couple sans enfant***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Âge de l'enfant	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Adulte + 1 enfant	1.12	1.25	1.16	1.35	1.16	1.35
Adulte + 2 enfants	1.25	1.57	1.35	1.81	1.35	1.82
Adulte + 3 enfants	1.41	1.98	1.56	2.44	1.57	2.47

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 15. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un foyer monoparental avec un enfant de 19 ans ou plus ait un niveau de vie égal à celui d'un couple sans enfant, il doit disposer d'un revenu supérieur de 25% à celui dont le couple dispose.

Les intervalles de confiance sont joints en annexe.

Conformément aux attentes, la présence d'un enfant implique des charges plus élevées que celle d'un conjoint : un parent vivant avec un enfant a des besoins plus coûteux qu'un couple. Lorsque l'enfant est âgé de moins de 19 ans, le surcroît de revenu nécessaire pour compenser l'écart de niveau de vie ressenti est de 16%, il s'élève à 35% pour un jeune adulte. L'estimation de ce surcoût est stable entre 2005-2006 et 2010-2011, elle est légèrement plus faible pour l'enquête 2000-2001 (avec respectivement 12% et 25%).

Ne pas tenir compte des coûts spécifiques que ressentent les foyers monoparentaux conduit à surestimer leur niveau de vie relativement à celui des couples. Les conséquences en matière de mesure de la pauvreté ou des inégalités, en particulier des inégalités de sexes, sont potentiellement importantes. Cela questionne également le calibrage du système socio-fiscal. Dans le système d'imposition sur le revenu, on considère que le couple marié ou pacsé sans enfant dispose du même niveau de vie qu'une personne

vivant avec son enfant, puisque dans les deux cas 2 parts fiscales sont attribuées. Ceci conduit d'une part à une sous-estimation du niveau de vie des couples mariés ou pascés relativement aux célibataires ou aux couples en union libre, mais également à une surestimation de celui des parents isolés, qui devraient au regard des estimations présentées ici disposer d'un surcroît de part de 0,16 pour un enfant et 0,35 pour une jeune adulte par rapport aux couples sans enfant. Autrement dit le système fiscal considère que la charge d'un conjoint est la même que celle d'un enfant lorsqu'il est élevé par un seul parent, alors que les données indiquent que cette charge est supérieure dans le second cas.

4.2 Le coût d'un enfant hors domicile à charge pour un célibataire

Estimation du coût subjectif de l'enfant à charge vivant hors domicile

En parallèle de l'augmentation des foyers monoparentaux du fait des séparations, les reconfigurations familiales impliquent un accroissement du nombre de personnes vivant seules mais ayant un ou des enfants à charge qui résident dans le logement de l'autre parent. 86% d'entre eux sont des hommes. Ces situations sont le plus souvent le corollaire d'une séparation conjugale assortie d'une garde des enfants attribuée à l'autre parent. Bien que ne vivant pas quotidiennement avec le ou les enfant(s), le parent doit s'acquitter d'une pension alimentaire et accueille ses enfants régulièrement (le weekend et pendant les vacances) ce qui implique certaines dépenses. Par exemple, pour accueillir ses enfants, même de façon épisodique le parent doit avoir un logement d'une taille probablement plus importante que celle d'un célibataire n'ayant pas d'enfant à charge. Ces charges ne sont pas prises en compte dans les échelles d'équivalence.

La dernière *Enquête Budget de Famille* sur la période 2010-2011 permet pour la première fois d'investir cette question. En effet, l'enquête recense pour chaque ménage, les enfants qui vivent hors domicile et qui engendrent des dépenses régulières pour celui-ci. À partir de ces variables, il est possible d'identifier les célibataires dont au moins un enfant est en cours de scolarité et qui ne réside pas dans le même ménage que la

personne interrogée et qui pourtant implique des dépenses régulières pour cette dernière.

Des éléments de statistiques descriptives fournissent des informations sur les caractéristiques démographiques et les dépenses de ce type de foyer.

TABLE 17 – ***Caractéristiques sociodémographiques des célibataires ayant un enfant à charge***

	Célibataires sans enfant à charge	**Célibataires avec enfant à charge**
Effectifs	1 370	260
Sexe		
Hommes	42.5%	86%
Femmes	57.5%	14%
Age	42 ans	47 ans
Entre 25 et 29 ans	24.2%	1.3%
Entre 30 et 39 ans	30.5%	33.8%
Entre 40 et 49 ans	23.1%	33.6%
Plus de 50 ans	22.2%	31.3%
Nombre d'enfants à charge	.	1.67
Statut d'occupation du logement		
Locataire	63.2%	65.2%
Propriétaire avec un crédit	15.2%	18.2%
Propriétaire sans crédit	16.6%	10.5%
Autre	5%	6.1%
CSP		
Agriculteur	1.1%	1.2%
Artisan, commerçant	2.4%	11.7%
Cadre et prof. libérale	20.6%	12.8%
Profession intermédiaire	23.4%	22.2%
Employé	20.4%	14.5%
Ouvrier	16.2%	31.7%
Retraité	5.9%	0.2%
Lieu de résidence		
Province	48.7%	63.9%
Grande ville (plus de 200 000 habitants)	23.1%	16.6%
Paris	28.2%	19.5%

Lecture : 86% des célibataires ayant un enfant en cours de scolarité à charge en dehors du domicile sont des hommes. L'âge moyen de cette population est de 47 ans.

Champ : 1 630 célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans de l'*Enquête Budget de Famille 2010-2011*.

Source : *Enquête Budget de Famille 2010-2011*, Insee

TABLE 18 – ***Comparaison des dépenses (en euros annuels) et des structures de consommation entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant un enfant hors domicile à charge***

	Sans enfant à charge	**Avec enfant à charge**
Revenus	26 112	29 311
Dépenses		
Alimentation	2 204 (10.5%)	2 411(9.3%)
Alcools et tabacs	682 (3.3%)	845 (3.3%)
Vêtements	1 015 (4.8%)	1 246 (4.8%)
Logement	7 375 (35.2%)	8 272 (32%)
Santé	292 (1.4%)	258 (1%)
Transport	2 976 (14.2%)	5 241 (20.3%)
Communications	725 (3.5%)	781 (3%)
Loisirs et culture	1 682 (8%)	2 777 (10.7%)
Hôtels et restaurants	1 828 (8.7%)	1 498 (5.8%)
Divers	2 254 (10.7%)	2 533 (9.8%)
Dons et pensions alimentaires	404	3 806
Total des dépenses	20 937	25 863

Lecture : Un célibataire sans enfant à charge dépense en moyenne 2 204 euros annuels pour l'alimentation soit 10.5% de ses dépenses annuelles. Ces chiffres sont respectivement de 2 411 euros et 9.3% pour un célibataire ayant des enfants à charge.

Champ : 2 559 individus célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans de l'*Enquête Budget de Famille 2010-2011*.

Source : *Enquête Budget de Famille 2010-2011*, Insee

Afin d'évaluer le niveau de vie de ce type de ménage, nous proposons trois méthodes économétriques :

- Une estimation *subjective* à partir d'un modèle logistique ordonné sur la variable `NIVEAU`.
- L'estimation d'un modèle multilinéaire prenant pour variable dépendante les dépenses du célibataire et comme variable explicative d'intérêt une indicatrice de présence d'enfant en cours de scolarité hors du domicile engendrant des dépenses régulières.
- Une méthode de matching qui consiste pour chaque célibataire dont au moins un enfant est encore à charge hors du domicile à trouver un autre célibataire dont les caractéristiques sociodémographiques sont similaires mais qui n'a pas d'enfant hors domicile à charge. Il s'agit alors de comparer leurs dépenses.

Estimation par la méthode subjective

Pour estimer le coût des enfants hors domicile nous proposons un modèle logistique ordonné sur la variable `NIVEAU` (en 6 modalités). La variable latente $f(R, \mathbb{1}_{Enfanthd})$ correspond au niveau de vie du ménage. Le modèle s'écrit :

$$f(R, \mathbb{1}_{Enfanthd}) = \beta \log(R) + \delta \mathbb{1}_{Enfanthd} + contrôles + \epsilon$$

où R désigne le revenu disponible du ménage tenant compte des versements de pension alimentaire et des déductions fiscales qui en découlent. $\mathbb{1}_{Enfanthd}$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu a un enfant à charge qui réside en dehors de son domicile. Les variables de contrôle sont spécifiées en annexe.

Le coût de la présence d'enfant hors du domicile est donc donné par :

$$f(Rm, 1) = f(R, 0) \Rightarrow m(N) = \mathrm{e}^{\frac{-\delta}{\beta}}$$

L'estimation donne $\hat{\beta} = -0.777 \quad (0.150) \quad$ et $\quad \hat{\delta} = 0.099 \quad (0.015) \quad$ ce qui implique un surcoût de 14% pour la présence d'un enfant hors du domicile. Etant donné que le revenu moyen d'un célibataire avec un enfant hors domicile est de 29 311 euros annuels [28], cette charge correspond approximativement à un montant annuel de 4 000 euros. Remarquons ici aussi que les résultats obtenus à partir de la variable `AISE` ne donnent pas un estimateur significativement distinct de 0 pour la charge ressentie liée à l'enfant. Ce premier résultat est donc fragile.

Champ : 1 630 ménages ne comprenant qu'un adulte âgé de moins de 64 ans et de plus de 25 ans. La variable indicatrice d'enfant hors domicile correspond à des enfants n'ayant pas encore terminé leurs études pour lesquels le ménage déclare des dépenses régulières.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2010-2011*, Insee

Estimation par régression multilinéaire

L'objectif est ici double. Il s'agit d'abord de chiffrer à l'aide d'un modèle de régression linéaire les dépenses engendrées par la présence d'un enfant hors domicile à charge pour des parents vivant seuls. Mais il s'agit également d'isoler les consommations précisément concernées et sur lesquelles porte ce surcroît de charge. Plusieurs variables de contrôle sont introduites dans l'estimation (annexe). Le modèle de référence s'écrit :

$$C_k = \alpha_k + \beta_k \mathbb{1}_{Enfanthd} + \gamma_k \log(R) + contrôles + \epsilon \qquad (8)$$

où C_k désigne les dépenses de consommation pour le poste k. $\mathbb{1}_{Enfanthd}$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu a un enfant qui réside hors de son domicile. R renvoie au revenu disponible du ménage.

28. Voir tableau 17 page 44. Source : *Enquêtes Budget de Famille 2010-2011*, Insee

TABLE 19 – ***Résultats de la régression multilinéaire du modèle (8) avec pour variables dépendantes les différents postes de dépenses***

Dépenses	**Paramètres $\hat{\beta}_k$**	**Ecart-type**
Alimentation	137	(162)
Alcools et tabacs	16	(87)
Vêtements	249*	(132)
Logement	875**	(342)
Santé	−8	(55)
Transport	1 884***	(492)
Communications	79***	(30)
Loisirs et culture	960***	(311)
Enseignement	57***	(17)
Hôtels et restaurants	−32	(150)
Divers	236	(175)
Total des dépenses	4 454***	(934)

Lecture : Les estimations correspondent aux paramètres $\hat{\beta}_i$ obtenus en régressant les différentes dépenses suivant le modèle (8). Les écarts-types figurent entre parenthèses.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : 1 630 individus célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans de l'*Enquête Budget de Famille 2010-2011*.

Source : *Enquête Budget de Famille 2010-2011*, Insee

L'estimation montre que le surcroît de dépenses liées à la présence d'un enfant à charge hors du domicile se concentre sur trois postes de consommation : le logement, les transports et le loisir et la culture. Ce résultat est conforme aux attentes : il faut souvent une pièce en plus pour accueillir l'enfant régulièrement, et les activités de loisir que le parent partage avec l'enfant pèsent sur son budget. Cette approche corrobore le résultat précédent, dans la mesure où cela conduit à une estimation des dépenses supplémentaires induites par la présence d'un enfant à charge mais vivant hors domicile de 4 454 euros annuels. Ce chiffre correspond à environ 15% du revenu de ces personnes, ce qui confirme l'estimation obtenue à partir de la méthode subjective du coût de l'enfant

hors domicile.

Estimation par matching

L'autre méthode permettant de contrôler les résultats des différences de caractéristiques entre célibataires et célibataires ayant un enfant à charge hors du domicile, consiste à associer à chaque individu vivant seul et ayant un enfant en cours de scolarité à charge hors domicile, un autre individu vivant seul qui n'a pas d'enfant hors domicile ou dont celui-ci n'entraîne pas de charges financières. La comparaison de leurs dépenses donnera une estimation toutes choses égales par ailleurs du surcoût lié à la charge de l'enfant. L'individu « miroir » jouant le rôle de contrefactuel est choisi à partir de plusieurs critères :

- le sexe
- le revenu du ménage
- le statut d'activité sous la forme de cinq modalités : inactivité, en emploi, chômeur, étudiant, et retraité
- la catégorie socio-professionnelle en six modalités : agriculteur, employé, cadre, artisan et commerçant, profession intermédiaire, et ouvrier
- le lieu de résidence avec trois indicatrices : Paris, grande ville et province
- l'âge avec quatre modalités : 25-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans et 50-64 ans
- le statut d'occupation du logement en trois modalités : locataire, propriétaire, et logé gratuitement
- le niveau du patrimoine en trois modalités : inférieur à 100 000 euros, entre 100 000 et 500 000 euros et supérieur à 500 000 euros
- l'incertitude économique sous la forme d'une indicatrice qui vaut 1 lorsque l'individu juge inévitable ou très probable de perdre son emploi dans les mois qui suivent l'enquête.

L'avantage du matching par rapport à la méthode de la régression est de ne pas supposer une relation linéaire entre la variable expliquée et les variables explicatives. L'estimateur par matching calcule alors l'effet moyen de la présence d'enfant hors domicile à charge pour le célibataire (ou Average Treatment Effect, ATE). Le tableau donnant la qualité du matching se trouve en annexe. Il ressort de l'estimation par matching un surcoût de 3 419 euros imputable à la présence d'enfant hors domicile à charge. Ce montant qui représente en moyenne environ 12% du revenu pour cette population s'explique principalement par trois postes budgétaires (tableau 24) : le transport, la communication et l'enseignement. L'écart de dépenses de logement ne ressort pas significativement dans ces estimations.

TABLE 20 – ***Différences de dépenses par poste de consommation entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant au moins un enfant à charge (estimation par matching)***

Dépenses	**Estimateur ATE**	**Ecart-type**
Alimentation	−155	(169)
Alcools et tabacs	77	(110)
Vêtements	180	(130)
Logement	353	(382)
Santé	50	(62)
Transport	2 119***	(540)
Communications	209***	(43)
Loisirs et culture	259	(303)
Enseignement	247**	(99)
Hôtels et restaurants	−23	(189)
Divers	103	(224)
Total des dépenses	3 419***	(1 101)

Lecture : La méthode utilisée est celle du matching avec le plus proche voisin. La variable dépendante est le montant des dépenses pour chaque poste. La variable de traitement est l'indicatrice de présence d'enfant n'ayant pas terminé leur scolarité, engendrant des dépenses régulières et résidant hors du domicile. La métrique est celle de la matrice de variance-covariance des variables sur lesquelles le matching est effectué. L'estimateur correspond à *l'effet moyen du traitement* (Average Treatment

Effect, ou ATE). Les écarts-types figurent entre parenthèses.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : 1 630 individus célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans de l'*Enquête Budget de Famille 2010-2011*.

Source : *Enquête Budget de Famille 2010-2011*, Insee

Finalement, les trois méthodes utilisées convergent vers un surcoût moyen compris entre 3 500 et 4 500 euros annuels pour la charge d'un enfant vivant hors domicile, soit entre 12 et 15% du revenu. Cette analyse permet d'éclairer les conséquences des désunions pour les deux foyers issus de la séparation. Elle met en avant que les deux foyers subissent une perte de niveau de vie du fait de la séparation. Ceci implique que le coût d'un enfant de parents séparés est sensiblement plus élevé que celui qui vit avec ses deux parents. Les politiques publiques et en particulier la politique familiale visant à réduire la pauvreté des enfants devraient en tenir compte dans un souci d'efficacité. Ces travaux pourraient aussi être étendus aux recompositions familiales en générale puisque les parents ne vivant pas avec leurs enfants mais en ayant toujours en partie la charge peuvent également vivre en couple et avoir d'autres enfants.

5 Conclusion

Cet article propose de réestimer les échelles d'équivalence empiriques et de tester leur sensibilité à certaines configurations familiales. Dans certains cas, élever un enfant peut coûter plus cher que dans d'autre. Pour les ménages les plus pauvres, la charge ressentie pour un enfant est très élevée (proche de 60% du revenu disponible) et l'apport du RSA ne compense pas cette charge ressentie. Au-delà d'un certain niveau de revenu (environ 50 000 euros annuels) la charge ressentie se comporte comme un coût fixe proche de 12 000 euros annuels. Ces résultats indiquent qu'au-delà d'un certain niveau de revenu, les dépenses supplémentaires liées à l'enfant ne sont plus perçues comme une charge par le ménage : elles viennent au contraire augmenter le niveau de vie déclaré par celui-ci. Enfin, les reconfigurations familiales (familles recomposées, foyers monoparentaux,...) changent la donne en matière de charge liée à la présence d'enfant. Les désunions impliquent souvent une baisse du niveau de vie et des surcoûts, dont il convient de tenir compte. Les foyers monoparentaux mais aussi les parents ayant

un enfant vivant hors de leur foyer ont des niveaux de vie surestimés par les échelles d'équivalence actuelle de l'Insee. La réalité des organisations familiales, des solidarités privées, mais aussi des formes de familles mobiles et moins figées, soulèvent un véritable défi dont l'enjeu est central pour la cohérence, et l'efficacité de l'Etat social. Ce travail apporte un éclairage supplémentaire à une littérature plus large autour de l'articulation entre l'individu et le ménage pour ce qui concerne le partage des ressources. Il permet de questionner les outils mobilisés pour mesurer le niveau de vie des ménages.

6 Bibliographie

Références

[1] Allègre G., Bart V., Castell L., Lippmann Q. et Martin H. (2014), « Travail domestique : les couples mono-actifs en font-ils plus ? Une exploitation de l'Enquête Emploi du Temps », Document de travail OFCE, n°2014-17

[2] Apps P. et Rees R. (1996), «Labor Supply, Household Production and Intra-family Welfare Distribution», *Journal of Public Economy*, Vol. 60 (May 1996), pp. 199-220

[3] Becker, Gary S, (1981). «Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place», *Economica*, London School of Economics and Political Science, vol. 48(189)

[4] Bianchi S., Lesnard L., Nazio T., et Raley S. (2014), «Gender and time allocation of cohabiting and married women and men in France, Italy, and the United States», *Demographic Research*, Numéro 31, Juillet

[5] Bourguignon F., Browning M., Chiappori, P.A., Lechene V. (1993), «Intra Household Allocation of Consumption : a Model and some Evidence from French Data», *Analyse d'économie et de statistique*, Numéro 29, 1993

[6] Browning M., Chiappori P. et Lewbel, A. (2013), «Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power» *The Review of Economic Studies*, Numéro 80, Volume 4, pp. 1267-1303

[7] Breton D. et Prioux F., (2005), «Deux ou trois enfants ? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques », *Population-F*, Numéro 60, Volume 4, pp. 489-522, 2005

[8] Chiappori P.A. (1988), «A rational household labor supply», *Econometrica*, Volume 56, Numéro 1, pp.63-89

[9] Clark A., Couprie H. et C. Sofer, 2004, «La modélisation collective de l'offre de travail Mise en perspective et application aux données britanniques», *Revue économique*, Volume 55, Numéro 4

[10] Colin C. et Guérin S., (2005), « Les échelles d'équivalence implicites de la redistribution », in Joël M.E. et Wittwer J., *Économie du vieillissement*, Tome 2, L'Harmattan

[11] Donni O. et S. Ponthieux, (2011), « Approches économiques du ménage. Du modèle unitaire aux décisions collectives », *Travail, genre et société*, Numéro 26

[12] Fleurbaey M., N. Herpin, M. Martinez et Verger D. (1997), « Mesurer la pauvreté », *Economie et Statistique*, Numéro 308-309-310, pp.23-33

[13] Glaude M., Moutardier M. (1991), «Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989», *Economie et Statistique*, Numéro 248, Novembre 1991, pp. 33-49

[14] Hourriez J-M, Olier L. (1997), «Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence», *Economie et Statistique*, Numéro 308-309-310, pp. 65-94

[15] Jeandidier B., Bourreau-Dubois C. (2005) Les conséquences microéconomiques de la désunion, dans, *Economie du vieillissement. Age et protection sociale*, tome 2, L'Harmattan, 2005, ouvrage dirigé par Joël M. E. et Wittwer J.

[16] Lechêne V. (1993), «Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence», *Economie et prévisions*, Volume 110, Numéro 110-111, pp. 169-182

[17] Lollivier S. et Verger D. (1997), «Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes», *Economie et Statistique*, Numéro 308-309-310, pp. 113-142

[18] Pahl J., (1989), *Money and marriage*, New York St Martin's Press

[19] Pailhé A. et A. Solaz, (2010), «Concilier, organiser, renoncer : quel genre d'arrangements ?», *Travail, genre et sociétés*, Numéro 24.

[20] Pollak, R. A. et Wales J. t. (1979), «Welfare Comparisons and Equivalence Scales», *American Economic Review*, Numéro 69, pp. 216-221.

[21] Ponthieux S., Schreiber A., (2006), «Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale», *Données sociales - La société française*, Insee

[22] Ponthieux S. (2012), «La mise en commun des revenus dans les couples», *Insee Première*, Numéro 1 409, juillet 2012

[23] Régnier-Loilier A. (2010), «Évolution de la répartition des tâches domestiques après l'arrivée d'un enfant», *Politiques sociales et familiales*, Numéro 99, Volume 2, pp. 5-25

[24] Roy D. (2005) « Tout ce qui est à moi est à toi ? Mise en commun des revenus et transferts d'argent dans le couple», *Revue Terrain*, Septembre 2005 : l'argent en famille

[25] Sen A.K., (1987), *On Ethics and Economics*, Blackwell

[26] Thevenon O. (2009), «Compenser le coût de l'enfant : implications pour les politiques familiales», *Politiques Sociales et Familiales*, Numéro 98, pp. 15-24

[27] Vermeulen F. et Watteyne A. (2006), « Quand un et un ne font plus deux » *L'Actualité Économique*, Numéro 82

[28] Vincens J., (1957), « La notion de ménage et son utilisation économique », *Revue économique*, Numéro 3

7 Annexe

7.1 Les variables de contrôle des modèles économétriques

Encadré 3

Description des variables de contrôle

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité des ménages et ainsi prévenir un biais de variable omise dans nos modèles, nous introduisons systématiquement des contrôles dans nos modèles économétriques. Ces variables sont celles dont nous avons observé un effet significatif sur le niveau de vie déclaré (modélisations logistiques ordonnées sur `AISE` et `NIVEAU`) :

- **la présence d'enfant hors domicile**. Dans les *Enquêtes Budget de Famille* de 2000-2001 et 2005-2006, nous disposons de peu d'information sur les enfants résidant hors du domicile. Or, la charge d'un enfant résidant hors domicile peut s'avérer très lourde (on pense à un étudiant par exemple) et corrélée avec la présence d'enfants relativement âgés au sein du ménage. Notre variable de contrôle est finalement une indicatrice qui vaut 1 si le ménage déclare avoir au moins un enfant hors du domicile et que la personne de référence est âgée de 45 ans ou moins (afin d'exclure le cas des enfants déjà indépendants).

- **le statut d'activité** de la personne de référence du ménage et de son conjoint (dans le cas des estimations sur des couples) sous la forme de cinq modalités : inactivité, emploi, chômeur, étudiant, et retraité. La modalité *emploi* sert de référence pour les modèles.

- **la catégorie socio-professionnelle** de la personne de référence en six modalités : agriculteur, employé, cadre, artisan et commerçant, ouvrier et profession intermédiaire. Cette dernière est utilisée comme référence.

- **le lieu de résidence** avec trois indicatrices : Paris, grandes villes (le seuil a été fixé à 200 000 habitants) et petites agglomérations (moins de 200 000 habitants) et zones rurales. Cette dernière joue le rôle de référence.

- **l'âge** avec quatre modalités sous forme de variables indicatrices : 25-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans et 50-64 ans. La catégorie des 40-49 ans sert de référence.

- **le statut d'occupation du logement** en quatre modalités sous forme de variables indicatrices : propriétaire qui n'a plus d'emprunt à rembourser, propriétaire qui continue à rembourser, locataire, et logé gratuitement. La première modalité constitue la référence.

- **le niveau du patrimoine** en trois modalités sous la forme de variables indicatrices : inférieur à 100 000 euros, entre 100 000 et 500 000 euros (utilisée comme référence) et supérieur à 500 000 euros.

- **l'évolution récente du niveau de vie** sous la forme de quatre variables indicatrices (stabilité, amélioration, détérioration, ou détérioration forte du niveau de vie sur les dernières années), la stabilité du niveau de vie fait office de référence. La première indicatrice vaut 1 si le ménage déclare soit que son niveau de niveau s'est amélioré depuis 1 an soit que celui-ci s'est amélioré depuis 5 ans (ou bien les deux à la fois) et que par ailleurs ce niveau de vie ne s'est pas détérioré sur l'autre période. Les autres variables sont construites de manière similaire. La construction de ces indicatrices s'appuie sur les variables `VARIB` et `VARIC` de l'*Enquête Budget de Famille*.

7.2 La définition des fonctions de consommation

Encadré 4

Définition des fonctions de consommation

Les fonctions de consommation utilisées dans le cadre de cette étude reprennent largement la nomenclature de l'*Enquête Budget de Famille*. Cet encadré propose d'exposer rapidement les dépenses qui concernent chacune d'entre elles.

- Le poste *alimentation* rassemble l'essentiel des dépenses consacrées à l'alimentation : viandes, pain, produits laitiers, légumes, fruits, épicerie, boissons (hors alcool).
- Le poste *alcools et tabacs* regroupe les dépenses en alcools et tabacs auxquelles s'ajoutent les stupéfiants.
- Le poste *vêtements* regroupe l'ensemble des dépenses liées à l'habillement (chaussures, vêtements, réparation,...).
- Le poste *logement* inclut à la fois les loyers (y compris fictifs), les charges liées au logement (eau, électricité, gaz, fuel), les frais d'entretien ou de réparation, et l'achat de meubles et d'équipements électroménagers. Il comprend également les services ménagers (garde d'enfant à domicile, employé de maison, et personnel de ménage,...).
- Le poste *santé* concerne les dépenses en médicament, matériel médical, consultation médicale et les frais d'hospitalisation.
- Le poste *transport* couvre les dépenses d'achat, d'entretien et de fonctionnement (carburant, parking) d'un véhicule (automobile, deux roues, vélo). A cela s'ajoutent les coûts engendrés par les transports en commun (métro, train, bateau, avion).

- Le poste *communication* regroupe les dépenses de télécommunication (achat et entretien d'un téléphone ou d'un télécopieur) et celles liées aux services postaux.

- Le poste *loisirs et culture* se compose des dépenses liées aux équipements audiovisuels (télévisions, lecteurs de DVD, cinéma, informatique, ...), musicaux (équipements pour le son, instruments de musique), au jardinage (équipements, plantes, ...). A cela s'ajoutent les jeux pour enfants, les voyages à forfait, les zoos, les dépenses liées aux animaux domestiques et les dépenses en livres et presse.

- Le poste *enseignement* rassemble les frais de scolarité et de concours ainsi que les cours particuliers, ou par correspondance. De par sa taille réduite ce poste a souvent été regroupé avec le poste *loisirs et culture*.

- Le poste *restauration et hôtels* couvre l'ensemble des dépenses liées à l'hébergement et à l'alimentation hors domicile : hôtels, gîtes, campings, CROUS, internats, restaurants, bars, cafés et cantines (scolaires et professionnelles).

- Le poste *divers* est hétéroclite. Il regroupe les dépenses de coiffeurs, d'assurances, de services financiers, de services sociaux (crèche, études, maison de retraite, assistante maternelle) et services en tout genre (frais de justice, honoraires d'avocats, consignes, graphologie, caution, ...). Figurent également les achats de bijoux.

7.3 Annexe relative aux échelles d'équivalence subjectives

TABLE 21 – ***Charge ressentie liée à la présence d'un enfant selon son âge : estimations de Jean-Michel Hourriez et Lucile Olier (1997)***

Année de l'enquête	**1978-1979**	**1984-1985**	**1988-1989**	**1994-1995**	**Moyenne**
0-4 ans	21	20	18	12	17.8
5-9 ans	16	15	16	11	14.5
10-14 ans	22	18	20	18	19.5
15-19 ans	29	34	28	28	29.8
20-24 ans	45	38	49	41	43.3

Lecture : Les estimations sont issues du modèle (1) (spécification en N) mais découlent uniquement de la régression logistique sur la variable *AISE*. D'après les données de 1978-1979, le revenu d'un couple sans enfant doit augmenter de 21% pour que le niveau de vie ressenti de celui-ci reste le même avec un enfant à charge âgé de moins de 4 ans. La moyenne est une simple moyenne arithmétique.

Champ : Ensemble des personnes seules, des couples sans enfant, des couples avec enfant de moins de 25 ans, et des foyers monoparentaux avec enfants de moins de 25 ans. Soit 9 765 ménages en 1985, 7 653 en 1989 et 9 209 en 1995.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 1978-1979, 1984-1985 et 1988-1989, 1994-1995*, Insee

TABLE 22 – ***Echelles d'équivalence subjectives (variable NIVEAU) et intervalles de confiance pour un couple***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Âge des enfants	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Couple + 1 enfant	1.14 [1.10, 1.17]	1.29 [1.21, 1.38]	1.11 [1.07, 1.16]	1.24 [1.14, 1.34]	1.09 [1.05, 1.13]	1.18 [1.10, 1.27]
Couple + 2 enfants	1.29 [1.21, 1.38]	1.67 [1.46, 1.89]	1.24 [1.14, 1.34]	1.54 [1.29, 1.80]	1.18 [1.10, 1.27]	1.40 [1.19, 1.61]
Couple + 3 enfants	1.47 [1.33, 1.62]	2.17 [1.74, 2.59]	1.39 [1.22, 1.55]	1.92 [1.85, 2.39]	1.29 [1.14, 1.43]	1.66 [1.29, 2.04]

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 6 à partir de la variable NIVEAU. Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta* et sont au seuil de 95%. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un couple ayant un enfant de moins de 19 ans à charge bénéficie du même niveau de vie qu'un couple sans enfant, ses revenus doivent être supérieurs de 14%.

TABLE 23 – ***Echelles d'équivalence subjectives (variable AISE) et intervalles de confiance pour un couple***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Âge des enfants	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Couple + 1 enfant	1.20 [1.16, 1.23]	1.43 [1.34, 1.52]	1.20 [1.16, 1.24]	1.45 [1.34, 1.55]	1.23 [1.18, 1.29]	1.52 [1.38, 1.65]
Couple + 2 enfants	1.43 [1.34, 1.52]	2.04 [1.80, 2.24]	1.45 [1.34, 1.55]	2.09 [1.79, 2.38]	1.52 [1.38, 1.65]	2.30 [1.90, 2.07]
Couple + 3 enfants	1.71 [1.56, 1.86]	2.93 [2.40, 3.45]	1.74 [1.55, 1.92]	3.01 [2.38, 3.66]	1.87 [1.62, 2.11]	3.49 [2.58, 4.40]

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 8 à partir de la variable AISE. Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta* et sont au seuil de 95%. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un couple ayant un enfant de moins de 19 ans à charge bénéficie du même niveau de vie qu'un couple sans enfant, ses revenus doivent être supérieurs de 20%.

TABLE 24 – ***Echelles d'équivalence subjectives (variable NIVEAU) et intervalles de confiance pour une foyer monoparental comparée à un couple sans enfant***

	2000-2001		**2005-2006**		**2010-2011**	
Age de l'enfant	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1	1	1
Adulte + 1 enfant	1.12 [1.03, 1.21]	1.25 [1.06, 1.45]	1.16 [1.08, 1.24]	1.35 [1.17, 1.52]	1.16 [1.07, 1.25]	1.35 [1.14, 1.56]
Adulte + 2 enfants	1.25 [1.06, 1.45]	1.57 [1.08, 2.06]	1.35 [1.17, 1.52]	1.81 [1.33, 2.29]	1.35 [1.14, 1.56]	1.83 [1.26, 2.39]
Adulte + 3 enfants	1.41 [1.08, 1.73]	1.98 [1.05, 2.90]	1.56 [1.25, 1.87]	2.44 [1.47, 3.41]	1.57 [1.21, 1.94]	2.47 [1.33, 3.62]

Lecture : Les échelles sont déduites des paramètres estimés dans le tableau 9 (page 17) avec la variable NIVEAU. Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta* et sont au seuil de 95%. Avec les données de l'enquête 2000-20001, pour qu'un foyer monoparental avec un enfant de 19 ans ou plus ait un niveau de vie égal à celui d'un couple sans enfant il doit avoir un revenu supérieur de 25%.

7.4 Les échelles objectives : résolution et identification du modèle de Prais-Houthakker

Estimation pour les couples

À chaque poste de consommation k est associé une échelle m_k. L'idée centrale du modèle revient à considérer que la consommation du ménage pour un bien k (notée C_k) dépend à la fois de l'échelle d'équivalence spécifique pour ce bien (notée $m_k(N)$) et d'une fonction de demande pour un couple sans enfant qui prend pour argument le niveau de vie U. On note cette fonction $f_k(U)$. Celle-ci désigne implicitement la consommation en bien k d'un couple sans enfant et dont le niveau de vie correspond à U. Nous avons donc :

$$C_k = m_k(N) f_k(U) \qquad (1)$$

En nous inspirant de la littérature (Glaude et Moutardier, 1991) nous avons choisi de spécifier la fonction f_k de la manière suivante (qui correspond au modèle de Stone ou *modèle log-log*, 1954) :

$$\log\left(f_k(R, p_1, ..., p_K)\right) = A_k + \beta_k \log\left(\frac{R}{P}\right) + \gamma_k \log\left(\frac{p_k}{P}\right) \qquad (2)$$

où R désigne le revenu du ménage, p_i le prix du bien i (K étant le nombre total de bien), β_k , l'élasticité revenu du bien k et γ_k son élasticité-prix. P correspond à l'indice des prix apparent de Stone, défini de la manière suivante :

$$\log(P) = \sum_{i=1}^{K} \omega_i \log(p_i m_i) \qquad (3)$$

où ω_i est le coeficient budgétaire du bien i : $\omega_i = \dfrac{C_i}{R}$

La fonction $f_k(U)$ se ramène donc à une fonction du revenu R et de la structure des prix $(p_1, ..., p_K)$. Par ailleurs, la modélisation de Prais-Houthakker pose que pour tout bien k,

$$\gamma_k = 0$$

ce qui signifie que les ménages ne substituent pas les biens entre eux lorsque le prix relatif de l'un d'entre eux varie. Aux premiers regards cette hypothèse peut paraître très forte mais elle devient largement acceptable lorsque les biens considérés sont de grands postes de consommation comme l'alimentation ou le logement. Des substitutions ne peuvent pas être totalement exclues. A titre d'exemple, des frais de garde d'enfant à domicile (qui entrent dans le poste du logement) se substituent à des dépenses de crèche (qui font partie du poste *divers*). Nous avons donc :

$$\log\left(f_k(R, p_1, ..., p_K)\right) = A_k + \beta_k \log\left(\frac{R}{P}\right) \qquad (4)$$

Il s'agit ensuite de poser une forme pour la spécification des échelles d'équivalence. Les estimations *subjectives* étant peu sensibles à la spécification (convexité ou concavité) nous privilégions afin de faciliter les calculs (et conserver la linéarité de la fonction) la forme suivante :

$$m_k(N) = \left(1 + \frac{N}{2}\right)^{\alpha_k}$$

où N est défini comme précédemment. Nous pourrons par la suite affiner la forme fonctionnelle par rapport aux données.

Les expressions (1), (2) et (4) nous donnent :

$$\log(C_k) = \log\left(\left(1 + \frac{N}{2}\right)^{\alpha_k}\right) + A_k + \beta_k \log\left(\frac{R}{P}\right) \qquad (5)$$

Par ailleurs l'équation (3) donne :

$$\log(P) = \sum_{i=1}^{K} \omega_i \log\left(p_i \left(1 + \frac{N}{2}\right)^{\alpha_i}\right) = \sum_{i=1}^{K} \omega_i \alpha_i \log\left(1 + \frac{N}{2}\right) + \sum_{i=1}^{K} \omega_i \log(p_i)$$

$$\text{et donc, } \log(P) = \log(P') + \alpha \log\left(1 + \frac{N}{2}\right)$$

En posant $\log(P') = \sum_{i=1}^{K} \omega_i \log(p_i)$ et $\alpha = \sum_{i=1}^{K} \omega_i \alpha_i$
Nous remarquons par ailleurs que :

$$P = P' \left(1 + \frac{N}{2}\right)^{\alpha} \qquad (6)$$

A ce stade, pour simplifier les calculs nous posons $P' = 1$ ce qui implique $P = \left(1 + \frac{N}{2}\right)^{\alpha}$ avec la formule (6). En reprenant l'équation (5), nous obtenons finalement :

$$\log(C_k) = A_k + \beta_k \log(R) + (\alpha_k - \alpha\beta_k) \log\left(1 + \frac{N}{2}\right)$$

On peut réexprimer cette équation en termes de coefficients budgétaires $\omega_k = \frac{C_k}{R}$:

$$\log(\omega_k) = A_k + (\beta_k - 1) \log(R) + (\alpha_k - \alpha\beta_k) \log\left(1 + \frac{N}{2}\right) \qquad (7)$$

Pour encore faciliter les calculs, il est possible d'effectuer un développement limité autour du point moyen $\overline{\omega}_k$:

$$\omega_k = \overline{\omega}_k \left(1 + \frac{\omega_k - \overline{\omega}_k}{\overline{\omega}_k}\right)$$

$$\text{d'où, } \log(\omega_k) \approx \log(\overline{\omega}_k) + \frac{\omega_k - \overline{\omega}_k}{\overline{\omega}_k}$$

$$\text{et enfin, } \omega_k \approx \overline{\omega}_k \log(\omega_k) + Constante$$

On en déduit l'expression semi-logarithmique du modèle de Prais-Houthakker :

$$\omega_k = A'_k + (\beta_k - 1)\overline{\omega}_k \log(R) + (\alpha_k - \alpha\beta_k)\overline{\omega}_k \log\left(1 + \frac{N}{2}\right) \qquad (8)$$

Le modèle comporte donc deux variables explicatives mais implique d'estimer trois paramètres (α_k, α et β_k). Si l'estimation des β_k ne pose pas problème, il est impossible d'estimer en même temps les α_k et le paramètre α. Le modèle de Prais-Houthakker n'est donc pas identifiable sans information supplémentaire sur les paramètres. Pour identifier le modèle, la littérature (parfois ancienne) propose trois hypothèses identifiantes :

- **L'hypothèse d'Engel** qui doit son nom à l'économiste allemand éponyme [29]. Ce dernier avait observé que la part du revenu consacrée aux dépenses d'alimentation baissait avec le revenu des ménage et donc, la part du budget consacrée à l'alimentation pouvait constituer un indicateur du niveau de vie d'un ménage. Plus celle-ci est élevée, plus le niveau de vie est faible. L'idée centrale de cette hypothèse revient à postuler que les économies d'échelle effectuées sur les dépenses alimentaires sont comparables aux économies d'échelle sur la consommation totale. Autrement dit, cette hypothèse s'écrit :

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

  Si cette hypothèse apparaissait crédible au XIX^{e} siècle alors que l'alimentation représentait jusqu'à 80% du budget des ménages (et que donc l'essentiel des économies d'échelle passaient par ce poste), elle l'est beaucoup moins aujourd'hui dans un contexte où la structure de la consommation s'est diversifiée.

- **L'hypothèse de Rothbarth** porte aussi le nom de son auteur [30]. Selon lui, les vêtements d'adulte constituent des biens individuels purs dans la mesure où un homme et une femme ne peuvent pas se les échanger et où ils sont inadaptés

29. Ernst Engel, 1821-1896
30. Erwin Rothbarth, 1913-1944

pour les enfants (l'hypothèse que ces vêtements pourraient servir successivement à deux personnes différentes est ignorée). A niveau de vie égal, les dépenses de vêtements des adultes sont donc supposées indépendantes du nombre de personnes vivant dans ménage. Autrement dit, il n'y a pas d'économies d'échelle sur l'achat de vêtements pour adulte. Formellement cette hypothèse s'écrit :

$$\alpha_{vetadulte} = 0$$

Si cette hypothèse semble crédible, elle demeure imparfaite puisqu'elle ne prend pas en compte l'évolution des préférences du couple en fonction de la configuration familiale. À titre d'exemple, toutes choses égales par ailleurs un célibataire dépense plus pour les vêtements qu'un couple. On peut ainsi supposer qu'en présence d'enfants, le couple sorte moins et donc ressente moins le besoin d'acheter de nouveaux vêtements (Hourriez et Olier, 1997). Ainsi, à niveau de vie égal, il consacrera moins d'argent en présence d'enfants aux achats de vêtements.

- **Une hypothèse analogue à celle de Rothbarth** mais portant sur un autre poste : les dépenses en tabacs et alcool. Cela revient à supposer que les enfants ne consomment ni tabac et alcool et ainsi qu'aucune économie d'échelle n'est possible sur ce poste. À niveau de vie égal deux couples auront la même dépense en tabac et alcool. Formellement, nous avons :

$$\alpha_{tabacetalcool} = 0$$

Si cette hypothèse est valable lorsque l'enfant est encore jeune, elle l'est de moins en moins lorsque celui-ci est plus âgé (les dépenses de tabac et alcool comprennent celles éventuellement effectuées par les enfants). Or, les enfants tendent à résider de plus en plus longtemps chez leurs parents (difficultés d'insertion dans l'emploi, allongement de la durée des études,...). En outre, ici aussi les comportements et les

préférences d'un couple sont susceptibles d'évoluer en présence d'enfants. Cette hypothèse semble donc peu pertinente.

Le tableau suivant fournit à titre indicatif les estimations du paramètre α pour chacune de ces hypothèses. Pour prendre en compte l'hétérogénéité de la population nous avons introduit dans le modèle économétrique les variables de contrôle habituelles [31].

TABLE 25 – ***Estimation du paramètre α selon l'hypothèse identifiante***

	Paramètre α		
Dates de l'enquête	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
Hypothèse d'Engel	0.83	0.84	0.72
Hypothèse de Rothbarth	*n.d*	0.58	0.53
Hypothèse sur le tabac et l'alcool	0.20	0.17	0.65

Lecture : Résultat de l'estimation du modèle (7) de Prais-Houthakker avec les différentes hypothèses.
Champs : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans et ayant au plus trois enfants à charge. L'échantillon comporte respectivement 4 493, 4 609 et 5 886 couples pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et de 2010-2011. Pour l'enquête de 2000-2001, les dépenses de vêtements ne sont pas rapportées à l'échelle de l'individu : il est donc impossible d'isoler les dépenses des adultes de celles des enfants.
Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

L'hypothèse sur le tabac et l'alcool présente des variations relativement importantes entre les enquêtes. De façon générale, et comme on pouvait s'y attendre avec les consommations éventuelles de tabac et d'alcool par les enfants, elle tend à sous-estimer les économies d'échelle (valeurs de 0.20 et 0.17). En ce qui concerne l'hypothèse d'Engel, l'étude des élasticités-taille du ménage par postes de consommation conduit à des résultats assez instables selon les enquêtes et à des élasticités-taille qui dépassent souvent 1 (ce qui est peu cohérent car implique des déséconomies d'échelle). Finalement, nous privilégions l'hypothèse de Rothbarth bien que celle-ci soit critiquable.

31. Voir en annexe

Il est alors possible de redéfinir la forme fonctionnelle du modèle pour estimer les économies d'échelle de la façon suivante :

$$m_k(N) = (1 + Nh)^{\alpha_k}$$

où le paramètre h est à estimer par balayage à partir de l'estimation de l'équation (7) dans laquelle l'indice k désignerait les dépenses en vêtements pour adulte (hypothèse de Rothbarth) : $k = vetadulte$. Nous obtenons des résultats très proches pour les *Enquêtes Budget de Famille 2005-2006 et 2010-2011* $\left(\frac{1}{14}, \frac{1}{16}\right)$. Nous posons alors $h = \frac{1}{15}$.

L'équation à estimer revient alors à

$$\log(\omega_k) = A_k + (\beta_k - 1)\log(R) + (\alpha_k - \alpha\beta_k)\log\left(1 + \frac{N}{15}\right) \qquad (9)$$

TABLE 26 – ***Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker sur les couples avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth***

	Elasticité-taille $\hat{\alpha}_k$		**Elasticité-revenu $\hat{\beta}_k$**		**Coefficient budgétaire ω_k**	
Date de l'enquête	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**
Alimentation	4.72	4.57	0.58	0.95	13.8%	14.3%
Tabac et alcool	1.71	0*	0.48	0.52	2.4%	2.7%
Vêtements	6.11	4.76	1.25	0.92	7.2%	4.9%
Logement	1.83	1.15	0.55	0.57	31.8%	31.0%
Santé	2.99	3.99	0.85	0.74	2.6%	1.5%
Transport	5.49	5.03	1.89	1.94	13.6%	14.8%
Communication	4.57	2.36	0.72	0.34	3.4%	3.2%
Loisirs et culture	4.74	3.90	1.34	1.25	9.9%	8.1%
Hôtels et restaurants	5.36	6.41	1.09	1.05	4.8%	6.4%
Divers	2.95	2.81	0.79	0.83	10.6%	13.0%
Echelle globale α	**3.73**	**3.21**				

Lecture : Résultat de l'estimation du modèle de Prais-Houthakker avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth. Les paramètres estimés pour chaque poste de dépense, α_k et β_k correspondent au modèle (9). La spécification des échelles d'équivalence est précisée plus haut. Pour les données de 2005, si un couple sans enfant dépense 1 en alimentation, alors un couple avec un enfant de plus de 19 ans à charge et qui bénéficie du même niveau de vie consommera $\left(\frac{16}{15}\right)^{4.72} \approx 1.36$ pour ce poste. Par ailleurs, lorsque le revenu augmente de 1%, les dépenses en alimentation augmentent en moyenne de 0.58%.

* Les estimations donnant des valeurs négatives mais proches de 0 ont été ramenées à 0. En effet lorsque N augmente, la consommation d'un ménage ne peut *a priori* pas diminuer à niveau de vie égal.

Champs : Couples dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans et ayant au plus trois enfants à charge. L'échantillon comporte respectivement 4 609 et 5 886 couples pour les enquêtes de 2005-2006 et de 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 27 – ***Echelles d'équivalence objectives (modèle de Prais-Houthakker) et intervalles de confiance pour les couples***

Date de l'enquête	**2005-2006**		**2010-2011**	
Age de l'enfant	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Couple sans enfant	1	1	1	1
Couple + 1 enfant	1.13 [1.08, 1.17]	1.27 [1.15, 1.36]	1.11 [1.07, 1.15]	1.23 [1.13, 1.33]
Couple + 2 enfants	1.27 [1.15, 1.36]	1.59 [1.31, 1.81]	1.23 [1.13, 1.33]	1.49 [1.38, 1.69]
Couple + 3 enfants	1.43 [1.23, 1.57]	1.97 [1.47, 2.35]	1.36 [1.21, 1.43]	1.80 [1.41, 2.19]

Lecture : Les échelles sont déduites du paramètre α estimé dans le tableau 26 par la formule $m(N) = \left(1 + \frac{N}{15}\right)^{\alpha}$. Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta* et sont au seuil de 95%. Avec les données de l'enquête 2005-2006, pour qu'un couple avec un enfant de 19 ans ou plus à charge ait un niveau de vie égal à celui d'un couple sans enfant son revenu supérieur doit être supérieur de 27%.

TABLE 28 – ***Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker***

Poste de dépenses	**Année de l'enquête**	**Couple sans enfant**	**Couple + 1 enfant***	**Couple + 2 enfants***	**Couple + 3 enfants***
Alimentation	2005	1	1.36	1.80	2.36
	2010	1	1.34	1.77	2.30
Tabac et alcool	2005	1	1.12	1.24	1.37
	2010	1	1	1	1
Vêtements	2005	1	1.48	2.15	3.05
	2010	1	1.36	1.81	2.38
Logement	2005	1	1.13	1.26	1.40
	2010	1	1.08	1.15	1.23
Santé	2005	1	1.21	1.45	1.72
	2010	1	1.29	1.65	2.07
Transport	2005	1	1.43	1.99	2.72
	2010	1	1.38	1.88	2.5
Communication	2005	1	1.34	1.77	2.30
	2010	1	1.16	1.34	1.54
Loisirs et culture	2005	1	1.36	1.81	2.37
	2010	1	1.29	1.63	2.04
Hôtels et restaurants	2005	1	1.41	1.96	2.66
	2010	1	1.51	2.23	3.22
Divers	2005	1	1.21	1.45	1.71
	2010	1	1.20	1.42	1.66
Echelle générale	2005	1	1.27	1.59	1.97
	2010	1	1.23	1.49	1.79

Lecture : Les échelles d'équivalence sont déduites des paramètres α_k estimés dans le tableau 27 à travers la formule $m_k(N) = \left(1 + \frac{N}{15}\right)^{\alpha_k}$.

* Pour les enfants, nous avons considéré uniquement le cas des enfants âgés de 19 ans ou plus.

Estimation pour les foyers monoparentaux

Pour estimer le coût des enfants dans les foyers monoparentaux, nous raisonnons à partir de la même modélisation. Dans ce cas, la fonction $f_k(U)$ correspond à la demande d'une personne vivant seule. La forme fonctionnelle est spécifiée de la façon suivante :

$$m_k(N) = (1 + Nh)^{\alpha_k}$$

Les mêmes opérations donnent :

$$\log(C_k) = A_k + \beta_k \log(R) + (\alpha_k - \alpha\beta_k) \log(1 + hN) \qquad (10)$$

où le paramètre h est estimé par balayage (valeur minimisant la somme des résidus) dans le modèle (10) appliqué aux dépenses de vêtements pour adultes (c'est-à-dire que l'indice k est tel que $k = vetadulte$). En effet, les résultats précédents ont montré que l'hypothèse de Rothbarth semblait la plus pertinente.

A ce stade du raisonnement, une difficulté apparaît : les femmes dépensent en moyenne davantage que les hommes en vêtement. Cela ne posait pas de problèmes pour les estimations sur les couples hétérosexuels (qui comportent tous un homme et une femme) mais devient un obstacle dans le cas des foyers monoparentaux. Or, les femmes sont très largement surreprésentées (86%) en tant que personne de référence de ces ménages. Ainsi, en regardant les dépenses *stricto sensu* en vêtements pour adultes de ces ménages, on tendrait à surestimer leur niveau de vie. Nous décidons donc d'évaluer les écarts hommes-femmes en termes de dépenses vestimentaires. Nous estimons donc le modèle linéaire suivant sur la population des célibataires et des foyers monoparentaux :

$$C_{vetadulte} = \beta_0 + \beta_1 \log(R) + \beta_2 \mathbb{1}_{Femme} + \beta_3 N + contrôles + \epsilon \qquad (11)$$

Avec R le revenu du ménage, $\mathbb{1}_{Femme}$ une indicatrice qui vaut 1 si la personne de référence du ménage est une femme et $C_{vetadulte}$ les dépenses de vêtements pour les adultes du ménage (c'est-à-dire de l'unique adulte du ménage puisque le champ inclut les personnes seules et les foyers monoparentaux). La liste des variables de contrôle est

en annexe. Les résultats de l'estimation figurent à la fin des annexes. Finalement, nous obtenons $\hat{\beta}_2 = 364$ et comme la dépense moyenne d'un homme en vêtements est de 1 712 euros, nous en déduisons que les femmes dépensent environ 21% de plus pour ce poste. Nous divisons donc par 1.21 le montant des dépenses en vêtements pour adulte des personnes seules et des foyers monoparentaux dont la personne de référence est une femme. L'objectif est de rendre le volume de ces dépenses comparables à celles d'un homme. Nous pouvons alors estimer le modèle de Prais-Houthakker. Les estimations du paramètre h sont relativement convergentes d'une enquête à une autre (11, 10 et nous posons $h = 10$: ne modifiant que marginalement la forme fonctionnelle, cette valeur influe peu sur les résultats finaux).

TABLE 29 – ***Estimation du paramètre α selon l'hypothèse identifiante***

	Paramètre α		
Dates de l'enquête	**2000-2001**	**2005-2006**	**2010-2011**
Hypothèse d'Engel	0.34	0.26	0.21
Hypothèse de Rothbarth	*n.d*	0.19	0.18
Hypothèse sur le tabac et l'alcool	0.26	0.12	0.17

Lecture : Résultat de l'estimation du modèle (10) de Prais-Houthakker avec les différentes hypothèses et $h = 10$.

Champ : Personnes seules ou foyers monoparentaux dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 2 237, 6 003 et 4 502 ménages pour les enquêtes de 2000-2001, 2005-2006 et de 2010-2011. Les dépenses de vêtements ont été calculées selon la méthode indiquée plus haut. Pour l'enquête de 2000-2001, les dépenses de vêtements ne sont pas rapportées à l'échelle de l'individu : il est donc impossible d'isoler les dépenses des adultes de celles des enfants.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

Ici encore, dans un souci de cohérence, nous privilégions l'hypothèse de Rothbarth.

TABLE 30 – ***Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker pour les foyers monoparentaux avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth***

	Elasticité-taille $\hat{\alpha}_k$		**Elasticité-revenu $\hat{\beta}_k$**		**Coefficient budgétaire ω_k**	
Date de l'enquête	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**
Alimentation	0.24	0.27	0.68	0.80	10.9%	13.6%
Tabac et alcool	0.02	0.08	0.51	0.43	2.6%	2.9%
Vêtements	0.30	0.25	1.31	0.80	8.9%	4.2%
Logement	0.12	0.10	0.58	0.55	37.0%	39.3%
Santé	0.14	0.19	0.98	0.65	2.2%	1.5%
Transport	0.20	0.24	1.61	1.57	10.0%	9.8%
Communication	0.24	0.18	0.60	0.36	3.9%	3.9%
Loisirs et culture	0.24	0.24	1.32	0.87	9.9%	7.4%
Hôtels et restaurants	0.26	0.30	1.05	1.00	5.0%	4.9%
Divers	0.23	0.21	0.96	0.87	9.3%	12.3%
Echelle globale α	**0.19**	**0.18**				

Lecture : Résultat de l'estimation du modèle de Prais-Houthakker avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth. Les paramètres estimés pour chaque postes de dépense, α_k et β_k correspondent au modèle (10). La spécification des échelles d'équivalence est précisée plus haut.

Champ : Personnes vivant seules et foyers monoparentaux dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans et ayant au plus trois enfants à charge. L'échantillon comporte respectivement 6 003 et 4 502 ménages pour les enquêtes de 2005-2006 et de 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 31 – ***Echelles d'équivalence objectives (modèle de Prais-Houthakker) et intervalles de confiance pour les foyers monoparentaux***

Date de l'enquête	**2005-2006**		**2010-2011**	
Age de l'enfant	- de 19 ans	19 ans ou +	- de 19 ans	19 ans ou +
Personne seule	1	1	1	1
Adulte + 1 enfant	1.41 [1.30, 1.51]	1.58 [1.35, 1.49]	1.38 [1.29, 1.51]	1.54 [1.30, 1.45]
Adulte + 2 enfants	1.58 [1.50, 1.65]	1.78 [1.63, 1.92]	1.54 [1.30, 1.45]	1.73 [1.58, 1.88]
Adulte + 3 enfants	1.69 [1.57, 1.80]	1.92 [1.73, 2.13]	1.65 [1.54, 1.77]	1.86 [1.68, 2.07]

Lecture : Les échelles sont déduites du paramètre α estimé dans le tableau 31 par la formule $m(N) = (1 + 10N)^{\alpha}$. Les intervalles de confiance sont obtenus avec la *Méthode Delta* et sont au seuil de 95%. Avec les données de l'enquête 2005-2006, pour qu'une foyer monoparental avec un enfant de 19 ans ou plus à charge ait un niveau de vie égal à celui d'une personne seule sans enfant il doit doit dispoer d'un revenu supérieur de 58%.

TABLE 32 – ***Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker***

Poste de dépenses	**Année de l'enquête**	**Personne seule**	**Adulte + 1 enfant***	**Adulte + 2 enfants***	**Adulte + 3 enfants***
Alimentation	2005	1	1.78	2.08	2.28
	2010	1	1.91	2.27	2.53
Tabac et alcool	2005	1	1.12	2.53	2.73
	2010	1	1.21	1.28	1.32
Vêtements	2005	1	2.05	2.49	2.80
	2010	1	1.82	2.14	2.36
Logement	2005	1	1.33	1.44	1.51
	2010	1	1.27	1.36	1.41
Santé	2005	1	1.40	1.53	1.62
	2010	1	1.58	1.78	1.92
Transport	2005	1	1.62	1.84	1.99
	2010	1	1.78	2.08	2.28
Communication	2005	1	1.78	2.08	2.28
	2010	1	1.54	1.73	1.86
Loisirs et culture	2005	1	1.78	2.08	2.28
	2010	1	1.78	2.08	2.28
Hôtels et restaurants	2005	1	1.87	2.21	2.44
	2010	1	2.05	2.49	2.80
Divers	2005	1	1.74	2.01	2.20
	2010	1	1.66	1.90	2.06

Lecture : Les échelles d'équivalence sont déduites des paramètres α_k estimés dans le tableau 31 à travers la formule $m_k(N) = (1 + 10N)^{\alpha_k}$.

* Pour les enfants, nous avons considéré uniquement le cas des enfants âgés de 19 ans ou plus.

Economies d'échelle et mise en couple

Afin de rendre comparables les échelles d'équivalence entre foyers monoparentaux et couples et de les réunir en une unique échelle, nous devons estimer les économies d'échelle issues de la mise en couple. Il s'agit alors de comparer des personnes seules à des couples sans enfant. Ici, estimer des échelles *objectives* à partir de l'hypothèse de Rothbarth s'avère complexe. D'abord il nous faut comparer les dépenses en vêtements d'un couple à celles d'une personne seule ce qui implique de diviser les premières par un coefficient choisi. En effet, un couple dépensera davantage en vêtements d'abord parce qu'il est constitué de deux personnes à habiller et ensuite parce qu'il comporte le plus souvent une femme (qui dépense davantage qu'un homme en vêtement [32]). Néanmoins, les statistiques descriptives nous montrent qu'une personne seule dépense aussi davantage en vêtement (du fait de préférences différentes) qu'un individu vivant en couple. Afin d'évaluer ce supplément de dépenses en vêtements nous estimons sur l'ensemble des ménages le modèle suivant :

$$C_{vêtement} = \beta_0 + \beta_1 \log(R) + \beta_2 \mathbb{1}_{célibataire} + \beta_3 N + contrôles + \epsilon \qquad (12)$$

Avec R le revenu du ménage, $\mathbb{1}_{célibataire}$ une indicatrice qui vaut 1 si l'individu est le seul de son ménage et $C_{vêtement}$ les dépenses en vêtements de l'adulte. La liste des variables de contrôle est celle présentée précédemment. Finalement, nous obtenons $\hat{\beta}_2 = 924$ et comme la dépense moyenne d'un individu vivant en couple (étant personne de référence ou conjoint de la personne de référence d'un ménage constitué d'un couple) est de 1 371 euros, nous en déduisons que les individus vivant seuls dépensent environ 67% en plus que les individus vivant en couple pour ce poste. Nous décidons donc de définir le montant des dépenses en vêtements pour adulte de la façon suivante :

- Pour les hommes célibataires, nous divisons les dépenses en vêtements du ménage par 1.67

$$C_{vetadulte} = \frac{C_{vêtement}}{1.67}$$

32. Le surcroît de dépenses en vêtement des femmes est en partie due à des différences de prix entre les vêtements de femmes et d'hommes.

où $C_{vêtement}$ désigne les dépenses en vêtements du ménage

- Pour les femmes célibataires, nous divisons les dépenses en vêtements du ménage par 2.02 ($1.67 \times 1.21 = 2.02$)

$$C_{vetadulte} = \frac{C_{vêtement}}{2.02}$$

avec les mêmes notations

- Pour les couples (sans enfant), nous divisons les dépenses en vêtements du ménage par 2.21 [33]

$$C_{vetadulte} = \frac{C_{vêtement}}{2.21}$$

avec les mêmes notations

Pour estimer les économies d'échelle consécutives à la mise en couple, nous reprenons le modèle de Prais-Houthakker. Le niveau de vie du ménage est assimilé aux dépenses en vêtements pour adultes. Nous estimons donc le modèle suivant :

$$\log(C_{vêtement}) = \alpha + \beta \log(R) + \gamma \mathbb{1}_{conjoint} + contrôles + \epsilon \qquad (13)$$

avec R le revenu du ménage, et $\mathbb{1}_{conjoint}$ une variable indicatrice qui vaut 1 si la personne de référence vit en couple. La liste des variables de contrôle est précisée en annexe. Deux ménages ont le même niveau de vie s'ils ont les mêmes dépenses en vêtements donc l'échelle d'équivalence (notée m) entre un célibataire et un couple est donnée par :

$$m = \mathrm{e}^{\frac{-\gamma}{\beta}}$$

TABLE 33 – ***Estimation des paramètres γ et β du modèle (13) pour les personnes seules et les couples sans enfant***

Paramètres	**2005-2006**	**2010-2011**
$\hat{\beta}$	1.283^{***}	0.830^{***}
	(0.031)	(0.053)
$\hat{\gamma}$	-0.313^{***}	-0.170^{***}
	(0.030)	(0.050)
$e^{\frac{-\hat{\gamma}}{\hat{\beta}}}$	1.28^{***}	1.23^{***}
	(0.027)	(0.067)

Lecture : Les estimations sont issues d'une régression multilinéaire spécifiée selon le modèle (13). L'échelle d'équivalence est donnée par l'expression $e^{\frac{-\gamma}{\beta}}$. Les écarts-types sont obtenus avec la *Méthode Delta*.

Champ : Ménages composés d'une personne seule ou d'un couple sans enfant dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 7 315 et 4 182 couples pour les enquêtes de 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

A partir de ces estimations nous pouvons retrouver les élasticités-taille du ménage par poste de consommation. En spécifiant notre échelle d'équivalence entre une personne seule et un couple m de la façon suivante,

$$m = (1 + \mathbb{1}_{conjoint})^{\alpha}$$

nous obtenons le paramètre α en égalisant l'expression aux valeurs de m respectivement (1.28 et 1.22 pour les deux enquêtes). Nous pouvons alors identifier les élasticités-taille du ménage.

33. Sur l'ensemble des dépenses du ménage en vêtement, $\frac{1}{2.21}$ sont consacrées au conjoint (les femmes dépensant en moyenne 21% de plus que les hommes)

TABLE 34 – ***Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker sur les personnes seules et les couples sans enfant avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth***

	Elasticité-taille α_k		**Elasticité-revenu β_k**		**Coefficient budgétaire ω_k**	
Date de l'enquête	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**	**2005**	**2010**
Alimentation	0.76	0.69	0.57	0.82	10.9%	13.0%
Tabac et alcool	0.31	0.19	0.44	0.43	2.6%	3.3%
Vêtements*	0.32	0.22	1.28	0.83	8.2%	4.6%
Logement	0.25	0.17	0.61	0.55	35.6%	35.3%
Santé	0.17	0.43	0.87	0.68	2.3%	1.4%
Transport	0.41	0.11	1.70	1.81	11.8%	13.2%
Communication	0.38	0.30	0.55	0.37	3.5%	3.8%
Loisirs et culture	0.33	0.28	1.28	1.21	10.1%	8.2%
Hôtels et restaurants	0.13	0.04	1.00	1.07	4.7%	5.5%
Divers	0.43	0.49	0.88	0.86	9.6%	11.6%
Echelle globale α	**0.35**	**0.28**				

Lecture : Résultat de l'estimation du modèle de Prais-Houthakker avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth.

* : pour les vêtements les économies d'échelle sont fixées par l'hypothèse de Rothbarth.

Champ : Ménages composés d'une personne seule ou d'un couple sans enfant dont la personne de référence est âgée de moins de 64 ans. L'échantillon comporte respectivement 7 315 et 4 182 couples pour les enquêtes de 2005-2006 et 2010-2011.

Source : *Enquêtes Budget de Famille 2005-2006 et 2010-2011*, Insee

TABLE 35 – ***Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker***

Poste de dépenses	Année de l'enquête	Personne seule	Couple sans enfant
Alimentation	2005	1	1.69
	2010	1	1.61
Tabac et alcool	2005	1	1.24
	2010	1	1.14
Vêtements*	2005	1	1.25
	2010	1	1.16
Logement	2005	1	1.19
	2010	1	1.13
Santé	2005	1	1.13
	2010	1	1.35
Transport	2005	1	1.33
	2010	1	1.08
Communication	2005	1	1.30
	2010	1	1.23
Loisirs et culture	2005	1	1.26
	2010	1	1.21
Hôtels et restaurants	2005	1	1.09
	2010	1	1.03
Divers	2005	1	1.35
	2010	1	1.40

Lecture : Les échelles d'équivalence sont déduites des paramètres α_k estimés dans le tableau 35 à travers la formule $m_k(N) = (1 + 10N)^{\alpha_k}$.

* Pour dépenses en vêtement, l'échelle d'équivalence est fixée par l'hypothèse de Rothbarth.

7.5 Régressions cherchant à isoler l'impact de certaines variables sur les dépenses en vêtements pour adulte

TABLE 36 – ***Régression des dépenses en vêtements de l'adulte célibataire***

Variables	Coefficients	(Ecarts-types)
Sexe		
Homme	*Réf.*	
Femme	364.468***	(73.201)
Statut d'activité		
En emploi	*Réf.*	
Retraite	−482.820***	(144.263)
Chômage	−638.400***	(64.785)
Inactivité	−99.339	(193.130)
Etudiant	−475.110***	(147.437)
CSP		
Agriculteur	−1086.511***	(173.346)
Artisan, commerçant, indépendant	535.869*	(283.079)
Cadre et profession libérale	15.468	(131.180)
Profession intermédiaire	*Réf.*	
Employé	−601.108***	(104.545)
Ouvrier	−263.040*	(136.624)
Age		
18-29 ans	136.702	(142.823)
30-39 ans	2.579	(131.250)
40-49 ans	*Réf.*	
50-64 ans	−245.918*	(140.292)
Lieu de résidence		
Paris	71.567	(79.569)
Grande ville	289.300	(91.647)
Zone rurale	*Réf.*	
Autres variables		
log(Revenu du ménage)	774.908***	(74.907)
N	−661.688***	(66.262)
Présence d'un enfant hors du domicile	36.917	(112.100)

Lecture : La variable dépendante est le montant annuel des dépenses individuelles en vêtement. Les estimations sont issues du modèle (11). Il s'agit d'une régression multilinéaire. Pour des raisons de lisibilité, les coefficients relatifs à certaines variables n'ont pas été reportés : statut d'occupation du logement, variation récente du revenu et volume du patrimoine, ni la constante.

Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : Personnes vivant seules ou personnes de référence d'un foyer monoparental âgées de moins de 64 ans. L'échantillon comporte 5 283 individus

Source : *Enquête Budget de Famille 2005-2006*, Insee

TABLE 37 – ***Régression multilinéaire des dépenses en vêtements : l'impact du célibat***

Variables	Coefficients	(Ecarts-types)
Statut marital		
En couple	*Réf.*	
Célibataire	924.029***	(61.667)
Sexe		
Homme	*Réf.*	
Femme	204.098***	(25.595)
Statut d'activité		
En emploi	*Réf.*	
Retraite	−276.181***	(58.951)
Chômage	−373.699***	(36.007)
Inactivté	61.111	(120.218)
Etudiant	−352.463***	(85.059)
CSP		
Agriculteur	−114.391**	(52.090)
Artisan, commerçant, indépendant	68.664	(57.113)
Cadre et profession libérale	108.892**	(46.695)
Profession intermédiaire	*Réf.*	
Employé	−231.487***	(43.894)
Ouvrier	−287.827***	(37.988)
Age		
18-29 ans	185.752***	(53.094)
30-39 ans	65.734	(41.290)
40-49 ans	*Réf.*	
50-64 ans	40.094	(45.557)
Autres variables		
log(revenu du ménage)	673.633***	(31.122)
N	−164.242***	(18.136)
Présence d'un enfant hors domicile	174.073***	(50.451)

Lecture : La variable dépendante est le montant annuel des dépenses individuelles en vêtements. Les estimations sont issues du modèle (12). Il s'agit d'une régression multilinéaire. Pour des raisons de lisibilité, les coefficients relatifs à certaines variables n'ont pas été rapportés : lieu de résidence, statut d'occupation du logement, variation récente du revenu, volume du patrimoine et constante.
Niveaux de significativité à 10% (*), 5% (**) et 1% (***)

Champ : Ensemble des individus étant personne de référence ou conjoint de la personne de référence d'un ménage et âgés moins de 64 ans. L'échantillon comporte 24 765 individus de l'*Enquêtes Budget de Famille 2005-2006*

Source : *Enquête Budget de Famille 2005-2006*, Insee

7.6 Annexe relative à l'estimation du coût d'un enfant hors domicile à charge pour un célibataire

TABLE 38 – ***Résultats du matching entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant au moins un enfant à charge***

Variables	**Moyennes**		**Significativité**
	Célibataires avec enfant à charge	**Célibataires sans enfant**	**p-values**
log(revenu)	9.71	9.75	0.64
Sexe			
Homme	81.7%	80.8%	0.76
Femme	18.3%	19.2%	*réf.*
Age			
18-29 ans	1.6%	0.6%	0.26
30-39 ans	20.8%	18.3%	0.42
40-49 ans	38.5%	41.4%	*réf.*
50-64 ans	39.1%	39.7%	0.87
Statut d'activité			
En emploi	79.8%	78.2%	*réf.*
Retraite	5.1%	7.4%	0.25
Chômage	11.9%	10.9%	0.71
Inactivité	3.2%	3.5%	0.83
Etudiant	0.06%	0.03%	0.56
CSP			
Agriculteur	1.3%	1.0%	0.70
Indépendant	9.6%	9.3%	0.89
Cadre	14.7%	16.3%	0.58
Profession intermédiaire	22.8%	21.2%	*réf.*
Employé	17.3%	17.9%	0.83
Ouvrier	26.0%	23.4%	0.46
Patrimoine			
Inférieur à 100 000 euros	55.1%	53.8%	0.75
Entre 100 000 et 500 000 euros	40.4%	41.7%	*réf.*
Supérieur à 500 000 euros	4.5%	4.5%	1.00

Lecture : Il y a 81.7% d'hommes parmi les célibataires ayant un enfant à charge. Dans l'échantillon

sur lequel la méthode de matching a pu être appliquée, la proportion d'homme est de 80.8%. La p-value du test d'égalité des moyennes est de 0.76. On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse d'égalité de la moyenne entre les deux populations. Pour plus de simplicité, certaines variables n'ont pas été présentées : le lieu de résidence, l'incertitude concernant l'avenir et le statut d'occupation du logement. Pour toutes ces variables la p-value est supérieure à 0.4

Champ : 1 630 individus célibataires âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans de l'*Enquête Budget de Famille 2010-2011.*

Source : *Enquête Budget de Famille 2010-2011*, Insee

Liste des tableaux

1 **Échelles d'équivalence empiriques les plus utilisées** 5
2 **Échelles d'équivalence politiques en France : le cas du RSA et de l'impôt sur le revenu** 5
3 **Charge ressentie liée à la présence d'un enfant (en % du revenu disponible du ménage)** 17
4 **Charge ressentie liée à la présence d'un enfant (en % du revenu disponible du ménage) et intervalles de confiance** 19
5 **Estimation du paramètre λ pour les couples avec enfants** . . . 22
6 **Estimation des paramètres γ et β du modèle (4) pour les couples (variable `NIVEAU`)** 26
7 **Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un couple (variable `NIVEAU`)** 26
8 **Estimation des paramètres γ et β du modèle (4) pour les couples (variable `AISE`)** 27
9 **Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un couple (variable `AISE`)** 27
10 **Echelle d'équivalence pour les couples découlant du modèle de Prais-Houthakker** 29
11 **Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker** 31
12 **Echelles d'équivalence objectives : synthèse des résultats pour les enfants de moins de 19 ans** 32
13 **Echelles d'équivalence objectives : synthèse des résultats pour les enfants de 19 ans et plus** 33
14 **Estimation des paramètres β, γ, et δ du modèle (9) pour les couples** 36
15 **Estimation des paramètres γ et β du modèle (7) pour les foyers monoparentaux et les couples sans enfants** 41
16 **Echelles d'équivalence découlant des paramètres estimés pour un foyer monoparental comparé à un couple sans enfant** 42

17 **Caractéristiques sociodémographiques des célibataires ayant un enfant à charge** 45
18 **Comparaison des dépenses (en euros annuels) et des structures de consommation entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant un enfant hors domicile à charge** 46
19 **Résultats de la régression multilinéaire du modèle (8) avec pour variables dépendantes les différents postes de dépenses** 49
20 **Différences de dépenses par poste de consommation entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant au moins un enfant à charge (estimation par matching)** 51
21 **Charge ressentie liée à la présence d'un enfant selon son âge : estimations de Jean-Michel Hourriez et Lucile Olier (1997)** . . 60
22 **Echelles d'équivalence subjectives (variable `NIVEAU`) et intervalles de confiance pour un couple** 61
23 **Echelles d'équivalence subjectives (variable `AISE`) et intervalles de confiance pour un couple** 61
24 **Echelles d'équivalence subjectives (variable `NIVEAU`) et intervalles de confiance pour une foyer monoparental comparée à un couple sans enfant** 62
25 **Estimation du paramètre α selon l'hypothèse identifiante** . . . 67
26 **Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker sur les couples avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth** 69
27 **Echelles d'équivalence objectives (modèle de Prais-Houthakker) et intervalles de confiance pour les couples** 70
28 **Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker** 71
29 **Estimation du paramètre α selon l'hypothèse identifiante** . . . 73
30 **Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker pour les foyers monoparentaux avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth** . . 74
31 **Echelles d'équivalence objectives (modèle de Prais-Houthakker) et intervalles de confiance pour les foyers monoparentaux** . . . 75
32 **Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker** 76

33 **Estimation des paramètres γ et β du modèle (13) pour les personnes seules et les couples sans enfant** 79
34 **Estimation d'un modèle de Prais-Houthakker sur les personnes seules et les couples sans enfant avec l'hypothèse identifiante de Rothbarth** 80
35 **Echelles d'équivalence par poste de consommation issues du modèle de Prais-Houthakker** 81
36 Régression des dépenses en vêtements de l'adulte célibataire 82
37 Régression multilinéaire des dépenses en vêtements : l'impact du célibat 84
38 Résultats du matching entre célibataires sans enfant à charge et célibataires ayant au moins un enfant à charge 87