



HAL
open science

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

Henri Martin, Hélène Périvier

► **To cite this version:**

Henri Martin, Hélène Périvier. Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Revue Economique*, 2018, 69 (2), pp.303 - 334. 10.3917/reco.pr2.0114 . hal-03604392

HAL Id: hal-03604392

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03604392>

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.

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

Henri Martin*
Hélène Périvier**

Cette contribution estime une échelle d'équivalence tenant compte de la situation spécifique des foyers monoparentaux et des parents non hébergeant vivant seuls. Les estimations s'appuient sur une approche subjective fondée sur l'appréciation qu'ont les ménages de leur propre niveau de vie. Les résultats indiquent que la situation des foyers monoparentaux est mal prise en compte par les échelles d'équivalence les plus utilisées. Les parents non hébergeant vivant seuls supportent, toutes choses égales par ailleurs, des dépenses supplémentaires d'environ un tiers de leur revenu disponible, par rapport aux personnes seules sans enfant à charge. Les échelles d'équivalence surestiment le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents non hébergeant vivant seuls, ce qui conduit à sous-estimer leur taux de pauvreté.

EQUIVALENCE SCALES CHALLENGED BY NEW FAMILY CONFIGURATIONS

This paper estimates an equivalence scale that takes into account the specific situation of single parents and separated parents who do not live with their children. Estimates rely on a subjective approach based on the living standard perceived by households. Results indicate that the equivalence scales widely used in economic and institutional literature do not integrate the specific situation of single parents. Separated parents who do not live with their children face additional expenses relatively to single persons, everything being equal, for an approximate amount of one third of their disposable income. The equivalence scales overestimate the living standard of these two types of households and underestimate their level of poverty.

Mots clés : échelles d'équivalence, niveau de vie, nouvelles configurations familiales

Keywords : equivalence scales, living standard, new family forms

Classification JEL : D04, D02, I32, J18, J13.

* Sciences Po, OFCE. *Correspondance* : Observatoire français des conjonctures économiques, 10 place de Catalogne, 75014 Paris, France. *Courriel* : henri.martin91@gmail.com

** Sciences Po, OFCE et PRESAGE (Programme de recherche et d'enseignement des savoirs sur le genre). *Correspondance* : Observatoire français des conjonctures économiques, 10 place de Catalogne, 75014 Paris, France. *Courriel* : helene.perivier@sciencespo.fr

Cette recherche a bénéficié d'un financement du ministère chargé des Droits des femmes. Par ailleurs, nous remercions les rapporteurs pour leurs conseils et leurs commentaires qui ont permis d'améliorer substantiellement la qualité de ce travail.

INTRODUCTION

Mesurer les inégalités, la pauvreté ou encore le caractère redistributif des politiques publiques requiert de comparer les niveaux de vie de ménages de taille et de composition différentes. Pour ce faire, les échelles d'équivalence sont utilisées. Elles permettent également de calibrer le barème de certaines prestations sociales, afin de répondre au mieux aux objectifs des politiques publiques (Bourguignon [1993]; Accardo [2007]; Favrat, Marc et Pucci [2015]). Un ménage est défini comme un groupe de personnes qui, vivant dans le même logement, mettent en commun leurs ressources et partagent des dépenses communes. Estimées le plus souvent à partir d'enquêtes et selon plusieurs méthodes, les échelles d'équivalence permettent de rapporter le niveau de vie d'un ménage à un niveau de vie en « équivalent personne seule » ou « unité de consommation », et de tenir compte des économies d'échelle issues de cette mutualisation des dépenses, des ressources et du coût des enfants. Par exemple, l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée affecte 1,5 unité de consommation à un couple sans enfant. Elle implique qu'une personne seule disposant d'un revenu R ait un niveau de vie équivalent à un couple sans enfant disposant d'un revenu $1,5 \times R$.

Construites après la seconde guerre mondiale en se fondant sur des cas types de ménages vivant en couple avec ou sans enfant, les échelles d'équivalence font l'objet de critiques théoriques et empiriques (pour une revue de littérature sur les échelles d'équivalence, voir notamment Lechêne [1993]). Le premier type de critiques concerne les hypothèses nécessaires à leur construction. Elles supposent une mise en commun intégrale des ressources au sein du ménage, or cette hypothèse est contestable (Ponthieux [2012]). Elles considèrent également que les membres d'un ménage jouissent du même niveau de vie, ce qui masque les inégalités entre les individus (inégalités femmes-hommes dans les couples). Par ailleurs, des transferts entre personnes appartenant à un même ménage peuvent conduire à une vision plus complexe de la notion de niveau de vie (un parent isolé peut sacrifier une partie de son niveau de vie au profit de son enfant par exemple). Les modèles familiaux collectifs constituent une approche alternative répondant à ces critiques (Bourguignon [1993]; Browning, Chiappori et Lewbel [2013]; Vermeulen et Watteyne [2006]). Les échelles d'équivalence assimilent niveau de vie et bien-être, par conséquent la charge liée à la présence d'enfant est difficile à interpréter, car la présence d'enfants est perçue comme un coût sans tenir compte du gain en bien-être que procure la parentalité (Pollak et Wales [1979]). Les échelles d'équivalence supposent que les rendements d'échelle réalisés au sein du ménage ne dépendent pas du revenu, avec pour conséquence que le « coût » d'un enfant à charge augmente avec le niveau de vie du ménage. À titre d'exemple, le « coût » d'un enfant de moins de 14 ans pour une personne seule évalué à partir de l'échelle de l'OCDE modifiée correspond à 30 % de son niveau de vie, soit 300 euros par mois si le niveau de vie du ménage est proche du seuil de pauvreté, 500 euros par mois si le niveau de vie du ménage est proche du niveau de vie médian et plus de 900 euros par mois si le ménage appartient au dernier décile de la distribution des niveaux de vie. Or cette approche est contestée par certains travaux (voir Favrat, Marc et Pucci [2015]). Martin et Périvier [2015] montrent qu'à partir d'un certain niveau de revenu, la perte de niveau de vie ressenti due à la présence d'enfants est stable.

La seconde catégorie de critiques met en avant les difficultés méthodologiques soulevées par l'estimation des échelles d'équivalence. Elles fragilisent cet outil largement utilisé dans la littérature économique et institutionnelle (Martin [2017]). En outre, ces échelles ne prennent pas en compte, ou imparfaitement, les besoins spécifiques liés à des situations particulières (comme le cas des personnes handicapées ou la présence d'enfants non scolarisés) ou encore à certaines configurations familiales, notamment celles liées aux séparations et recompositions des familles (Henman et Mitchell [2001]). Or, depuis plusieurs décennies, les ruptures conjugales sont de plus en plus fréquentes. 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]). Le nombre de foyers monoparentaux a ainsi triplé depuis 1968. En 1990, ils représentaient moins de 13 % des ménages avec enfant contre près de 22 % en 2011¹. En parallèle, le nombre de personnes vivant seules mais ayant un ou des enfants à charge qui résident dans le logement de l'autre parent a augmenté. 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. De même, les familles dites recomposées sont de plus en plus nombreuses. Malgré les faiblesses méthodologiques et théoriques des échelles d'équivalence, aucune approche alternative ne s'est avérée convaincante (Groupe de Canberra [2001]). De fait, elles sont incontournables pour appréhender le niveau de vie des ménages (Bourguignon [1993]).

Cette contribution complète la littérature en apportant un éclairage spécifique concernant le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents séparés n'ayant pas la garde de leur enfant. La question complexe du niveau de vie des familles recomposées, bien que centrale, n'est pas traitée. L'objectif est d'estimer une échelle d'équivalence qui tienne compte de ces deux catégories de ménages. Elle s'appuie sur les travaux de Hourriez et Olier [1997] et de Martin [2017] réalisés à partir de l'enquête Budget de famille de l'Insee en mobilisant les données des dernières éditions de l'enquête (2001, 2006 et 2011). La dernière enquête de 2011 offre de nouvelles variables permettant d'affiner les résultats. En particulier, elle permet d'identifier les personnes qui vivent seules mais qui ont la charge au moins partiellement d'un enfant (cette catégorie de foyer est ci-après dénommée « parents seuls non hébergeant »). Une échelle d'équivalence est estimée pour comparer les niveaux de vie ressentis de cinq catégories de ménages : personnes seules sans enfant à charge, couples sans et avec enfant, foyers monoparentaux, parents seuls non hébergeant. Il s'agit donc de mettre en évidence la spécificité de ces nouvelles configurations familiales en termes de niveau de vie.

Les résultats indiquent qu'à revenu égal, un ménage composé de deux personnes bénéficie d'un niveau de vie ressenti plus élevé s'il s'agit de deux adultes vivant en couple que s'il s'agit d'un parent vivant avec son enfant. En effet, 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 et les loisirs). Les résultats indiquent une grande sensibilité des résultats à la variable utilisée pour mesurer le niveau de vie ressenti. Il ressort néanmoins qu'un foyer monoparental avec un enfant âgé de moins de 14 ans doit disposer d'un revenu supérieur de

1. Insee, Recensement de la population puis enquêtes annuelles de recensement.

70 % (ou 121 % selon la variable retenue) à celui d'une personne seule pour atteindre le même niveau de vie ressenti, contre un revenu supérieur de 26 % (ou 52 % selon la variable retenue) pour un couple sans enfant². Les échelles d'équivalence estimées sont comparées à celles usuellement mobilisées. Les taux de pauvreté qui résulteraient de ces échelles (autour de 18 %) sont supérieurs à ceux issus des échelles d'équivalence usuelles, les taux de pauvreté des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant étant plus élevés.

En ce qui concerne les parents seuls non hébergeant, les paramètres des échelles estimées ne sont pas statistiquement significatifs. Une analyse à partir des dépenses de consommation des personnes seules sans enfant à charge et des parents seuls non hébergeant permet de comparer les niveaux de vie entre ces deux catégories de ménages : toutes choses égales par ailleurs, le parent seul non hébergeant supporte des dépenses supplémentaires par rapport à une personne seule sans enfant à charge d'un montant moyen correspondant à un tiers de son revenu disponible.

L'article pointe la fragilité des estimations et les difficultés d'interprétation des résultats sur lesquels reposent les échelles d'équivalence. Il montre que les échelles d'équivalence les plus couramment utilisées surestiment le niveau de vie des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant et donc sous-estiment leur taux de pauvreté. L'objectif n'est pas de proposer une échelle d'équivalence alternative qui pourrait être appliquée pour réformer les politiques publiques ou pour mesurer la pauvreté, mais de montrer les difficultés que pose la mesure des niveaux de vie dans un contexte où les structures familiales se modifient.

MESURER ET COMPARER LES NIVEAUX DE VIE

Quelles ressources ?

Le ménage est défini comme un ensemble de personnes qui, vivant dans le même logement, 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 logement, de nourriture, d'habillement, d'éducation sont prises en charge par celui-ci. Les enfants sont considérés comme à la charge de leurs parents. Cette définition pose problème dès lors que l'enfant ne vit plus avec ses deux parents, car au-delà de 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.

2. Un foyer monoparental avec un enfant âgé de plus de 14 ans doit disposer d'un revenu supérieur de 82 % (ou 149 % selon la variable retenue) à celui d'une personne seule pour atteindre le même niveau de vie ressenti.

Les femmes inactives dans le couple sont considérées comme à la charge de leur conjoint alors même qu'elles contribuent, surtout en présence de jeunes enfants, aux ressources du ménage à travers le travail domestique et familial qu'elles réalisent. Ne pas prendre en compte la valeur du travail domestique supplémentaire réalisé dans les couples mono-actifs peut conduire à sous-estimer leur niveau de vie relativement aux couples bi-actifs. Des travaux récents indiquent qu'en moyenne le surcroît de travail domestique affecte le niveau de vie des couples mono-actifs : les couples mono-actifs réalisent, toutes choses égales par ailleurs, une heure supplémentaire de travail domestique par jour par rapport à un couple bi-actif à temps plein, ce qui correspond à environ 2 700 euros par an pour une valorisation au SMIC horaire brut (Allègre *et al.* [2014]).

Enfin, les échelles d'équivalence s'appliquent au revenu disponible des ménages. Celui-ci comprend les différents revenus du ménage (revenus d'activité, revenus du patrimoine, transferts privés entre ménages et prestations sociales) desquels sont soustraits les impôts (impôts sur le revenu, taxe d'habitation, CSG, etc.)³. Elles s'inscrivent dans un cadre institutionnel particulier et à situation économique donnée. La socialisation plus ou moins importante de certaines dépenses (les dépenses d'éducation, de santé, la garde des jeunes enfants, le logement, les retraites...) s'avère déterminante sur la valeur des coefficients de l'échelle d'équivalence. Ainsi, les estimations ne sont pas transposables, *a priori*, d'un pays à un autre ou d'une période à une autre.

Quels types de dépenses ?

Certains biens peuvent être considérés comme des biens collectifs au sein du ménage⁴. En conséquence, l'arrivée de nouveaux membres dans le ménage n'entraîne pas de nouvelles dépenses de consommation de ce bien. Sa consommation est source d'économies d'échelle. Le chauffage peut être qualifié de bien collectif. À l'opposé, la consommation de biens individuels, caractérisée par l'exclusion d'usage et la rivalité (par exemple les aliments), est proportionnelle à la taille du ménage. Entre ces deux catégories de biens se trouvent des biens 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 l'usage est non exclusif (comme une baignoire). La plupart des biens occupent une position intermédiaire. Le vêtement peut être considéré comme un bien individuel, mais il peut se rapprocher d'un bien collectif lorsque les vêtements s'échangent entre les membres du ménage (notamment au sein de la fratrie). 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 quantité importante ou de tarifs sociaux (carte famille nombreuse par exemple). Des économies peuvent également être dégagées concernant le travail domestique dans la mesure où un ménage de grande taille dispose potentiellement de davantage de temps libre : le temps consacré aux tâches domestiques (ménage, cuisine...) ne croît pas proportionnellement avec la taille de celui-ci. Gardes, Sayadi et Starzec [2013] montrent que les économies d'échelle réalisées dans

3. Selon la définition de l'Insee.

4. Un bien est dit « collectif » si sa consommation est non exclusive et non rivale.

un ménage en termes de travail domestique sont plus importantes que celles associées aux dépenses monétaires. À partir de données anglaises, Couprie et Ferrant [2015] ont montré que deux personnes vivant seules séparément ont besoin de 2 h 15 supplémentaires par jour pour atteindre le même niveau d'utilité qu'elles auraient eu si elles vivaient en couple. L'ampleur de ce type d'économies d'échelle dépend de la configuration du ménage, en particulier elles sont potentiellement moindres dans le cas d'un foyer monoparental que dans celui d'un couple. Dans certains cas, la charge d'une personne dépendante (nourrison, enfant non scolarisé, personne âgée) intensifie les charges domestiques, ce qui engendre alors des déséconomies d'échelle : 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]; Régnier-Loilier et Hiron [2010]). Les échelles d'équivalence 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 de l'un des parents (Thévenon [2009]). Or ces coûts de renoncement à la carrière sont importants et sont supportés essentiellement par les femmes, ce qui pèse sur l'égalité des sexes (Meurs, Pailhé et Ponthieux [2010]).

Les différentes échelles d'équivalence

Une échelle d'équivalence permet de se ramener à un « équivalent adulte » pour comparer le niveau de vie des ménages. Ainsi, une échelle $m(N)$ suppose qu'un ménage composé de N personnes et disposant d'un revenu R ait 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 (pour N supérieur à 1), ce qui permet de saisir les économies d'échelle réalisées au sein d'un ménage. Trois échelles d'équivalence sont couramment utilisées dans la littérature économique et institutionnelle. Elles donnent un poids plus ou moins important aux économies d'échelle réalisées au sein du ménage (tableau 1).

L'échelle dite « d'Oxford » s'est imposée dans la littérature à partir des années 1950 (Hourriez et Olier [1997]). En 1982, un rapport de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) en préconise l'utilisation, ce qui explique son autre appellation : « échelle de l'OCDE ». Avec cette échelle, le premier adulte d'un ménage se voit attribuer 1 unité de consommation, chaque adulte additionnel 0,7 unité et chaque enfant (personne de moins de 14 ans) 0,5 unité. La somme de ces unités donne le nombre d'équivalents-adultes dans le ménage. Au début des années 1990, l'OCDE opte pour une nouvelle échelle de référence qui attribue à chaque ménage un nombre d'équivalents-adultes égal à la racine carrée du nombre d'individus vivant dans ce ménage. Le calcul de l'échelle en « racine de N » (où N est le nombre de personnes du ménage) ne nécessite pas de connaître l'âge des personnes, ce qui en facilite l'utilisation. De son côté, Eurostat a progressivement remplacé au cours des années 1990 l'échelle d'Oxford par une autre échelle, dite « échelle de l'OCDE modifiée » (bien que l'OCDE l'utilise peu) qui émerge alors dans la littérature (Hagenaars, De Vos et Zaidi [1994]). Cette échelle considère que les économies d'échelle réalisées dans le ménage sont plus importantes que ne le suppose l'échelle d'Oxford, et attribue un poids plus faible aux individus additionnels : 0,5 pour

les autres adultes (plut ot que 0,7) et 0,3 pour les enfants de moins de 14 ans (plut ot que 0,5) (tableau 1). Depuis les ann ees 2000, la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) utilise une autre  chelle d' quivalence, dite «  chelle de la Cnaf » qui ajoute   l' chelle de l'OCDE modifi ee 0,2 unit e de consommation pour les foyers monoparentaux (quel que soit le nombre d'enfants   charge). Cette  chelle est peu utilis ee dans la litt erature et sa port ee se limite au cadre institutionnel fran ais.

Ces  chelles d' quivalence sont principalement utilis ees pour le calcul de statistiques relatives aux niveaux de vie des m enages. Le seuil de pauvret e est fix e   60 % du niveau de vie m edian. Les m enages dont le niveau de vie est situ e en dessous de ce seuil sont consid er es comme pauvres. La proportion d'individus concern es donne le taux de pauvret e⁵. L'utilisation de l'une ou l'autre des  chelles a peu de cons equences sur le niveau de la pauvret e ou la mesure des in egalit es. En revanche, la composition de la population pauvre est sensible au choix de l' chelle utilis ee. Le choix de l' chelle d'Oxford plut ot que celle de l'OCDE modifi ee (qui est celle utilis ee aujourd'hui par la statistique publique fran aise) a pour cons equence d'accro tre fortement la proportion des familles nombreuses parmi les m enages pauvres (Accardo [2007]). En outre,   l'exception de l' chelle de la Cnaf, aucune de ces  chelles n'attribue de traitement sp ecifique aux foyers monoparentaux. Seul le nombre de personnes composant le m enage, et  ventuellement leur  ge, est pris en compte, et non leurs liens familiaux. Un couple se voit donc attribuer le m eme coefficient qu'un foyer monoparental avec un enfant de plus de 14 ans   charge. Or les  conomies d' chelle sont potentiellement moindres dans le cas du foyer monoparental (voir la note du Haut Conseil de la famille [2015]).

Tableau 1.  chelles d' quivalence couramment utilis ees

	�chelle d'Oxford		�chelle de l'OCDE modifi�ee		�chelle en racine de N	�chelle de la Cnaf	
	– de 14 ans	+ de 14 ans	– de 14 ans	+ de 14 ans		– de 14 ans	+ de 14 ans
Personne seule	1		1		1	1	1
Couple sans enfant		1,7		1,5	1,41		1,5
Couple + 1 enfant	2,2	2,4	1,8	2,0	1,73	1,8	2,0
Couple + 2 enfants	2,7	3,1	2,1	2,5	2	2,1	2,5
Foyers monoparentaux							
Adulte + 1 enfant	1,5	1,7	1,3	1,5	1,41	1,5	1,7
Adulte + 2 enfants	2,0	2,4	1,6	2,0	1,73	1,8	2,2

Lecture : Selon l' chelle d' quivalence d'Oxford, un couple repr esente 1,7 unit e «  quivalent adulte » contre 1,5 pour l' chelle de l'OCDE contre 1,41 pour l' chelle en racine de N et contre 1,5 pour l' chelle de la Cnaf.
Source : Martin [2015].

5. En 2014, le niveau de vie m edian s' tablissait   1 679 euros mensuels pour une personne seule, le seuil de pauvret e   1 008 euros mensuels et le taux de pauvret e   14,1 % de la population (Argouarc'h et Boiron [2016]). Ces chiffres sont calcul es en utilisant l' chelle de l'OCDE modifi ee.

LES DONNÉES ET L'APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE

Les données

Les échelles d'équivalence sont estimées à partir des données des enquêtes Budget de famille de l'Insee de 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011 (encadré 1)⁶. Ces enquêtes détaillent à la fois les revenus et les dépenses par postes de consommation pour un échantillon de ménages résidant en France métropolitaine⁷. Des variables sociodémographiques sur la composition du ménage et sur le ressenti de celui-ci face à sa situation financière y figurent également.

Encadré 1. Les enquêtes Budget de famille (BDF)

L'enquête Budget de famille est une enquête menée par l'Insee tous les cinq ou six ans depuis 1979 sur la population métropolitaine de ménages ordinaires⁸. L'enquête a été menée en 1979, 1985, 1989, 1995, 2000-2001, 2005-2006 et 2010-2011. L'objectif principal de cette enquête est d'étudier les revenus et les consommations des ménages. Chaque ménage consigne ses dépenses (notamment en conservant les tickets de caisse) pendant une période de deux semaines⁹. À cela s'ajoutent des questionnaires qui visent à collecter des informations sociodémographiques sur le ménage. Afin d'éviter des effets de saisonnalité sur la consommation des ménages, la collecte de l'enquête est répartie sur douze mois en six vagues d'enquête.

Échantillon des différentes enquêtes Budget de famille (BDF) depuis 2001

Enquête BDF	2001	2006	2011
Nombre de ménages	10 305	10 240	15 797
Nombre d'individus	25 803	25 364	41 285

Lecture : L'édition 2001 de l'enquête Budget de famille comporte 25 803 individus répartis dans 10 305 ménages.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee.

L'approche retenue pour l'estimation d'une échelle d'équivalence

Les échelles d'équivalence peuvent être estimées par deux approches différentes. L'approche fondée sur la structure de consommation du ménage, approche dite « objective », s'appuie sur les consommations du ménage et l'élasticité des

6. Pour plus de simplicité, les enquêtes sont notées enquêtes Budget de famille 2001, 2006, 2011.

7. L'enquête de 2011 comporte également un sous-échantillon de ménages résidant dans les départements d'outre-mer.

8. La plupart des enquêtes BDF portent exclusivement sur le territoire métropolitain, mais certaines d'entre elles, à l'image de l'enquête de 2011, incluent un échantillon de ménages résidant dans les départements d'outre-mer (Guadeloupe, Guyane, Martinique, Réunion et Mayotte).

9. Cette période a été raccourcie à une semaine lors de l'enquête de 2011.

différentes dépenses (par poste de consommation) à la taille du ménage, en mobilisant des modèles microéconomiques plus ou moins complexes (Engel [1857]; Rothbarth [1943]; Prais et Houthakker [1955]; ou encore Barten [1964]). Ces modèles requièrent une hypothèse identifiante qui n'est pas vérifiable à partir de données d'enquête (Blundell et Lewbel [1991]; Bourguignon [1993]), et qui revient à postuler une mesure du niveau de vie du ménage. Pour ce faire, deux hypothèses ont été proposées dans la littérature : la première est celle d'Engel [1857] selon laquelle le niveau de vie d'un ménage dépend de la part de ses dépenses qu'il consacre à l'alimentation : plus celle-ci est importante, plus son niveau de vie est faible. Le coefficient budgétaire associé à l'alimentation détermine le niveau de vie du ménage. Si cette hypothèse était crédible au XIX^e siècle quand l'alimentation représentait jusqu'à 80 % du budget des ménages, elle l'est beaucoup moins aujourd'hui dans un contexte où la structure de la consommation s'est diversifiée. La seconde est l'hypothèse de Rothbarth [1943] selon laquelle les dépenses en biens consommés exclusivement par les adultes pourraient être utilisées comme mesure du niveau de vie d'un ménage. Plus un ménage dépense (en valeur absolue) pour l'achat de biens destinés aux adultes, plus il dispose d'un niveau de vie élevé. Cette hypothèse fait craindre une forme d'ethnocentrisme dans la mesure où l'observateur impose une vision en matière de mode de vie et, de fait, évacue la question des préférences sous-jacentes aux comportements de consommation (Fleurbaey *et al.* [1997] ; Bourguignon [1993]). Elle se heurte au fait que les préférences des agents sont susceptibles de varier avec la composition familiale du ménage auquel ils appartiennent. Par exemple, les consommations de loisir d'un couple peuvent changer en présence d'enfants (moins de sorties) sans pour autant que cela soit dû à une baisse de son niveau de vie.

L'autre approche dite « subjective » a été proposée par Kapteyn et Van Praag [1976]. Contrairement à l'approche objective, elle ne requiert pas de définir le niveau de vie de manière arbitraire. En effet, le niveau de vie attribué à chaque ménage s'appuie sur l'opinion ou le ressenti en termes de niveau de vie déclaré dans les enquêtes. De manière générale, cette approche a été moins utilisée par les économistes, souvent enclins à accorder davantage de crédit à ce que font les individus qu'à ce qu'ils déclarent (Accardo [2007]). Néanmoins, plusieurs auteurs ont mobilisé une approche subjective à partir de questions qui interrogent directement les ménages sur le revenu qu'ils considèrent comme minimum, moyen ou confortable pour un ménage tel que le leur ou sur le ressenti de l'individu interrogé quant au niveau de vie du ménage auquel il appartient (Flik et Van Praag [1991]). Cette dernière approche est qualifiée d'approche « par le niveau de vie ressenti ».

En France, plusieurs travaux ont mis en perspective les approches subjective et objective à l'instar des travaux de Bloch et Glaude [1983], Glaude et Moutardier [1991] et Hourriez et Olier [1997]. De façon générale, aucun consensus n'émerge dans la littérature permettant de trancher pour l'une ou l'autre de ces approches (Favrat, Marc et Pucci [2015]). Dans cette contribution, l'approche subjective par l'opinion des personnes interrogées sur le revenu minimum pour que leur ménage puisse subvenir à ses besoins n'est pas retenue en raison des difficultés d'interprétation que pose la variable sous-jacente dans l'enquête Budget de famille (Martin [2017]). L'approche subjective par le niveau de vie ressenti est mobilisée dans un premier temps pour l'estimation d'une échelle d'équivalence. Puis, s'agissant des parents seuls non hébergeant, elle est complétée par une approche par les dépenses de consommation.

L'approche par les niveaux de vie ressentis s'appuie sur les variables AISE et NIVEAU construites à partir des réponses à deux questions portant sur le niveau de vie ressenti par la personne interrogée dans les enquêtes Budget de famille (encadré 2). Cette approche soulève plusieurs problèmes liés au ressenti des individus. Le phénomène d'adaptation des préférences implique que des personnes peuvent surévaluer leurs conditions de vie : l'habitude d'un mode de vie peut les conduire à réduire leurs aspirations pour *in fine* ne plus percevoir des privations réelles (Sen [1987]). Cela peut à l'inverse conduire à une surestimation des difficultés ressenties, si le mode de vie désiré n'est pas conforme aux ressources du ménage 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 surestimé (Fleurbaey *et al.* [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...) et, plus généralement, à leur perception du futur. En définitive, avec l'approche par les niveaux de vie ressentis, si le statisticien ne pose pas lui-même directement une définition du niveau de vie (comme c'est le cas avec les approches objectives), il le fait indirectement par la formulation des questions et des modalités de réponse (Martin [2017]).

Encadré 2. Le ressenti des individus à propos de leur niveau de vie dans l'enquête Budget de famille

Deux variables peuvent être mobilisées pour estimer une échelle d'équivalence par l'approche par le niveau de vie ressenti. La première est la variable AISE. Elle correspond à la question suivante :

À propos de votre budget, pouvez-vous me dire laquelle de ces propositions convient le mieux à votre cas ?

- Vous êtes à l'aise (10 %)
- Ça va (29 %)
- C'est juste, mais il faut faire attention (43 %)
- Vous y arrivez difficilement (16 %)
- Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes (3 %)

Entre parenthèses sont indiquées les fréquences de réponse à chaque modalité pour la dernière édition de l'enquête (2011). Cette question est présente avec la même formulation dans toutes les enquêtes BDF depuis 1979. En revanche, les modalités de réponse possibles ont légèrement évolué : pour l'enquête de 2001, la cinquième modalité n'était pas proposée. Les deux dernières modalités (« Vous y arrivez difficilement » et « Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes ») ont donc été regroupées pour les éditions 2006 et 2011.

La seconde variable, dénommée NIVEAU, a été introduite lors de l'enquête BDF 1995. Elle correspond à la question :

Comment pourriez-vous qualifier votre niveau de vie ?

- Très élevé (0,6 %)
- Élevé (6 %)
- Moyennement élevé (46 %)

- Moyennement faible (32 %)
- Faible (12 %)
- Tr es faible (4 %)

  l'inverse de la variable AISE, la formulation de cette question reste rigoureusement constante d'une enqu ete   l'autre.

Ces deux variables ne saisissent pas exactement la m eme information (Martin [2017]) : AISE fait r ef erence   la situation du m enage quant aux difficult es de gestion de son budget, alors que NIVEAU fait r ef erence au niveau de vie ressenti en g en eral. Les r esultats obtenus diff erent sensiblement selon la variable mobilis ee.

Comment tenir compte des besoins sp ecifiques des enfants ?

La m ethode retenue pour estimer une  chelle d' quivalence repose sur l'estimation en amont du co t d'un enfant relativement   un adulte (Hourriez et Olier [1997]). Les besoins associ es   chaque membre composant le m enage d ependent notamment de leur  ge, en particulier les d epenses li ees   la charge d'un enfant. Les d epenses de loisirs ou les d epenses scolaires ou parascolaires sont d'autant plus importantes que l'enfant est  g e. *A contrario*, la pr esence d'un jeune enfant non scolaris e implique des d epenses d' quipement sp ecifiques (poussette, etc.) mais aussi, le plus souvent, des d epenses relatives   l'accueil du jeune enfant. Les  chelles d' quivalence couramment utilis ees consid erent qu'un enfant engendre autant de d epenses qu'un adulte   partir de l' ge de 14 ans (tableau 1). Ce seuil est fix e de fa on conventionnelle et ne repose pas sur un r esultat statistique significatif. Le seuil de 18 ans qui correspond souvent   l'entr ee de l'enfant dans l'enseignement sup erieur aurait  t e tout aussi pertinent (Martin [2017]). Pour garantir la comparaison des r esultats avec les travaux pass es, le seuil de 14 ans a  t e n eanmoins retenu dans les estimations.

La taille ajust ee du m enage s' crit :

$$N = \mu \cdot N_{\text{moins de 14 ans}} + N_{\text{plus de 14 ans}},$$

o  N_{moins de 14 ans} d esigne le nombre d'enfants  g es de moins de 14 ans, N_{plus de 14 ans} le nombre de membres du m enage  g es de 14 ans ou plus, et μ un param tre compris entre 0 et 1 qui permet de ramener les enfants de moins de 14 ans   un  quivalent adulte. Pour estimer le param tre μ le mod le logistique ordonn  suivant est estim e (Hourriez et Olier [1997]) :

$$U(R, N) = \alpha \cdot \log(R) + \beta \cdot N_{\text{plus de 14 ans}} + \gamma \cdot N_{\text{moins de 14 ans}} + \text{Contr le} + \varepsilon,$$

o  $U(R, N)$ d esigne le niveau de vie du m enage comme une fonction   la fois de son revenu disponible R , du nombre d'adultes (ou d'enfant de plus de 14 ans) $N_{\text{plus de 14 ans}}$ et d'enfants de moins de 14 ans $N_{\text{moins de 14 ans}}$   la charge du m enage. Les variables de contr le introduites pour tenir compte de l'h et rog enit e observ ee des m enages sont pr ecis ees en annexe (annexe I). Le niveau de vie $U(R, N)$ est assimil e   la variable latente issue du mod le logistique ordonn  estim e   partir des variables AISE ou NIVEAU. Le param tre β saisit l'impact sur le niveau de vie de la charge li ee aux adultes et enfants de plus de 14 ans, tandis que le param tre γ saisit l'impact sur le niveau de vie li e   la charge d'enfants de moins de 14 ans.

Le paramètre μ , qui saisit le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, est donné par :

$$\mu = \frac{\gamma}{\beta}.$$

Hourriez et Olier [1997] retiennent une valeur de 0,55 pour le paramètre μ . Le tableau 2 fournit les estimations de μ obtenues à partir des éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête. Les estimations du paramètre μ sont sensiblement plus élevées que 0,55. Le niveau de vie ressenti est donc plus fortement affecté par la présence d'un enfant de moins de 14 ans : les valeurs estimées de μ varient selon l'édition de l'enquête considérée et l'indicateur de niveau de vie à partir duquel l'estimation est menée. Pour l'édition 2011, l'estimation à partir de la variable AISE conduit à une valeur de μ de 0,90, contre 0,60 pour l'estimation avec la variable NIVEAU. La période de référence de l'enquête correspond à une période de crise économique et de montée du chômage qui peut expliquer un sentiment de plus grande précarité, particulièrement en ce qui concerne la charge d'enfant. La question sous-jacente à AISE porte sur des considérations de gestion du budget, la réponse est donc potentiellement plus sensible à la conjoncture économique. La valeur retenue pour μ est 0,70, soit la moyenne entre les six estimations menées sur les trois éditions de l'enquête à partir des deux indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU. L'échelle d'équivalence estimée par la suite est peu sensible à la valeur retenue pour μ (Martin [2017]).

Tableau 2. Estimation du coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans à partir des variables AISE et NIVEAU

Indicateur de niveau de vie	Paramètres	2001	2006	2011
AISE	α	- 1,86 [- 2,02, - 1,69]	- 1,47 [- 1,63, - 1,32]	- 1,34 [- 1,48, - 1,19]
	β	0,36 [0,30, 0,42]	0,33 [0,26, 0,39]	0,38 [0,32, 0,45]
	γ	0,50 [0,34, 0,50]	0,51 [0,44, 0,58]	0,43 [0,36, 0,50]
	$\mu = \gamma/\beta$	0,72 [0,57, 0,86]	0,64 [0,50, 0,79]	0,90 [0,69, 1,10]
NIVEAU	α	- 2,07 [- 2,25, - 1,89]	- 1,45 [- 1,61, - 1,29]	- 1,25 [- 1,43, - 1,08]
	β	0,28 [0,21, 0,35]	0,20 [0,13, 0,26]	0,18 [0,23, 0,37]
	γ	0,40 [0,33, 0,46]	0,32 [0,25, 0,39]	0,30 [0,23, 0,36]
	$\mu = \gamma / \beta$	0,70 [0,50, 0,86]	0,61 [0,38, 0,84]	0,60 [0,33, 0,86]

Lecture : Le coût d'un enfant de moins de 14 ans estimé à partir de l'enquête BDF 2001 et de l'indicateur de niveau de vie AISE correspond à 0,72 unité équivalent adulte ou enfant âgé de plus de 14 ans. L'intervalle de confiance pour le paramètre μ est obtenu par delta méthode.

Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. Pour AISE, l'estimation comporte 7 126 ménages pour l'édition 2001 de l'enquête, 7 077 ménages pour 2006 et 10 645 ménages pour l'édition 2011. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. Pour NIVEAU, l'estimation comporte 7 087 ménages pour l'édition 2001, 7 046 ménages pour 2006 et 10 541 ménages pour l'édition 2011. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006 et 2011, Insee ; calculs des auteurs.

La taille du ménage ajustée de la présence d'enfants de moins de 14 ans s'écrit :

$$N = 0,70 \cdot N_{\text{moins de 14 ans}} + N_{\text{plus de 14 ans}},$$

où $N_{\text{plus de 14 ans}}$ et $N_{\text{moins de 14 ans}}$ désignent respectivement le nombre de personnes de 14 ans ou plus et le nombre d'enfants de moins de 14 ans du ménage.

Appliquer la même valeur de μ aux enfants de moins de 14 ans quel que soit le type de ménage revient à considérer que le poids relatif des enfants ne change 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 et moins dans d'autres¹⁰, mais le seuil d'âge de 14 ans limite la portée de cette remarque. Au-delà de leur âge, d'autres caractéristiques des enfants ont une influence sur le niveau de vie des familles. Le rang de l'enfant peut avoir un effet sur le poids des économies d'échelle (seule l'échelle d'équivalence en racine de N implique un renforcement des économies d'échelle d'autant plus important que le rang de l'enfant est élevé). Les travaux empiriques ne permettent pas de conclure sur ce point (Glaude et Moutardier [1991]; Hourriez et Olier [1997]). De même, la non-mixité des fratries peut peser sur l'ampleur des économies d'échelle. En effet, cela implique plus souvent le choix d'une chambre par enfant (Haut Conseil de la famille [2015]) et limite les économies d'échelle dans l'achat des vêtements du fait des normes de genre qui caractérisent nos sociétés. Seul l'âge de l'enfant est pris en compte dans l'analyse.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Dans la suite de cette étude, cinq catégories de ménage sont distinguées :

- Les couples sans enfant à charge ;
- Les couples avec enfant à charge ;
- Les foyers monoparentaux ;
- Les personnes vivant seules sans avoir au moins partiellement la charge d'un enfant vivant chez un ex-conjoint (personnes seules) ;
- Les personnes vivant seules en ayant au moins partiellement la charge d'un enfant vivant chez un ancien conjoint (parents seuls non hébergeant).

Sont considérées comme « enfants », les personnes âgées de 25 ans ou moins¹¹ et ayant un lien de descendance avec la personne de référence du ménage ou avec son conjoint. Les principales caractéristiques sociodémographiques de ces cinq sous-populations sont données dans le tableau 3 pour la dernière édition de l'enquête BDF.

Les foyers monoparentaux (ou encore « familles monoparentales ») sont les ménages composés d'un adulte sans conjoint vivant dans un logement avec au moins un enfant de moins de 25 ans (Acs, Lhommeau et Raynaud [2015]). En

10. Par exemple il est possible qu'un parent seul 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.

11. Par exemple, un couple avec à sa charge un seul enfant de 26 ans sera considéré comme un couple sans enfant à charge.

2011, selon les enquêtes annuelles de recensement (EAR), 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. Ces chiffres ne rendent pas compte de la dynamique qui existe entre les différentes catégories de ménages du fait des recompositions familiales et des ruptures d'union.

Les foyers monoparentaux bénéficient potentiellement d'économies d'échelle plus faibles que les couples. Premièrement, 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 premier poste de dépense des ménages. Deuxièmement, les membres d'un couple peuvent partager davantage d'activités qu'un adulte et son enfant (en termes de sorties, de loisir, etc.). 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 et familial. 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 familiales persiste (Ponthieux et Schreiber [2006]; Champagne, Pailhé et Solaz [2015]). Les foyers monoparentaux doivent externaliser certaines activités (garde des enfants par exemple) en raison des contraintes d'emploi du temps. Les couples bi-actifs sont également contraints en matière de garde d'enfant, mais ils peuvent s'appuyer sur des possibilités d'organisation plus larges, notamment en partageant au moins partiellement le temps de garde. Inversement, les besoins d'un adulte peuvent être plus importants que ceux d'un enfant (besoins alimentaires ou en termes de loisirs par exemple).

En parallèle à l'augmentation du nombre de foyers monoparentaux du fait de ruptures conjugales plus fréquentes, 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. La garde étant le plus souvent confiée à la mère, cette population est majoritairement composée d'hommes. Bien que ne vivant pas quotidiennement avec le ou les enfants, le parent doit le plus souvent s'acquitter d'une pension alimentaire et accueille ses enfants régulièrement (le week-end et pendant les vacances), ce qui implique des dépenses spécifiques auxquelles une personne seule sans enfant à charge n'est pas confrontée. Par exemple, pour accueillir ses enfants, même de façon épisodique, le parent doit avoir un logement d'une taille probablement plus importante que celle du logement d'une personne seule n'ayant pas d'enfant à charge. Ces charges ne sont pas prises en compte par les échelles d'équivalence couramment utilisées. L'enquête BDF de 2011 permet pour la première fois d'éclairer cette question. En effet, pour chaque ménage, les enfants qui vivent hors domicile et qui engendrent des dépenses (ou des recettes) régulières pour celui-ci sont recensés. La catégorie des parents seuls non hébergeant peut donc être identifiée : elle est définie ici comme la sous-population des personnes vivant seules, ayant un enfant en cours de scolarité ou d'études qui réside chez son autre parent et déclarant que cet enfant engendre des dépenses régulières pour son budget.

Des travaux récents sur les conséquences des ruptures conjugales sur le niveau de vie montrent que les femmes perdent en moyenne davantage en niveau de vie que les hommes (Bonnet, Garbinti et Solaz [2016]) ; d'autres tentent de montrer le rôle des pensions alimentaires et leur interaction avec le système fiscal et social sur le niveau de vie des parents séparés (Ben Jelloul et

Cusset [2015] ; pour une critique voir Périvier [2015]). Une étude mobilise une approche du coût de l'enfant par un panier de biens et de services, c'est-à-dire le coût d'un ensemble de biens et services nécessaires pour que l'enfant dispose d'un niveau de vie jugé par les chercheurs « modeste mais adéquat » (Henman et Mitchell [2001]). Les auteurs montrent que le coût d'un enfant dont les parents sont séparés serait de l'ordre de 1,4 fois le coût d'un enfant vivant avec ses deux parents. Le parent hébergeant (avec lequel l'enfant passerait 80 % de son temps) supporterait des coûts similaires à ceux supportés par un parent pour la charge d'un enfant « à plein temps ». Le parent seul non hébergeant (avec lequel l'enfant passerait 20 % de son temps) supporterait des coûts estimés à 40 % de ceux supportés par un parent pour la charge d'un enfant « à plein temps ». Une autre approche est ici mobilisée pour éclairer ces questions : l'approche par le niveau de vie ressenti.

Tableau 3. *Statistiques descriptives concernant les différentes configurations familiales*

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono-parentaux	Personnes seules	Parents seuls non hébergeant
Effectifs	2 170	4 455	1 973	2 440	111
Effectifs pondérés*	4,5 millions	7,2 millions	2,1 millions	5,2 millions	0,2 million
Caractéristiques sociodémographiques de la personne de référence					
Sexe					
Homme	74,8 %	78,6 %	21,7 %	52,0 %	95 %
Femme	25,2 %	21,4 %	78,3 %	48,0 %	5 %
Âge					
25-34 ans	19,4 %	21,5 %	11,7 %	26,1 %	0,0 %
35-44 ans	8,5 %	41,3 %	35,2 %	19,4 %	20,4 %
45-54 ans	20,7 %	29,1 %	39,7 %	22,7 %	64,0 %
55-64 ans	51,4 %	8,1 %	13,4 %	31,8 %	15,6 %
Enfants à charge					
Nombre	0	1,88	1,38	0	1,27
Âge moyen		9,9 ans	13,3 ans		13,7 ans
Enfant de moins de 4 ans	0,0 %	39,8 %	12,1 %	0,0 %	3,0 %
PCS					
Agriculteur	1,8 %	2,0 %	0,4 %	1,0 %	0,0 %
Ouvrier	16,2 %	26,0 %	15,0 %	15,6 %	28,0 %
Employé	13,3 %	14,8 %	34,2 %	19,4 %	19,2 %
Indépendant	5,7 %	9,6 %	3,8 %	3,2 %	7,9 %
Profession intermédiaire	18,0 %	24,2 %	22,3 %	19,5 %	13,4 %
Cadre	15,9 %	19,2 %	9,3 %	15,8 %	20,0 %
Autres	29,1 %	4,2 %	15,0 %	25,5 %	11,5 %
Revenu disponible annuel	38 584 euros	44 770 euros	24 809 euros	19 510 euros	24 989 euros

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono-parentaux	Personnes seules	Parents seuls non hébergeant
Effectifs	2 170	4 455	1 973	2 440	111
Effectifs pondérés*	4,5 millions	7,2 millions	2,1 millions	5,2 millions	0,2 million
Structure du panier de consommation annuel en euros (en % de la consommation totale)					
Alimentation	5 026 (14,2 %)	6 189 (14,2 %)	3 862 (14,2 %)	2 352 (11,1 %)	2 145 (7,1 %)
Boissons, tabac, alcool	1 038 (2,9 %)	957 (2,2 %)	864 (3,2 %)	685 (3,2 %)	828 (2,7 %)
Habillement	1 446 (4,1 %)	2 202 (5,1 %)	1 440 (5,3 %)	950 (4,5 %)	1 654 (5,5 %)
Logement, eau, gaz, électricité	8 559 (24,2 %)	10 288 (23,7 %)	7 229 (26,6 %)	6 517 (30,9 %)	7 482 (24,8 %)
Meubles et articles de ménage	2 063 (5,8 %)	2 123 (4,9 %)	1 118 (4,1 %)	932 (4,4 %)	1 323 (4,4 %)
Santé	498 (1,4 %)	653 (1,5 %)	443 (1,6 %)	288 (1,3 %)	305 (1,0 %)
Transport	6 067 (17,2 %)	7 030 (16,2 %)	3 617 (13,3 %)	3 043 (14,4 %)	6 285 (20,8 %)
Communication	970 (2,7 %)	1 179 (2,9 %)	1 016 (2,9 %)	706 (3,3 %)	794 (2,6 %)
Loisirs et culture	3 068 (8,7 %)	3 520 (8,1 %)	2 253 (8,3 %)	1 696 (8,0 %)	4 183 (13,9 %)
Éducation	82 (0,2 %)	383 (0,8 %)	333 (1,2 %)	20 (0,1 %)	30 (0,1 %)
Restaurants et hôtels	2 073 (5,9 %)	3 293 (7,6 %)	1 863 (6,8 %)	1 351 (6,4 %)	1 830 (6,1 %)
Divers	4 398 (12,5 %)	5 673 (13,0 %)	3 168 (11,6 %)	2 274 (10,8 %)	3 253 (11,7 %)
Total des dépenses de consommation	35 288 euros	43 490 euros	27 202 euros	21 114 euros	30 112 euros

Lecture : L'enquête BDF 2011 comporte 2 170 couples sans enfant.

Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. Au total, le champ comporte 11 149 ménages.

* Ces chiffres sont proches de ceux de l'Insee sur des périmètres similaires : selon l'Insee, en 2010 le nombre de ménages composés uniquement d'un foyer monoparental en France métropolitaine est de 2,168 millions et le nombre de ménages composés uniquement d'un couple avec enfants en France est de 7,2609 millions. Les écarts s'expliquent par le champ spécifique retenu concernant l'âge de la personne de référence et l'âge des enfants à charge.

Source : Enquête BDF 2011, Insee; calculs des auteurs.

Les fréquences prises par les différentes modalités de réponse aux questions AISE et NIVEAU permettent de décrire les écarts de niveau de vie ressentis entre ces cinq sous-populations (non corrigés des caractéristiques sociodémographiques). Il ressort que la proportion de foyers monoparentaux et de parents seuls non hébergeant déclarant avoir des difficultés avec leur budget (respectivement 33 % et 32 %) est plus importante que celle des couples sans enfant (9 %) ou des personnes seules (21 %) (tableau 4). De même, une proportion plus importante des foyers monoparentaux et des parents seuls non hébergeant ressentent un niveau

Tableau 4. Niveaux de vie ressentis pour les différentes configurations familiales à partir des variables AISE et NIVEAU

	Couples sans enfant	Couples avec enfants	Foyers mono-parentaux	Personnes seules	Parents seuls non hébergeant
Variable AISE					
À l'aise	14,1 %	9,8 %	3,4 %	9,0 %	14,3 %
Ça va	36,3 %	31,0 %	14,4 %	27,7 %	22,1 %
C'est juste	39,4 %	42,0 %	39,3 %	38,7 %	23,1 %
Difficile	9,1 %	13,5 %	32,6 %	20,6 %	32,5 %
Dettes	1,1 %	3,6 %	10,2 %	3,9 %	8,0 %
Variable NIVEAU					
Très élevé	0,4 %	0,6 %	0,4 %	0,3 %	0,0 %
Élevé	6,3 %	7,3 %	2,2 %	4,2 %	14,2 %
Moyennement élevé	57,9 %	51,3 %	27,3 %	40,9 %	32,9 %
Moyennement faible	25,7 %	28,0 %	36,3 %	32,6 %	23,7 %
Faible	7,3 %	9,4 %	21,5 %	14,6 %	17,7 %
Très faible	1,5 %	2,1 %	11,0 %	7,5 %	11,5 %

Lecture : 14,1 % des couples sans enfant répondent la modalité « À l'aise » à la question sous-jacente à la variable AISE.

Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. Au total, le champ comporte 11 149 ménages.

Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

de vie faible ou très faible ou encore moyennement faible relativement aux autres configurations familiales. Pour comparer, toutes choses égales par ailleurs, le niveau de vie des différents types de ménages, il convient de contrôler par les revenus des ménages, le nombre d'enfants à charge et d'autres variables sociodémographiques.

ESTIMATION D'UNE ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE PAR UNE APPROCHE SUBJECTIVE

L'approche subjective par le niveau de vie ressenti

L'approche par le niveau de vie ressenti repose sur la modélisation d'un indicateur U de niveau de vie du ménage, fonction croissante de son revenu disponible R (toutes choses égales par ailleurs, le niveau de vie d'un ménage croît avec son revenu) et décroissante en sa taille ajustée N (toutes choses égales par ailleurs, le niveau de vie du ménage décroît avec sa taille). U , le niveau de vie du ménage, est assimilé à la variable latente d'un modèle logistique ordonné estimé sur les variables AISE et NIVEAU¹². Des variables sociodémographiques sont

12. Lorsque ce niveau de vie dépasse un certain seuil, le ménage change de modalité de réponse aux questions sous-jacentes à ces variables.

introduites afin de contrôler au mieux l'hétérogénéité observée des ménages (annexe I). L'indicateur de niveau de vie s'écrit :

$$U(R, N) = \alpha \cdot \log(R) + \beta \cdot N + \gamma \cdot \log(N) + \text{Contrôle} + \varepsilon,$$

où R désigne le revenu disponible du ménage et N la taille ajustée du ménage (définie plus haut). La spécification en N et $\log(N)$ permet une plus grande souplesse de la forme fonctionnelle (Hourriez et Olier [1997]).

Il s'agit de quantifier le surplus de revenu nécessaire à un ménage pour maintenir son niveau de vie ressenti lorsqu'un individu supplémentaire est à sa charge. Autrement dit, par quel facteur $m(N)$ faut-il multiplier le revenu disponible R d'une personne seule pour qu'elle conserve le même niveau de vie ressenti lorsqu'elle a $N - 1$ individus supplémentaires à charge (conjoint ou enfant) ? Algébriquement, cela revient à résoudre l'équation suivante :

$$U(R, 1) = U(R \cdot m(N), N).$$

Des facteurs multiplicatifs, ou encore échelles d'équivalence, sont obtenus sous la forme suivante :

$$m(N) = N^{\frac{-\gamma}{\alpha}} \cdot e^{-N \frac{\beta}{\alpha}}.$$

Cette modélisation est celle utilisée par Hourriez et Olier [1997]. Elle consiste à affecter à deux ménages de même taille ajustée N le même coefficient. Elle ne prend pas en compte les situations particulières dans lesquelles se trouvent certains ménages : le même nombre d'unités de consommation est attribué à un couple et à un parent isolé vivant avec un enfant âgé de plus de 14 ans. Si l'enfant unique est âgé de moins de 14 ans, alors le foyer monoparental se voit attribuer un nombre d'unité de consommation plus faible qu'un couple alors que les économies d'échelle sont probablement moins importantes dans cette configuration familiale que pour un couple. De même, cette approche revient à attribuer une unité de consommation à un parent seul non hébergeant, tout comme à une personne seule sans enfant à charge (y compris vivant hors de son logement). Pourtant le parent seul non hébergeant supporte des dépenses propres à sa situation familiale. Pour tenir compte de ces spécificités, une indicatrice pour les foyers monoparentaux (Ind_{FMP}) et une pour les parents seuls non hébergeant ($\text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}}$) sont introduites. Il s'agit de tester dans quelle mesure le niveau de vie ressenti de la personne de référence est, toutes choses égales par ailleurs, plus faible dans ces situations. Cela conduit à estimer une échelle d'équivalence qui tienne compte de configurations familiales de plus en plus fréquentes du fait des ruptures conjugales. Cette spécification suppose que pour les foyers monoparentaux la perte d'économie d'échelle relativement au couple ne concerne que le premier enfant. Pour les parents seuls non hébergeant, la taille de l'échantillon conduit à renoncer à prendre en compte le nombre d'enfants vivant dans le foyer de l'ex-conjoint.

Le modèle s'écrit :

$$U(R, N, \text{Ind}_{\text{FMP}}, \text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}}) = \alpha \cdot \log(R) + \beta \cdot N + \gamma \cdot \log(N) \\ + \delta \cdot \text{Ind}_{\text{FMP}} + \theta \cdot \text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}} + \text{Contrôle} + \varepsilon.$$

La résolution du modèle (la situation de référence est celle d'une personne vivant seule et n'ayant pas d'enfant à charge vivant chez un ex-conjoint) conduit à :

$$U(R, 1, 0, 0) = U(R \cdot m(N), N, \text{Ind}_{\text{FMP}}, \text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}}).$$

Pour les couples, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = N^{\frac{-\gamma}{\alpha}} \cdot e^{(1-N)\frac{\beta}{\alpha}}.$$

Pour les foyers monoparentaux, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = N^{\frac{-\gamma}{\alpha}} \cdot e^{(1-N)\frac{\beta}{\alpha}} \cdot e^{\frac{-\delta}{\alpha}}.$$

Pour les parents seuls non hébergeant, l'échelle d'équivalence est donnée par :

$$m(N) = e^{\frac{-\theta}{\alpha}}.$$

Les personnes âgées appréciant leur niveau de vie de manière spécifique relativement au reste de la population (Hourriez et Olier [1997] ; Martin [2015]), les estimations sont conduites sur les ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans.

Les résultats obtenus pour cette nouvelle spécification sont détaillés dans le tableau 5. Pour les trois éditions de l'enquête (tableaux A1 et A2 en annexe pour les éditions 2001 et 2006), le paramètre δ est négatif et significatif au seuil de 5 % : toutes choses égales par ailleurs (en particulier à revenu disponible et nombre de personnes à charge égaux), les foyers monoparentaux ressentent un niveau de vie plus faible que les couples. Le paramètre α associé au revenu disponible est significatif et de signe attendu : le niveau de vie ressenti, mesuré avec les variables NIVEAU ou AISE, croît avec le revenu. En revanche, le paramètre θ associé à l'indicatrice relative au fait d'être ou non un parent seul non hébergeant n'est pas significativement différent de 0 quelle que soit la variable dépendante. Le recours à un modèle logistique pour estimer l'écart de niveau de vie ressenti entre personnes seules sans enfant à charge et parents seuls non hébergeant ne permet pas de conclure, la taille de l'échantillon des parents seuls non hébergeant étant trop faible. Une autre méthode est proposée dans la section suivante pour estimer la baisse de niveau de vie que supporte un parent seul non hébergeant relativement à une personne seule sans enfant à charge.

La comparaison du niveau de vie ressenti par les personnes interrogées vivant en couple, et respectivement par celles vivant dans un foyer monoparental, avec celui d'une personne vivant seule met en exergue le surcoût issu de la présence d'un enfant relativement à celle d'un conjoint : l'estimation avec la variable NIVEAU (respectivement AISE) implique que pour conserver le même niveau de vie ressenti qu'une personne seule, un couple doit bénéficier d'un surcroît de revenu de 26 % (52 %) contre 82 % (149 %) pour un parent vivant avec son enfant âgé de plus de 14 ans (tableau 5). Quel que soit l'indicateur retenu, si le deuxième individu composant le ménage est un enfant, le nombre estimé d'unités de consommation est significativement plus élevé que s'il s'agit d'un conjoint. Ce constat vaut également sur le champ des enquêtes BDF 2001 et 2006¹³ (annexe II).

13. Pour les éditions 2001 et 2006 de l'enquête, le modèle estimé n'est pas exactement le même. En particulier, l'indicatrice pour les parents non hébergeant vivant seuls ne figure pas dans l'équation car l'information n'est pas disponible.

Tableau 5. Estimation d'une échelle d'équivalence subjective tenant compte de différentes configurations familiales (enquête Budget de famille 2011)

UC	NIVEAU		AISE	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Adulte + 1 enfant	1,70 [1,43, 1,97]	1,82 [1,52, 2,12]	2,21 [1,87, 2,56]	2,49 [2,08, 2,90]
Adulte + 2 enfants	1,99 [1,65, 2,33]	2,27 [1,86, 2,68]	2,88 [2,39, 3,38]	3,56 [2,90, 4,22]
Adulte + 3 enfants	2,32 [1,90, 2,74]	2,82 [2,25, 3,39]	3,68 [2,99, 4,37]	4,96 [3,90, 6,01]
Couple sans enfant	1,26 [1,13, 1,38]		1,52 [1,39, 1,66]	
Couple + 1 enfant	1,47 [1,30, 1,63]	1,57 [1,39, 1,74]	1,97 [1,77, 2,16]	2,18 [1,95, 2,41]
Couple + 2 enfants	1,71 [1,51, 1,90]	1,95 [1,71, 2,18]	2,49 [2,23, 2,76]	3,04 [2,67, 3,40]
Couple + 3 enfants	1,99 [1,74, 2,24]	2,41 [2,03, 2,80]	3,14 [2,75, 3,53]	4,17 [3,48, 4,86]
Célibataire parent non hébergeant	0,85 [0,35, 1,34]		1,51 [0,78, 2,24]	

Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.

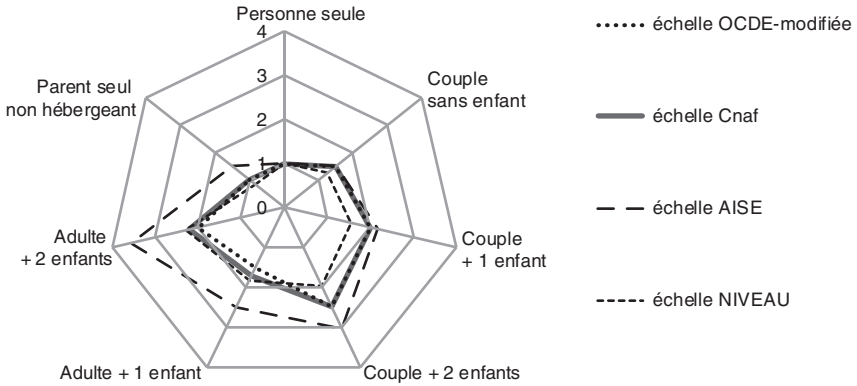
Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 10 645 ménages pour la variable AISE et 10 541 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.

Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Comparaison des échelles estimées avec celles de l'OCDE et de la Cnaf

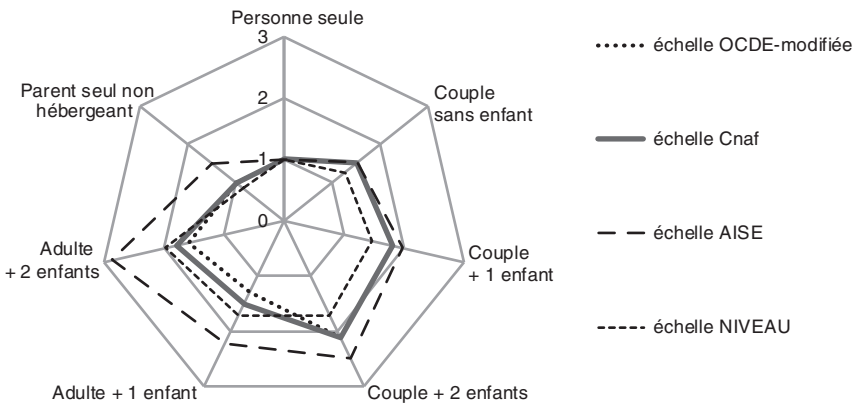
Les graphiques 1A et 1B comparent les résultats de l'estimation avec les échelles de l'OCDE modifiée et celle de la Cnaf, en distinguant l'âge des enfants. L'échelle estimée à partir de la variable AISE, ci-après nommée échelle AISE, attribue un nombre d'unités de consommation plus important aux foyers monoparentaux, aux parents seuls non hébergeant ainsi qu'aux couples avec deux enfants, que ne le font les autres échelles d'équivalence : autrement dit, elles supposent de moindres économies d'échelle dans ces configurations familiales, et ce, quel que soit l'âge des enfants. En revanche, l'échelle d'équivalence estimée à partir de la variable NIVEAU, ci-après nommée échelle NIVEAU, attribue un nombre d'unités de consommation proche de celle issue de l'échelle de la Cnaf pour les foyers monoparentaux, mais considère que les économies d'échelle réalisées au sein des couples sont plus importantes que ne le considère l'échelle de la Cnaf ou encore celle de l'OCDE modifiée.

Graphique 1A. Comparaison des  chelles d' quivalence estim ees avec celle de l'OCDE modifi ee et celle de la Cnaf (les enfants   charge ont plus de 14 ans)



Source : Enqu ete BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Graphique 1B. Comparaison des  chelles d' quivalence estim ees avec celle de l'OCDE modifi ee et celle de la Cnaf (les enfants   charge ont moins de 14 ans)



Source : Enqu ete BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Les r esultats des estimations doivent  tre interpr et es avec prudence, en particulier lorsque l'on compare les unit es de consommation estim ees pour les foyers monoparentaux relativement   celles estim ees pour les couples. En effet, un foyer monoparental ayant un enfant de plus de 14 ans   charge se voit attribuer un nombre d'UC (2,49) plus  lev e qu'un couple avec un enfant du m eme  ge (2,18). Or le couple comporte une personne de plus, le conjoint, et de fait ses besoins ne peuvent  tre que plus  lev es. De fa on g n erale, les  chelles AISE et NIVEAU conduisent   attribuer aux couples un nombre d'unit es de consommation faible. Ces deux  chelles s'appuient sur une mesure subjective du niveau de vie, or les foyers monoparentaux ou les parents seuls non h bergeant sont plus sensibles   un sentiment de vuln erabilit e financi re que les couples, notamment en raison d'une plus grande d pendance des revenus du m enage   un emploi unique ou aux

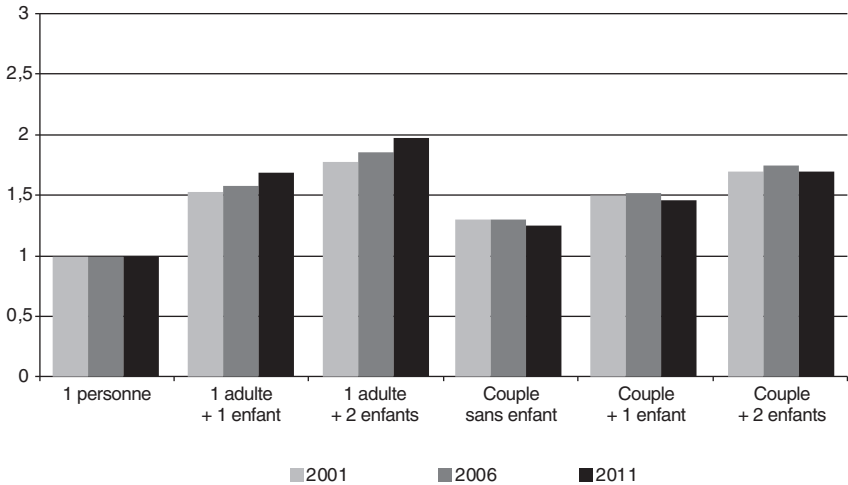
prestations sociales. Par ailleurs, le divorce ou la séparation entraîne un surcroît de charges qui pèse sur le niveau de vie et ralentit le processus de constitution des patrimoines (Jeandidier et Bourreau-Dubois [2005]). Les modèles économétriques estimés contrôlent l'évolution récente du niveau de vie perçu par le ménage (*cf.* annexe I). Ces variables de contrôle ressortent d'ailleurs comme fortement significatives pour expliquer le niveau de vie ressenti. Enfin, les foyers monoparentaux sont surreprésentés parmi les ménages dont le revenu disponible est faible. Or une analyse exploratoire du lien entre coût de l'enfant (exprimé en proportion du revenu disponible) et niveau du revenu disponible du ménage a montré que, toutes choses égales par ailleurs, plus le revenu disponible du ménage est faible, plus le « coût ressenti » pour la charge d'un enfant est élevé (Martin et Périvier [2015]). Ce coût de l'enfant ressenti par les foyers monoparentaux pourrait alors s'expliquer par la forte surreprésentation de ces derniers parmi les ménages modestes. Cela pourrait rendre compte du résultat *a priori* paradoxal (exposé plus haut) concernant la comparaison des niveaux de vie d'un couple avec un enfant de 14 ans ou plus et d'un foyer monoparental composé lui aussi d'un seul enfant de cet âge. Traiter rigoureusement la question de l'interaction entre le « coût ressenti » de l'enfant et le revenu disponible du ménage est une question complexe qui va au-delà des objectifs de cette contribution.

Évolution des échelles d'équivalence subjectives

Les graphiques 2A et 2B indiquent pour l'échelle NIVEAU une tendance à la hausse du poids de l'enfant sur le ressenti du niveau de vie des personnes interrogées, quelle que soit la configuration familiale. Le changement méthodologique intervenu dans la collecte des données de l'enquête BDF en 2011 peut expliquer en partie cette augmentation. Dans les enquêtes précédentes, les revenus étaient obtenus par déclaration (avec potentiellement une sous-déclaration des revenus), alors qu'à partir de 2011 ils sont issus de l'appariement avec des sources fiscales, les données sont donc plus fiables. Mais le contexte de crise économique de 2009 peut également influencer la perception qu'ont les individus des difficultés qu'ils rencontrent pour faire face à leurs dépenses, difficultés qu'ils ressentent alors plus fortement. Dans un contexte où les dépenses liées au logement constituent le premier poste de dépenses des ménages (27 % des revenus en moyenne pour les locataires du parc privé en 2010), la forte hausse des prix de l'immobilier sur la période 2001-2011 (plus de 60 % selon l'OCDE) peut aussi être un facteur explicatif. Cette augmentation du coût du logement réduit le revenu sur lequel le ménage arbitre ses consommations, ce qui est souvent douloureusement ressenti. Sur la période 1996-2010, le taux d'effort¹⁴ médian des ménages locataires dans le parc privé a augmenté de plus de 4 points (Arnault et Crusson [2012]). L'échelle AISE indique une forte augmentation du poids de l'enfant sur le niveau de vie ressenti dès 2006. Néanmoins les intervalles de confiance ne permettent pas de statuer sur une évolution statistiquement significative des paramètres estimés à partir des éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête BDF.

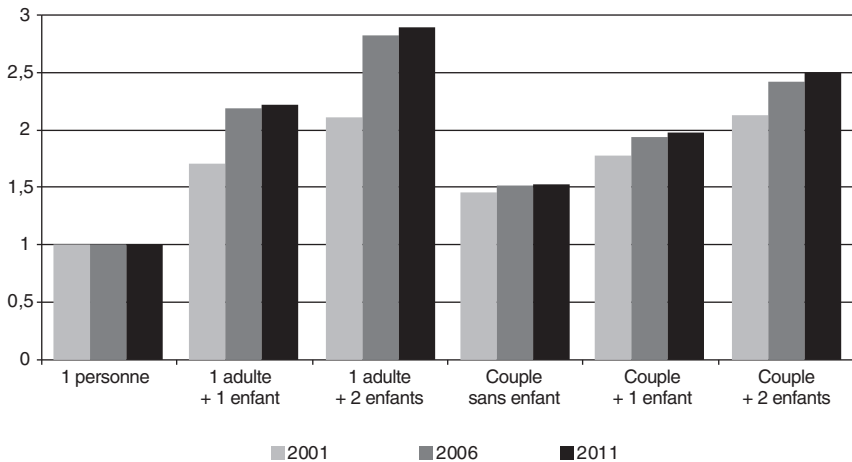
14. Le taux d'effort est le rapport entre les dépenses du ménage liées à la résidence principale et les revenus du ménage.

Graphique 2A. Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête Budget de famille



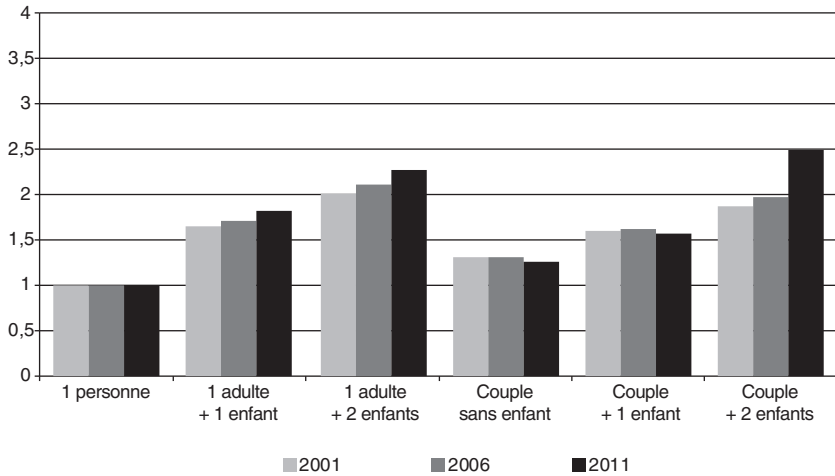
Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.
Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee; calculs des auteurs.

Graphique 2B. Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de moins de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête Budget de famille



Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.
Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee; calculs des auteurs.

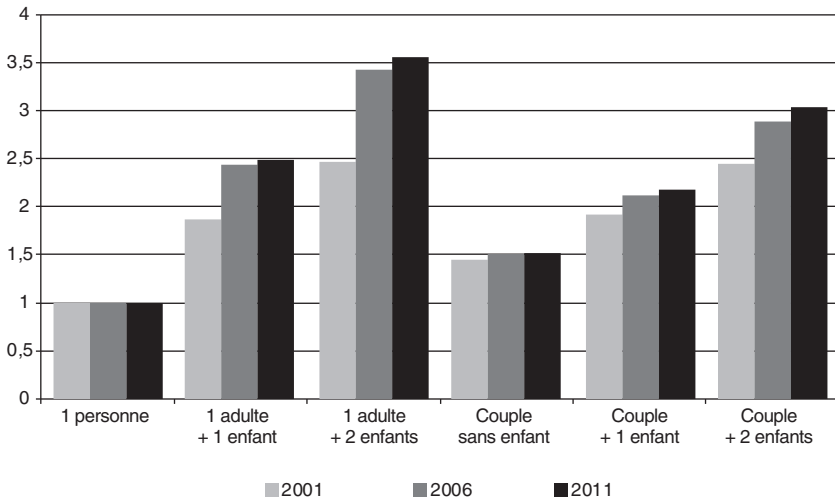
Graphique 3A. Évolution de l'échelle NIVEAU pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête Budget de famille



Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee; calculs des auteurs.

Graphique 3B. Évolution de l'échelle AISE pour différentes configurations familiales et pour des enfants âgés de plus de 14 ans pour les éditions 2001, 2006 et 2011 de l'enquête Budget de famille



Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête.

Sources : Enquêtes BDF 2001, 2006, 2011, Insee; calculs des auteurs.

Taux de pauvreté et échelles d'équivalence

À titre exploratoire, des taux de pauvreté sont calculés en mobilisant l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de 2014 à partir de différentes échelles d'équivalence : OCDE modifiée, Oxford et racine de N, ainsi que les deux échelles estimées à partir des indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU. Il s'agit de montrer la sensibilité des taux de pauvreté et de la ventilation de la population pauvre par type de ménage à l'échelle d'équivalence retenue. En moyenne, les taux de pauvreté calculés sont plus élevés avec les échelles AISE (19 %) et NIVEAU (17,6 %) qu'avec l'échelle de l'OCDE modifiée (14,1 %) ou l'échelle en racine de N (14,2 %) (tableau 6). Les échelles AISE et NIVEAU conduisent à des taux de pauvreté beaucoup plus élevés pour les foyers monoparentaux. Cette analyse exploratoire montre que la non-prise en compte de la spécificité des 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 entre les sexes, sont potentiellement importantes. Les indicateurs issus des échelles d'équivalence classiques comme l'échelle de l'OCDE modifiée sous-estiment le taux de pauvreté des foyers monoparentaux, qui ont à leur tête le plus souvent une femme. Cette perspective invite à repenser des aides spécifiques pour les foyers monoparentaux, à l'instar des mesures comme la GIPA (gestion des impayés de pensions alimentaires) qui permet aux caisses d'allocations familiales de compléter les pensions alimentaires faibles¹⁵ et de couvrir les impayés de pensions alimentaires (Haut Conseil de la famille [2014]).

Tableau 6. Sensibilité des taux de pauvreté aux échelles d'équivalence en 2014

	OCDE modifiée	Oxford	Racine de N	AISE	NIVEAU
Niveau de vie médian	20 153	17 118	21 811	17 774	23 454
Seuil de pauvreté	12 092	10 271	13 087	10 665	14 072
Taux de pauvreté	14,1 %	15,1 %	14,3 %	19,0 %	17,6 %
Taux de pauvreté par type de ménages					
Personne seule	16,0 %	10,3 %	21,0 %	11,4 %	25,8 %
Famille monoparentale	33,5 %	35,0 %	36,6 %	70,2 %	63,7 %
Couple sans enfant	5,7 %	5,0 %	6,3 %	3,7 %	5,2 %
Couple avec enfant	12,6 %	16,4 %	10,9 %	17,4 %	10,8 %
<i>Lecture</i> : En 2014, le niveau de vie médian mesuré avec l'échelle de l'OCDE modifiée est de 20 153 euros.					
<i>Source</i> : Enquête Revenus fiscaux et sociaux 2014, Insee ; calculs des auteurs.					

15. La pension alimentaire est complétée à hauteur de 104,75 €/mois pour un enfant (seuil de l'allocation de solidarité familiale en 2016) afin de garantir une aide financière minimum au parent assumant seul la charge de l'enfant.

NIVEAU DE VIE DES PARENTS SEULS NON HÉBERGEANT : APPROCHE PAR LES DÉPENSES DE CONSOMMATION

Le modèle logistique utilisé pour estimer l'écart de niveau de vie ressenti entre les parents seuls non hébergeant et les personnes seules sans enfant à charge ne permet pas de conclure, la taille de l'échantillon des parents seuls non hébergeant étant faible et l'incertitude de l'estimation forte. Pour approfondir cette question, une approche par les dépenses de consommation est proposée. Le champ est limité aux individus âgés de 25 à 64 ans. L'échantillon de parents seuls non hébergeant comprend 111 individus. À partir de ce faible échantillon, il s'agit d'identifier un éventuel surplus de dépenses pour les parents seuls non hébergeant relativement aux personnes seules sans enfant à charge.

Afin d'évaluer le surplus de dépenses que peut engendrer un enfant à charge qui réside chez un autre parent, deux méthodes économétriques sont mobilisées :

– L'estimation d'un modèle multilinéaire prenant pour variable dépendante les dépenses d'une personne seule et comme variable explicative d'intérêt une indicatrice de présence d'enfant en cours de scolarité vivant chez un autre parent et engendrant des dépenses régulières, indicatrice qui permet d'identifier les parents seuls non hébergeant.

– La méthode de matching consistant à appairer chaque parent seul non hébergeant à une personne seule dont les caractéristiques sociodémographiques sont similaires mais n'ayant pas d'enfant à charge. Il s'agit alors de comparer leurs dépenses.

Une estimation par régression multilinéaire des dépenses de consommation

Les dépenses de consommation d'une personne seule sont analysées afin de chiffrer à l'aide d'un modèle de régression linéaire les dépenses engendrées par la présence d'un enfant vivant chez un autre parent et à charge pour des parents vivant seuls. Cette méthode permet également d'isoler les postes de consommation précisément concernés par ce surcroît de charge. Les variables de contrôle habituelles sont introduites dans l'estimation (annexe I) auquel le sexe de l'individu est ajouté pour tenir compte de la forte proportion d'hommes dans notre population d'intérêt. Le modèle de référence s'écrit :

$$C_k = \alpha_k + \beta_k \cdot \log(R) + \gamma_k \cdot \text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}} + \text{Contrôle} + \varepsilon_k,$$

où C_k désigne les dépenses de consommation pour le poste k , $\text{Ind}_{\text{CelibNonHeber}}$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu a un enfant en cours de scolarité qui réside chez son autre parent et engendre des dépenses régulières, R désigne le revenu disponible du ménage tenant compte des versements de pensions alimentaires et des déductions fiscales qui en découlent.

Une estimation par matching

La deuxième méthode consiste à associer à chaque parent seul non hébergeant un autre individu vivant seul mais n'ayant pas d'enfant hors domicile ou dont celui-ci n'entraîne pas de charges financières. La comparaison de leurs dépenses

donne 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 revenu disponible du ménage tenant compte des versements de pensions alimentaires et des déductions fiscales qui en découlent sous la forme d'une variable continue, le sexe de l'individu et les variables de contrôle habituelles (annexe I).

À l'inverse de la régression multilinéaire, la méthode de matching n'exige pas de 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 à charge mais vivant chez un autre parent pour la personne seule (ou *average treatment effect on the treated*, ATT).

Tableau 7. Résultats des estimations concernant le surcroît de dépenses des parents seuls non hébergeant relativement aux personnes seules, à partir des deux méthodes proposées

Poste de consommation	Estimation par régression multilinéaire des dépenses de consommation		Estimation par matching des différences de dépenses par poste de consommation	
	Paramètre	Intervalle de confiance à 95 %	ATT	Intervalle de confiance à 95 %
Alimentation	- 468*	[- 970, 34]	- 703*	[- 1 549, 143]
Boissons, tabac, alcool	- 133**	[- 380, 114]	- 344	[- 842, 154]
Habillement	+ 554*	[- 123, 1 231]	+ 511	[- 230, 1 253]
Logement, eau, gaz, électricité	+ 787*	[- 76, 1 651]	+ 972*	[- 64, 2 006]
Meubles et articles de ménage	+ 212	[- 561, 984]	+ 605*	[- 120, 1 330]
Santé	- 21	[- 338, 295]	+ 76	[- 63, 415]
Transport	+ 2 883*	[- 54, 5 790]	+ 2 208	[- 1 200, 5 616]
Communication	+ 95	[- 30, 219]	+ 52	[- 120, 224]
Loisirs et culture	+ 2 495**	[60, 4 429]	+ 2 033*	[- 852, 4 917]
Éducation	+ 17	[- 19, 54]	+ 28	[- 61, 117]
Restaurants et hôtels	+ 479	[- 175, 1 134]	+ 383*	[- 610, 1 377]
Divers	+ 946*	[- 234, 2 127]	+ 1 102*	[- 194, 2 399]
Total des dépenses de consommation	+ 7 846***	[2286, 13 728]	+ 6 924***	[198, 13 650]

Note : 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 chez un autre parent. 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 sur les individus traités (ATT). Les intervalles de confiance figurent entre parenthèses. Ils sont calculés selon la méthode proposée par Abadie *et al.* [2004]. Les niveaux de significativité sont les suivants : *** 1 %, ** 5 %, * 10 %.

Champ : Personnes seules et parents seuls non hébergeant âgés de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête, soit 2 551 ménages.

Source : Enquête BDF 2011, Insee ; calculs des auteurs.

Les deux méthodes d'estimation montrent que le surcroît de dépenses lié à la présence d'un enfant à charge vivant chez un autre parent se concentre sur les postes de consommation suivants : les transports, le loisir et la culture, le logement, l'habillement, les dépenses de restaurant et hôtel, et les consommations diverses. Ces résultats sont conformes aux attentes : il faut souvent une pièce en plus pour accueillir l'enfant régulièrement ; les activités de loisir que le parent partage avec l'enfant pèsent sur son budget ; les dépenses de transport sont sensiblement plus élevées car le parent seul non hébergeant et/ou son enfant doivent se déplacer d'un logement à l'autre (celui du parent hébergeant). Au total, toutes choses égales par ailleurs, les parents seuls non hébergeant dépensent en moyenne environ 7 000 euros par an de plus que des personnes vivant seules. Cela correspond approximativement à un tiers de leur revenu disponible (23 835 euros par an). La méthode ne permet pas d'attribuer ces dépenses supplémentaires à la seule présence d'un enfant vivant chez un autre parent, sauf à supposer l'absence d'hétérogénéité inobservée entre les deux types de ménages. En effet, il est possible que le fait d'avoir eu un enfant soit corrélé avec un mode de vie différent expliquant les écarts en matière de comportements de consommation entre personnes seules et parents seuls non hébergeant (comportement plus ou moins hédoniste, épargne de précaution...). Ces différences de mode de vie peuvent impliquer un écart en termes de niveau de dépenses sans que cela soit directement en lien avec le coût de l'enfant à charge.

CONCLUSION

Cette contribution a pour objectif d'apporter un éclairage supplémentaire à une littérature plus large portant sur la mesure et la comparaison du niveau de vie des ménages. Les reconfigurations familiales modifient la charge réelle ou ressentie liée à la présence d'enfant. Les ruptures conjugales impliquent un surcoût pour les foyers monoparentaux dont le niveau de vie semble surestimé par les échelles d'équivalence couramment utilisées. Concernant les parents seuls non hébergeant, les résultats montrent un surcoût lié à la charge d'enfant, toutes choses égales par ailleurs, par rapport aux personnes seules sans enfant à charge. Les échelles d'équivalence les plus utilisées semblent donc inadéquates pour mesurer le niveau de vie de ces deux catégories de ménages (foyers monoparentaux et parents seuls non hébergeant). Quelle que soit la méthode économétrique mobilisée, l'hétérogénéité inobservable des différentes catégories de ménages (aspirations, préférences, modes de vie...) ne peut pas être prise en compte, ce qui limite la portée des résultats. De même, leur sensibilité aux indicateurs de niveau de vie retenus (AISE ou NIVEAU), la difficulté d'interprétation de certains d'entre eux et l'incertitude de l'estimation rendent la construction d'une échelle d'équivalence alternative peu robuste.

Il ressort néanmoins que le coût d'un enfant de parents séparés est sensiblement plus élevé que celui d'un enfant qui vit avec ses deux parents. La réalité des organisations familiales, des solidarités privées, mais aussi les configurations familiales plus mobiles et moins figées, soulèvent un véritable défi pour la cohérence et l'efficacité de l'État social. Les politiques publiques et en particulier la politique familiale visant à réduire la pauvreté des enfants devraient davantage en tenir compte. Ces travaux pourraient aussi être étendus aux recompositions familiales en général, 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.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABADIE A., DRUKKER D., HERR J. L. et IMBENS G. W. [2004], « Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata », *The Stata Journal*, 4 (3), p. 290-311.
- ACCARDO J. [2007], « Du bon usage des échelles d'équivalence. L'impact du choix de la mesure », *Information sociales*, 137 (1), p. 36-45.
- ACS M., LHOMMEAU B. et RAYNAUD E. [2015], « Les familles monoparentales depuis 1990. Quel contexte familial ? Quelle activité professionnelle ? », *Dossiers solidarité et santé*, 67.
- ALLÈGRE G., BART V., CASTELL L., LIPPMANN Q. et MARTIN H. [2015], « Travail domestique : les couples mono-actifs en font-ils plus ? », *Économie et Statistique*, 478-479-480, p. 189-208.
- ARGOUARC'H J. et BOIRON A. [2016], « Les niveaux de vie en 2014 », *Insee Première*, 1614.
- ARNAULT S. et CRUSSON L. [2012], « La part du logement dans le budget des ménages en 2010 », *Insee Première*, 1395.
- BARTEN A. P. [1964], « Family Composition, Prices and Expenditure Patterns », dans P. HART, G. MILL et J. WHITTAKER (dir.), *Economic Analysis for National Income Planning*, Londres, Butterworth, p. 277-297.
- BEN JELLOUL M. et CUSSET P. Y. [2015], « Comment partager les charges liées aux enfants après une séparation ? », *La note d'analyse*, 31.
- BLOCH L. et GLAUDE M. [1983], « Une approche du coût de l'enfant », *Économie et Statistique*, 155 (1), p. 51-67.
- BLUNDELL R. et LEWBEL A. [1991], « The Information Content of Equivalence Scales », *Journal of Econometrics*, 50 (1-2), p. 49-68.
- BONNET C., GARBINTI B. et SOLAZ A. [2015], « Les variations de niveau de vie des hommes et des femmes à la suite d'un divorce ou d'une rupture de Pacs », dans *Couples et familles*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, coll. « Insee Références », p. 51-61.
- BOURGUIGNON F. [1993], « Individus, familles et bien-être social », *L'Actualité économique*, 69 (4), p. 243-258.
- 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*, 80 (4), p. 1267-1303.
- CHAMPAGNE C., PAILHÉ A. et SOLAZ A. [2015], « Le temps domestique et parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolutions en 25 ans ? », *Économie et Statistique*, 478-479-480, p. 209-242.
- COUPRIE H. et FERRANT G. [2015], « Welfare Comparisons, Economies of Scale, and Equivalence Scale in Time-Use », *Les Annales d'Économie et de Statistique*, 117-118, p. 185-210.
- ENGEL E. [1857], « Les conditions de la production et de la consommation en Saxe ».
- FAVRAT A., MARC C. et PUCCI M. [2015], « Les dispositifs sociaux et fiscaux en faveur des familles : quelle compensation du coût de l'enfant ? », *Économie et Statistique*, 478-479-480, p. 5-34.
- FLEURBAEY M., HERPIN N., MARTINEZ M. et VERGER D. [1997], « Mesurer la pauvreté », *Économie et Statistique*, 308-309-310, p. 23-33.
- FLIK R. et VAN PRAAG B. M. S. [1991], « Subjective Poverty Lines Definition », *De Economist*, 139 (3), p. 311-330.
- GARDES F., SAYADI I. et STARZEC C. [2013], « Les échelles d'équivalence complètes : une estimation intégrant les dimensions monétaire et temporelle des dépenses de ménages », *Document de travail du Centre d'économie de la Sorbonne*, 2013.84.
- GLAUDE M. et MOUTARDIER M. [1991], « Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989 », *Économie et Statistique*, 248, p. 33-49.
- GROUPE DE CANBERRA [2001], *Groupe international d'experts en matière de statistique sur le revenu des ménages. Rapport final et recommandations*, Ottawa, Groupe de Canberra, <http://www.lisproject.org/links/canberra/finalreport.pdf/>.

- HAGENAARS A., DE VOS K. et ZAIDI A. [1994], *Poverty Statistics in the Late 1980s*, Luxembourg, Eurostat.
- HAUT CONSEIL DE LA FAMILLE [2014], *Ruptures conjugales : état des lieux et propositions*, Paris, Haut Conseil de la famille.
- HAUT CONSEIL DE LA FAMILLE [2015], *Le coût de l'enfant*, Paris, Haut Conseil de la famille.
- HENMAN P. et MITCHELL K. [2001], « Estimating the Costs of Contact for Non-Resident Parents: A Budget Standard Approach », *Journal of Social Policy*, 30 (3), p. 495-520.
- HOURRIEZ J.-M. et OLIER L. [1997], « Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence », *Économie et Statistique*, 308-309-310, p. 65-94.
- JEANDIDIER B. et BOURREAU-DUBOIS C. [2005], « Les conséquences microéconomiques de la désunion », dans M.-E. JOËL et J. WITTEWER (dir.), *Économie du vieillissement. Âge et protection sociale*, Paris, L'Harmattan, t. II, p. 335-351.
- KAPTEYN A. J. et VAN PRAAG B. M. S. [1976], « A New Approach of the Construction of Family Equivalence Scales », *European Economic Review*, 7 (4), p. 313-335.
- LECHÈNE V. [1993], « Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence », *Économie & prévision*, 110 (4), p. 169-182.
- MARTIN H. [2015], « Comment comparer le niveau de vie des personnes seules et des familles ? », *Dossiers solidarité et santé*, 62.
- MARTIN H. [2017], « Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? », *Économie et Statistique*, 491-492, p. 101-118.
- MARTIN H. et PÉRIVIER H. [2015], « Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales », *Document de travail OFCE*, 2015-16.
- MEURS D., PAILHÉ A. et PONTHEUX S. [2010], « Enfants, interruptions d'activité des femmes et écart de salaire entre les sexes », *Revue de l'OFCE*, 114, p. 113-133.
- PAILHÉ A. et SOLAZ A. [2010], « Concilier, organiser, renoncer : quel genre d'arrangements ? », *Travail, genre et sociétés*, 24, p. 29-46.
- PÉRIVIER H. [2015], « Les pères séparés supportent-ils un sacrifice de niveau de vie plus important que leur ex-conjointe ? », *Blog de l'OFCE*, 6 juillet.
- POLLAK R. A. et WALES J. T. [1979], « Welfare Comparisons and Equivalence Scales », *The American Economic Review*, 69 (2), p. 216-221.
- PONTHEUX S. [2012], « La mise en commun des revenus dans les couples », *Insee Première*, 1409.
- PONTHEUX S. et SCHREIBER A. [2006], « Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale », dans *Données sociales : La société française*, Paris, Institut national de la statistique et des études économiques, coll. « Insee Références », p. 43-51.
- PRAIS S. J. et HOUTHAKKER H. S. [1955], *The Analysis of Family Budgets, with an Application to Two British Surveys Conducted in 1937-1939 and their Detailed Results*, Cambridge, Cambridge University Press.
- RÉGNIER-LOILLIER A. et HIRON C. [2010], « Évolution de la répartition des tâches domestiques après l'arrivée d'un enfant », *Politiques sociales et familiales*, 99 (1), p. 5-25.
- ROTHBARTH E. [1943], « Note on a Method of Determining Equivalent Income for Families of Different Composition », dans C. MADGE (dir.), *War-time Pattern of Saving and Spending*, Cambridge, Cambridge University Press.
- SEN A. K. [1987], *On Ethics and Economics*, Londres, Blackwell.
- THÉVENON O. [2009], « Compenser le coût de l'enfant : implications pour les politiques familiales », *Politiques sociales et familiales*, 98 (1), p. 15-24.
- VANDERSCHULDEN M. [2006], « Les ruptures d'unions : plus fréquentes, mais pas plus précoces », *Insee Première*, 1107.
- VERMEULEN F. et WATTEYNE A. [2006], « Quand un et un ne font plus deux. Calcul d'échelles d'équivalence intrafamiliales au moyen d'un modèle collectif », *L'Actualité économique*, 82 (1-2), p. 155-180.

ANNEXES

I. VARIABLES DE CONTRÔLE INTRODUITES DANS LES MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

Pour l'ensemble des modèles économétriques, les variables de contrôle sont les suivantes :

- Le statut d'activité de la personne de référence du ménage sous la forme de quatre variables indicatrices : la retraite, le chômage, le statut étudiant et les autres inactifs. L'emploi constitue la modalité de référence.
- La CSP de la personne de référence sous la forme de cinq indicatrices pour les catégories suivantes : agriculteur, artisan/commerçant, cadre, employé et ouvrier. La modalité « profession intermédiaire » est la modalité de référence.
- Le lieu de résidence avec une indicatrice pour Paris et pour les villes de plus de 100 000 habitants.
- Le statut d'occupation du logement avec trois variables indicatrices : la location, le logement gratuit ou de fonction et le statut de propriétaire avec un crédit à rembourser. La propriété sans crédit à rembourser est la modalité de référence.
- L'évolution récente du niveau de vie avec trois indicatrices : diminution forte du niveau de vie, diminution modérée du niveau de vie, hausse du niveau de vie. La stabilité du niveau de vie est la modalité de référence.
- Le patrimoine du ménage. Une indicatrice est introduite pour les petits patrimoines (moins de 100 000 euros) et une autre pour les gros patrimoines (plus de 500 000 euros). Les patrimoines compris entre 100 000 et 500 000 euros constituent la modalité de référence.
- L'âge de la personne de référence avec trois variables indicatrices pour les tranches 25-34 ans, 35-44 ans et 45-54 ans. La tranche 55-64 ans forme la modalité de référence.

II. ESTIMATION D'UNE ÉCHELLE D'ÉQUIVALENCE PAR UNE APPROCHE SUBJECTIVE
À PARTIR DES ENQUÊTES BUDGET DE FAMILLE 2001 ET 2006

Tableau A1. *Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (enquête Budget de famille 2001)*

UC	NIVEAU		AISE	
	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Personne seule				
Adulte + 1 enfant	1,54 [1,39, 1,69]	1,65 [1,48, 1,82]	1,70 [1,50, 1,89]	1,87 [1,64, 2,09]
Adulte + 2 enfants	1,79 [1,60, 1,98]	2,01 [1,79, 2,23]	2,10 [1,84, 2,36]	2,47 [2,15, 2,80]
Adulte + 3 enfants	2,05 [1,82, 2,27]	2,38 [2,09, 2,66]	2,54 [2,81, 2,87]	3,17 [2,71, 3,62]
Couple sans enfant	1,31 [1,22, 1,40]		1,45 [1,35, 1,54]	
Couple + 1 enfant	1,51 [1,39, 1,63]	1,60 [1,47, 1,72]	1,77 [1,63, 1,91]	1,92 [1,76, 2,07]

UC	NIVEAU		AISE	
	1		1	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Couple + 2 enfants	1,71 [1,57, 1,85]	1,87 [1,73, 2,04]	2,12 [1,95, 2,29]	2,45 [2,24, 2,66]
Couple + 3 enfants	1,92 [1,76, 2,07]	2,19 [1,98, 2,41]	2,51 [2,29, 2,73]	3,07 [2,73, 3,42]

Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.
Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 7 126 ménages pour la variable AISE et 7 087 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.
Source : Enquête BDF 2001, Insee ; calculs des auteurs.

Tableau A2. *Estimations des échelles d'équivalence pour les foyers monoparentaux et pour les couples en fonction du choix de l'indicateur de niveau de vie (enquête Budget de famille 2006)*

UC	NIVEAU		AISE	
	1		1	
Personne seule	1		1	
Âge des enfants	- de 14 ans	+ de 14 ans	- de 14 ans	+ de 14 ans
Adulte + 1 enfant	1,59 [1,37, 1,80]	1,71 [1,46, 1,95]	2,18 [1,86, 2,51]	2,44 [2,07, 2,82]
Adulte + 2 enfants	1,87 [1,59, 2,14]	2,11 [1,78, 2,45]	2,81 [2,36, 3,2627]	3,43 [2,84, 4,03]
Adulte + 3 enfants	2,15 [1,8981 2,50]	2,56 [2,11, 3,00]	3,55 [2,93, 4,16]	4,68 [3,76, 5,60]
Couple sans enfant	1,31 [1,20, 1,43]		1,51 [1,39, 1,64]	
Couple + 1 enfant	1,53 [1,37, 1,68]	1,62 [1,46, 1,79]	1,93 [1,74, 2,11]	2,12 [1,91, 2,33]
Couple + 2 enfants	1,76 [1,58, 1,94]	1,97 [1,75, 2,18]	2,41 [2,16, 2,66]	2,89 [2,56, 3,22]
Couple + 3 enfants	2,00 [1,78, 2,22]	2,35 [2,03, 2,67]	2,98 [2,63, 3,33]	3,88 [3,28, 4,48]

Lecture : Les chiffres entre crochets donnent les intervalles de confiance à 95 % fournis par delta méthode.
Champ : Ensemble des personnes seules, des parents non hébergeant, des couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et des foyers monoparentaux avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. La personne de référence est âgée de plus de 25 ans et de moins de 64 ans au moment de l'enquête. L'estimation comporte 7 077 ménages pour la variable AISE et 7 046 ménages pour la variable NIVEAU. Les tailles des échantillons retenus s'expliquent par les non-réponses aux questions correspondant aux variables AISE et NIVEAU.
Source : Enquête BDF 2006, Insee ; calculs des auteurs.