

Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France

*Hippolyte d'Albis (PSE-CNRS) et Ikpidi Badji (EconomiX-CNRS),
Economie et Statistique/Economics and Statistics, 2017, n° 491-492, pp.77-100.*

Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France

Hippolyte d'Albis * & Ikpidi Badji **

Dans cet article, les effets de l'âge (ou du cycle de vie) et de génération sur le niveau de vie sont estimés à partir d'un pseudo-panel construit avec les différentes éditions de l'enquête *Budget de famille* entre 1979 et 2011. Le niveau de vie des ménages est apprécié avec le revenu disponible ou la consommation privée par unité de consommation, en isolant ou non les dépenses de logement et les loyers implicites. En s'appuyant sur la stratégie d'identification développée par Deaton et Paxson (1994) pour les modèles âge-période-cohorte (APC), deux principaux résultats sont mis en évidence. Tout d'abord, le niveau de vie augmente fortement avec l'âge, de 25 à 64 ans. Par exemple, la consommation des 50-54 ans est supérieure de 35 % à celle des 25-29 ans. À partir de 65 ans, l'évolution dépend de l'indicateur de niveau de vie considéré. Par ailleurs, le niveau de vie des générations du *baby-boom* est supérieur à celui des générations nées avant-guerre mais inférieur ou égal à celui des générations qui les suivent. Par exemple, la consommation de la cohorte née en 1946 est de 40 % supérieure à celle de la cohorte née en 1926 mais de 20 % inférieure à celle de la cohorte née en 1976. Si l'on prend l'ensemble des cohortes nées entre 1901 et 1979, aucune génération n'a été désavantagée par rapport à ses aînées. La discussion de ces résultats, notamment au regard de ceux issus d'autres stratégies d'identification – la méthode âge-période-cohorte-détendancié (APCD) qui retire une tendance linéaire aux variables et une stratégie originale, la méthode espérance de vie-période-cohorte (EPC) qui remplace la variable d'âge par l'espérance de vie à chaque âge – souligne leur robustesse. Elle révèle l'importance de la croissance économique dans l'élévation du niveau de vie des générations et confirme qu'aucune génération n'a eu une consommation inférieure à celle des générations qui l'ont précédé.

Codes JEL : C23, D12, J14.

Mots clés : revenus, consommation, génération, cycle de vie, pseudo-panels.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Paris School of Economics, CNRS (hdalbis@psemail.eu).

** EconomiX-CNRS, Université Paris-Ouest Nanterre-La Défense, Chaire « Transitions démographiques, transitions économiques » (ikpidibadji@gmail.com).

Les auteurs remercient Pierre-Yves Cusset et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et critiques. Ils remercient également l'European Research Council (ERC Stg Grant DU 283953), l'European Unions Seventh Framework Programme for research, technological development and demonstration (Grant agreement no 613247), France Stratégie et la Chaire « Transitions démographiques, transitions économiques » pour leur soutien. Les auteurs restent seuls responsables des erreurs et omissions qui pourraient subsister.

Le thème des générations, ou des classes d'âge, revient souvent dans le débat public sous le mode de la comparaison. Certaines générations seraient avantagées, d'autres sacrifiées. Les essais sur le sujet, qui rencontrent d'ailleurs un large public, mettent habituellement en avant l'avantage particulier dont aurait bénéficié la génération du *baby-boom* d'après-guerre, parfois même aux dépens des générations suivantes¹.

L'objectif de cet article est de proposer une comparaison des niveaux de vie entre les classes d'âge et entre les générations en France à partir des données statistiques des enquêtes *Budget de famille* (*BdF*). Nous utilisons deux niveaux de comparaison. Le premier consiste à évaluer le niveau de vie en fonction de l'âge. Ceci permet de comparer les classes d'âges entre elles, et d'évaluer par exemple si les « jeunes » sont mieux ou moins bien lotis que leurs aînés. Ce premier niveau de comparaison vise essentiellement à décrire les inégalités entre classes d'âge sur un intervalle de temps relativement long, tout en éliminant les effets de période qui pourraient biaiser une simple analyse en coupe transversale. Il est néanmoins difficile d'en tirer des conclusions normatives. En particulier, il n'est pas évident que l'égalité des niveaux de vie entre les classes d'âge reflète la préférence des ménages. Même dans un contexte de marchés complets, la théorie du cycle de vie suggère que la consommation est croissante avec l'âge si le rendement de l'épargne est supérieur à la préférence individuelle pour le présent (Yaari, 1965). Si les marchés proposant des produits d'assurance en rente viagère sont imparfaits, elle suggère alors que la consommation suit une courbe en cloche (Davis, 1981). Le second niveau de comparaison évalue les niveaux de vie en fonction de la date de naissance des personnes tout en contrôlant les effets d'âge et de période. Il permet de comparer des générations et d'apprécier si l'une a bénéficié d'un niveau de vie supérieur aux autres. Il ne permet pas, en revanche, d'analyser les raisons des éventuelles inégalités entre générations et encore moins d'explicitier les éventuelles relations de cause à effet entre la bonne fortune des uns et la mauvaise fortune des autres. La comparaison des inégalités en fonction de la date de naissance se prête néanmoins mieux aux discussions normatives. Il est évidemment difficile de comparer des personnes nées à des dates différentes et qui ont vécu dans des contextes très différents, mais un premier pas peut être effectué en utilisant la règle minimale de soutenabilité qui stipule que

les actions des générations présentes ne doivent pas réduire les opportunités des générations futures. Une tendance à la baisse du niveau de vie des générations peut, ainsi, être considérée comme inéquitable. Il est difficile d'aller plus loin dans l'analyse sans reposer sur un *a priori* idéologique (Masson, 2009).

La comparaison des niveaux de vie entre les classes d'âge et entre les générations est délicate pour plusieurs raisons. La première concerne le choix de la variable d'intérêt. Parfois, des articles mettent en avant une variable particulière, telle que le chômage des jeunes ou les revenus du travail, qui même si elle est importante, ne reflète qu'un aspect de la situation relative des différentes générations (Gaini et al., 2013). Dans cet article, nous avons sélectionné des variables plus globales. Nous utilisons, tout d'abord, l'ensemble des revenus disponibles, ce qui permet de prendre en compte les revenus sur les marchés du travail et des capitaux et, également, les revenus de transferts nets, qu'ils soient publics ou privés. Nous utilisons aussi une variable décrivant la consommation privée. Utiliser deux variables est un choix pragmatique : il permet de ne pas trancher la question de savoir si le niveau de bien-être est mieux mesuré par les revenus ou par la consommation. Disposer de deux variables permet aussi d'apprécier la robustesse de nos résultats. Ces deux variables sont en outre décomposées en spécifiant la part du logement, et notamment des loyers imputés (les loyers qui seraient versés par les propriétaires-occupants s'ils étaient locataires de leur logement). Ceci permet d'effectuer des analyses de robustesse en éliminant le logement des variables étudiées. Enfin, ces variables sont rapportées au nombre d'unités de consommation dans le ménage. Pour simplifier la rédaction, nous qualifions de « niveau de vie » cet ensemble de variables.

La deuxième difficulté concerne les données disponibles. Idéalement, on souhaiterait disposer de panels qui suivraient des individus de plusieurs générations tout au long de leur vie. Dans la pratique, on ne dispose d'informations que sur des individus différents d'une enquête à l'autre et qui décrivent les comportements de différentes générations à des moments différents de leur cycle de vie. Nous utilisons donc sept vagues de l'enquête *BdF* réalisées entre 1979 et 2010 que nous retraitions afin de construire un

1. Le succès médiatique de ces thèses s'illustre, par exemple, via le site internet du *Guardian* qui propose une visualisation en ligne de la perte de revenu des jeunes générations.

pseudo-panel permettant de suivre différentes cohortes le long de leur cycle de vie. Nous obtenons ainsi 407 observations de cohortes composées, en moyenne, de 164 individus.

La troisième difficulté concerne la méthode d'estimation. Il est en effet difficile de dissocier les effets de l'âge, de ceux de la date de naissance et de ceux de la période (appréciée par la date de l'enquête). En effet, la somme des deux premières étant égale à la troisième, les variables du modèle estimé sont colinéaires. Nous répondons à cette difficulté en imposant des contraintes sur les effets de période, ce qui est une procédure classique depuis l'article de Deaton et Paxson (1994). Cette stratégie d'identification nous semble la plus appropriée, mais nous discutons néanmoins nos résultats en utilisant des stratégies alternatives : la méthode âge-période-cohorte-détendancialisé (APCD) développée par Chauvel (2013) et une stratégie originale que nous proposons, la méthode espérance de vie-période-cohorte (EPC). Dans cette dernière, nous estimons des modèles qui considèrent la variable « espérance de vie à un âge donné » à la place de la variable « âge ». L'avantage évident est que l'espérance de vie n'est pas colinéaire avec la date de naissance et la date d'observation. L'introduction de l'espérance de vie permet également de tenir compte de la très forte augmentation de la longévité humaine (l'espérance de vie à la naissance des hommes a ainsi augmenté de près de 12 % sur la période considérée). Nous comparons alors, d'une génération à l'autre, des personnes d'âges différents mais de même espérance de vie.

Nos résultats concernant l'évolution du niveau de vie en fonction de l'âge sont les suivants. Quelle que soit la variable considérée (revenu, consommation, avec ou sans la prise en compte du logement), dès que l'on contrôle pour les effets de la date de naissance et de la période, nous observons une forte croissance jusqu'à 60 ans. Par exemple, la consommation des 50-54 ans représente 134.8 % de celle des 25-29 ans. La question du niveau de vie relatif des plus âgés est plus controversée dans la littérature. Nous montrons qu'il n'y a pas de déclin significatif du niveau de vie après 65 ans, sauf pour la consommation hors dépenses de logement. Nos estimations sont globalement cohérentes avec les travaux précédents réalisés pour les ménages français (Boissinot, 2007 ; Lelièvre et al., 2010) avec des profils assez proches de ceux des ménages belges (Lefèbvre, 2006) et assez différentes de ceux

des ménages américains dont le profil en cloche est plus marqué (Gourinchas & Parker, 2002 ; Fernández-Villaverde & Krueger, 2007 ; Aguiar & Hurst, 2013 ; Schulhofer-Wohl, 2015).

Nos résultats concernant l'évolution du niveau de vie d'une génération à l'autre montrent très clairement une amélioration au cours du temps. Les générations nées plus tard ont un niveau de vie supérieur ou égal à celui des générations qui les ont précédées et il n'y a pas de génération « sacrifiée », au sens d'une génération qui aurait eu un niveau de vie inférieur à celui de ses aînées. Ainsi, les *baby-boomers* ont eu un niveau de vie supérieur à celui des générations nées avant-guerre mais inférieur ou égal à celui des générations nées dans les années 1970. Par exemple, la consommation de la cohorte née en 1946 est de 40.6 % supérieure à celle de la cohorte née en 1926 mais de 19.5 % inférieure à celle de la cohorte née en 1976. La hausse du niveau de vie n'a cependant pas été continue, et on constate une stagnation pour les cohortes nées entre la fin de la seconde guerre mondiale et la fin des années 1950, qui semblent donc avoir été plus touchées par la rupture de la croissance économique à partir des années 1970.

Nos résultats sont complémentaires de ceux obtenus par Lelièvre et al. (2010) à partir des revenus fiscaux et par Bernard et Berthet (2015) et Guillermin (2017) à partir de la richesse des ménages. Nos résultats sont, en revanche, différents de ceux de Chauvel (2013) et Chauvel et Schroeder (2014) qui avancent que les générations du *baby-boom* ont bénéficié d'un revenu disponible supérieur aux autres, une fois la tendance de la variable d'intérêt retirée. Même si nous ne sommes pas convaincus qu'il faille retirer la tendance de la variable pour comparer les générations, nous avons souhaité reproduire les résultats de Chauvel et Schroeder (2014) à partir de nos données qui ont l'avantage d'être cohérentes avec la Comptabilité nationale et qui couvrent une période plus longue. Avec la même spécification économétrique, nous ne trouvons pas que les cohortes du *baby-boom* aient été significativement avantagées par rapport aux générations suivantes. Avec notre stratégie d'identification EPC qui substitue l'espérance de vie à l'âge, nous retrouvons des résultats globalement similaires. Ceci s'explique par la corrélation entre l'espérance de vie et le revenu. Au final, les résultats de Bernard et Berthet (2015), de Guillermin (2017) sur le patrimoine et les nôtres sur le niveau de vie suggèrent que les *baby-boomers* n'ont pas été avantagés par rapport aux générations qui les ont suivies.

Le reste de l'article se présente comme suit. Dans un premier temps, nous présentons notre base de données ; ensuite nous détaillons notre stratégie d'identification ; puis nous présentons et discutons nos résultats.

Données et variables analysées

Les enquêtes *Budget de famille*

Les données utilisées sont extraites des enquêtes *Budget de famille* (*BdF*) conduites pour les années 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005 et 2010². Ces enquêtes, réalisées auprès de plus de 10 000 ménages, visent à reconstituer toute la comptabilité des ménages en recueillant des informations à la fois sur leurs ressources et leurs dépenses. Il convient de noter que, dans l'enquête, un ménage correspond à un ensemble de personnes, apparentées ou non, qui partagent de manière habituelle un même logement et qui ont un budget en commun. Ainsi, il peut exister plusieurs « ménages-unité de vie » au sein d'un même logement. La collecte des informations est répartie sur douze mois afin d'éliminer les effets saisonniers affectant certaines dépenses telles que les dépenses de chauffage ou certaines dépenses alimentaires.

Afin de mener des comparaisons dans le temps cohérentes, il nous semble indispensable de recalculer des données d'enquêtes sur les agrégats de la Comptabilité nationale (CN). Ce recalage est similaire à celui effectué pour les Comptes de transfert nationaux (d'Albis et al., 2015, 2017) et vise à faire coïncider la consommation et le revenu disponible agrégé des ménages avec les agrégats de la CN. En particulier, nous considérons les ménages ordinaires vivant en France métropolitaine. Avant l'exercice de calage, nous corrigeons autant que possible les différences de champs et de concepts entre l'enquête *BdF* et la CN³.

Malgré la qualité des enquêtes, il apparaît que le revenu et la consommation tirés des enquêtes *BdF* sont différents de ceux de la Comptabilité nationale (CN). Ces écarts s'expliquent, tout d'abord, par une sous-déclaration, ou une non-déclaration, de certaines consommations et de certains revenus, mais également par des différences de champs. L'enquête *BdF* ne collecte que les revenus et les consommations des personnes qui résident en France en ménage ordinaire (c'est-à-dire hors ménages vivant dans des habitations mobiles, ou en collectivités)

alors que la CN prend en compte l'ensemble des ménages. De plus, l'enquête *BdF* couvre la consommation à l'étranger des résidents français mais n'intègre pas la consommation en France des touristes étrangers tandis que la CN couvre toutes les consommations sur le sol français. Les écarts s'expliquent aussi par des différences de concepts, notamment pour certains postes de consommation, qui n'intègrent pas les mêmes types de dépenses. Par exemple, pour le poste logement, l'enquête *BdF* comptabilise uniquement les loyers effectivement versés par les locataires tandis que la CN ajoute à la consommation des ménages propriétaires un loyer fictif qui correspond à ce qu'ils auraient à payer s'ils étaient locataires.

Les tableaux 1 et 2 indiquent les taux de couverture de l'enquête *BdF* par rapport à la CN pour le revenu disponible, soit tous les revenus auxquels on retranche les impôts directs, et la consommation. Les calculs tiennent compte des corrections liées aux différences de champs et de concepts entre les enquêtes *BdF* et la CN⁴. On constate que le revenu disponible des ménages dans l'enquête *BdF* est fortement sous-estimé avant les années 1990 et que la couverture est améliorée depuis l'enquête de 1995. Pour la consommation, la tendance est moins nette.

Les variables étudiées

Quatre variables sont étudiées dans cet article.

- La première représente *le revenu disponible des ménages*. Suivant la définition de la CN, celui-ci correspond aux ressources après déduction des impôts et prélèvements sociaux. Il s'agit donc du revenu utilisé par le ménage pour la consommation et l'épargne. Les ressources comprennent : (i) les revenus d'activité : salaires, revenus des entrepreneurs individuels, etc. ; (ii) les revenus du patrimoine : dividendes, intérêts, loyers, etc., auxquels nous ajoutons les loyers imputés ; (iii) les prestations sociales, qui comprennent les pensions de retraite et les indemnités de chômage ; (iv) les transferts courants, et notamment les indemnités d'assurance nettes des primes et les transferts entre ménages. Nous obtenons le revenu

2. Les enquêtes sont parfois réalisées sur deux années. Lorsque c'était le cas, nous avons retenu une seule des deux années sans que ce choix ait une incidence sur nos résultats car nous avons recalé nos variables sur la Comptabilité nationale.

3. Les corrections effectuées, ainsi que les résultats intermédiaires du calage, sont présentés dans le complément en ligne C1.

4. Cf. le complément en ligne C1.

disponible en sommant tous ces revenus et en retranchant les impôts directs payés (impôts sur le revenu, taxes d'habitation et taxe foncière). Il convient de noter que les revenus déclarés dans les enquêtes *BdF* sont nets des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS.

- À des fins de comparaison, nous étudions également le revenu disponible hors loyers imputés.
- La troisième variable représente la consommation privée des ménages. Elle correspond à la somme des 12 postes de consommation de la nomenclature COICOP (*Classification of Individual Consumption by Purpose*). Elle exclut les impôts et taxes, gros travaux d'entretien et les remboursements de prêts mais elle intègre les loyers imputés.
- La dernière variable étudiée est la consommation hors logement, qui correspond à la consommation privée des ménages sans les dépenses liées au logement.

Toutes les variables sont déflatées à l'aide de l'indice des prix à la consommation.

Une dimension importante du niveau de vie concerne le logement. Afin de procéder à des comparaisons dans le temps et par âge cohérentes, il est indispensable de prendre en compte la valeur associée au service rendu par les logements des propriétaires occupants. Négliger cette variable conduirait, en effet, à sous-estimer le niveau de vie des ménages propriétaires. Les loyers imputés sont des évaluations des loyers que ces derniers auraient à payer s'ils étaient locataires de leur logement. Ils peuvent être considérés à la fois comme un revenu et une consommation supplémentaires. Malheureusement, les enquêtes *BdF* de 1979 à 1995 ne fournissent pas les montants des loyers imputés. Nous avons dû estimer leurs montants à partir des caractéristiques des logements. La procédure est similaire à celle effectuée dans

Tableau 1
Comparaison du revenu disponible des enquêtes *Budget de famille (BdF)* et de la Comptes nationaux (CN)

	Revenu disponible <i>BdF</i> (en milliards d'euros courants)	Revenu disponible CN (en milliards d'euros courants)	Taux de couverture (en %)
1979	168.1	250.0	67.2
1984	338.2	438.2	77.2
1989	437.0	588.6	74.2
1995	637.0	735.4	86.6
2000	784.4	867.4	90.4
2005	877.6	1045.9	83.9
2010	1104.67	1216.4	90.8

Note : les données ont été corrigées afin de rendre comparable les données des enquêtes *BdF* et de la CN.

Lecture : le taux de couverture est le rapport entre le revenu disponible *BdF* et le revenu disponible CN.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, Comptes nationaux, calculs des auteurs.

Tableau 2
Comparaison de la consommation des enquêtes *Budget de famille (BdF)* et de la Comptes nationaux (CN)

	Consommation <i>BdF</i> (en milliards d'euros courants)	Consommation CN (en milliards d'euros courants)	Taux de couverture (en %)
1979	181.2	200.9	90.2
1984	352.4	369.5	95.4
1989	452.7	515.1	87.9
1995	605.0	620.0	97.6
2000	669.9	739.5	90.6
2005	785.7	894.7	87.8
2010	855.0	1024.3	83.5

Note : les données ont été corrigées afin de rendre comparable les données des enquêtes *BdF* et de la CN.

Lecture : le taux de couverture est le rapport entre la consommation *BdF* et la consommation CN.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, Comptes nationaux, calculs des auteurs.

Marquier (2003), Driant et Jacquot (2005) et d'Albis et al. (2015, 2017). Le loyer imputé aux propriétaires se calcule à partir de l'équation suivante :

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

où X_i est le vecteur des variables (région, unités urbaines, surface, nombre de pièces, type d'habitation, etc.) de l'équation de loyers pour l'observation i et où $\hat{\beta}$ est le vecteur des coefficients estimés de l'équation de loyers. Pour obtenir les bonnes distributions de loyers, le résidu imputé doit avoir la même distribution que les résidus tirés de l'équation de loyers. Puisque les résidus des équations de loyers sont hétéroscédastiques et non gaussiens, ceux-ci ne peuvent pas être tirés dans une loi normale. La méthode d'imputation de résidus adaptée est celle de Hot Deck, qui consiste à tirer aléatoirement un résidu estimé à partir de l'estimation de l'équation de loyers. Ce résidu est ensuite imputé à un logement « proche » de celui duquel on a tiré le résidu d'estimation et pour lequel on doit calculer le loyer fictif.

Les enquêtes fournissent le niveau de revenu et de consommation des ménages. Or, au cours du cycle de vie, l'évolution du revenu et de la consommation reflète notamment la variation de la taille des ménages, qui évolue en fonction de la nuptialité et de la natalité du ménage. La taille du ménage au cours du cycle de vie est d'abord croissant, atteint son maximum lorsque la personne de référence a environ 40 ans, puis décroît. Cependant l'évolution est différente d'une enquête à l'autre (cf. la figure reproduite dans l'annexe 1). Pour une meilleure mesure des niveaux de vie, nous corrigeons le revenu et la consommation des ménages de ces variations démographiques en divisant les variables par le nombre d'unités de consommation dans le ménage. Ces unités de consommation associent un poids à chaque membre du ménage en fonction de son âge afin de tenir compte des économies d'échelle réalisées au sein des ménages. Dans les enquêtes *BdF*, l'échelle a changé au cours du temps. De 1979 à 1995, l'échelle d'Oxford (qui donne un poids 1 à la personne de référence, 0.7 aux 14 ans et plus et 0.5 au moins de 14 ans) a été utilisée tandis que de 2000 à 2010, c'est l'échelle dite de l'OCDE modifiée (1 pour la personne de référence, 0.5 pour les 14 ans et plus et 0.3 pour les moins de 14 ans) qui a prévalu⁵. Il nous a semblé que pour mener des comparaisons temporelles robustes, il était plus approprié d'utiliser la même échelle pour

toutes les enquêtes ; nous avons donc pondéré les variables issues des enquêtes allant de 1979 à 1995 avec l'échelle de l'OCDE. Le choix de l'échelle de l'OCDE repose notamment sur l'argumentaire de Hourriez et Olier (1997) qui montrent que pour les années 1990, l'échelle de l'OCDE est plus appropriée que celle d'Oxford pour rendre compte des économies d'échelle⁶. Le choix de l'échelle n'est cependant pas anodin et peut influencer les estimations. Nous analysons plus bas, en guise d'exercices de robustesse, les cas où l'unité de consommation est définie comme dans les enquêtes *BdF* (échelle d'Oxford de 1979 à 1995, et échelle dite de l'OCDE modifiée de 2000 à 2010), et comme la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage. Nous étudions également le cas où les variables ne sont pas pondérées et où le nombre d'unités de consommation est une variable de contrôle du modèle estimé.

Pour simplifier la rédaction, nous regroupons l'ensemble de nos quatre variables pondérées par le nombre d'unité de consommation sous la terminologie de « niveau de vie », même si cette terminologie est plus souvent employée pour désigner les revenus disponibles par unité de consommation. Nous sommes également bien conscients que nos variables sont des mesures imparfaites du « bien-être » et que d'autres variables, telles que la santé ou l'environnement, sont importantes. Nous savons également que ce ne sont que des moyennes par âge qui ne prennent pas en compte des dispersions susceptibles d'affecter la perception du niveau de vie à chaque âge.

Analyse descriptive

Les données retraitées peuvent être présentées de manière synchronique ou diachronique. Premièrement, les figures I et III représentent le niveau de vie (soit le revenu disponible et la consommation, tous deux exprimés par unité de consommation) en fonction de l'âge de la personne de référence aux dates des différentes enquêtes. Ceci permet de comparer, à une date donnée, les niveaux de vie relatifs des différentes classes d'âge. Deuxièmement, les figures II et IV représentent le niveau de vie selon l'âge pour 16 générations. Ces dernières ont été constituées à partir des sept bases

5. Voir l'article de Martin sur les échelles d'équivalence dans ce numéro.

6. Une analyse de la robustesse de nos résultats par rapport à ce choix est présentée dans le complément en ligne C3.

de données en coupe transversale (constituées à partir des sept enquêtes *BdF*). Nous avons tout d'abord formé 79 cohortes annuelles, définies selon la date de naissance de la personne de référence, allant de la cohorte née en 1901 à celle née en 1979. Les générations sont ensuite définies à partir de la moyenne de cinq cohortes consécutives (sauf la première génération qui est constituée de 4 cohortes).

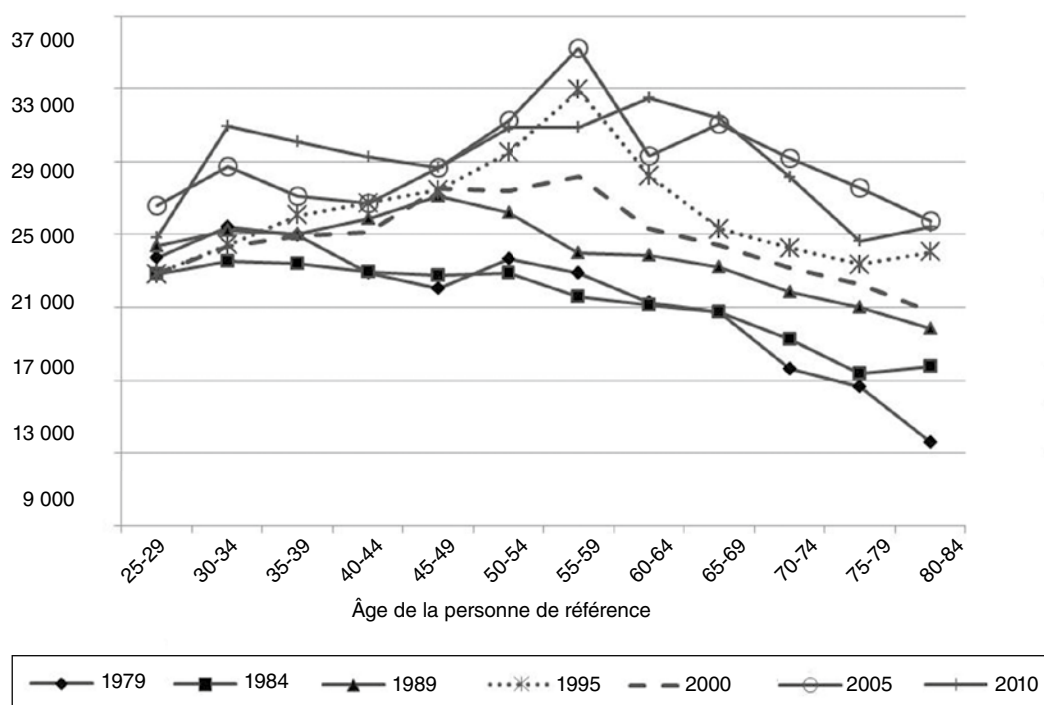
Les figures I et II relatives au revenu disponible par unité de consommation révèlent tout d'abord une très forte augmentation du niveau de vie au cours de la période considérée. Il arrive que l'on constate, d'une date à l'autre et notamment entre 2005 et 2010, une baisse du revenu pour un âge donné, mais que, sur l'ensemble de la période, la hausse reste positive quel que soit l'âge considéré. L'accroissement est néanmoins très hétérogène selon les groupes d'âges. Si les 45-49 ans ont vu leur revenu disponible augmenter de près de 30 %, celui des 70-74 ans a augmenté de près du double. Les

figures semblent également indiquer une relative stabilité du niveau de vie en fonction de l'âge. Quelle que soit la date considérée, on ne constate pas de fortes différences de revenu entre les classes d'âge. Ainsi, entre 25 et 74 ans, les revenus se situent dans une bande de plus ou moins 20 % par rapport aux revenus des 45-49 ans. Pour les âges les plus élevés, l'écart était initialement plus grand mais il s'est réduit au cours de la période.

L'analyse de la consommation, avec les figures III et IV, confirme celle réalisée avec le revenu. Nous observons une forte hausse de la consommation au cours du temps, avec une augmentation d'autant plus importante que la personne est âgée. Par ailleurs, le profil par âge reste assez similaire d'une date à l'autre et se caractérise par un déclin en fin de vie plus important que dans le cas du revenu. Les propensions à consommer par âge, qui sont assez similaires d'une date à l'autre, ont tendance à diminuer au cours du cycle de vie.

Figure I
Revenu disponible annuel par unité de consommation selon l'âge de la personne de référence et la date de l'enquête

En euros de 2010



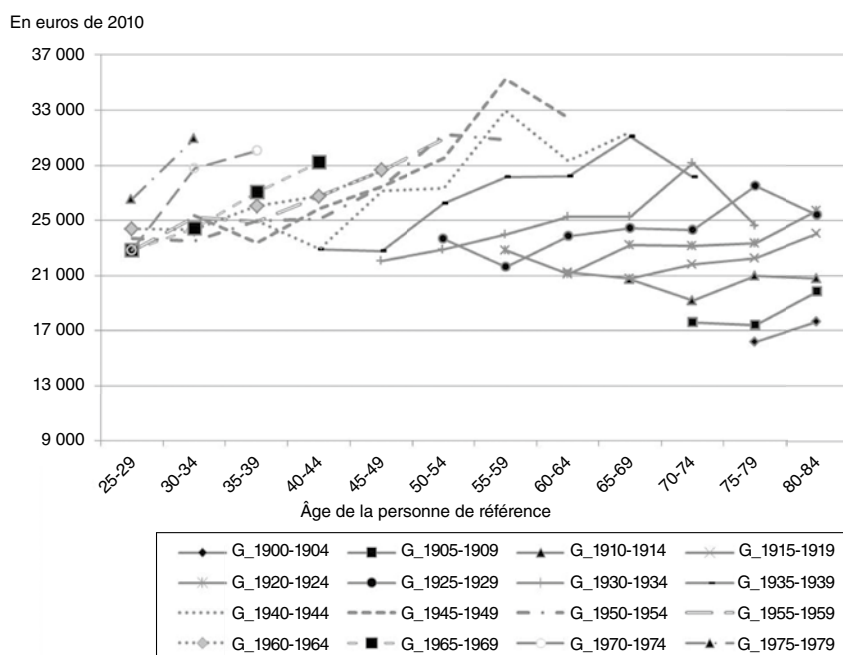
Note : le revenu disponible est l'ensemble des ressources (loyers imputés compris) dont dispose le ménage après déduction des impôts et prélèvements sociaux. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée.

Lecture : en 2010, le revenu disponible moyen par unité de consommation des 25-29 ans était de 25 000 euros.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

Figure II
Revenu disponible annuel par unité de consommation selon l'âge et la génération de la personne de référence

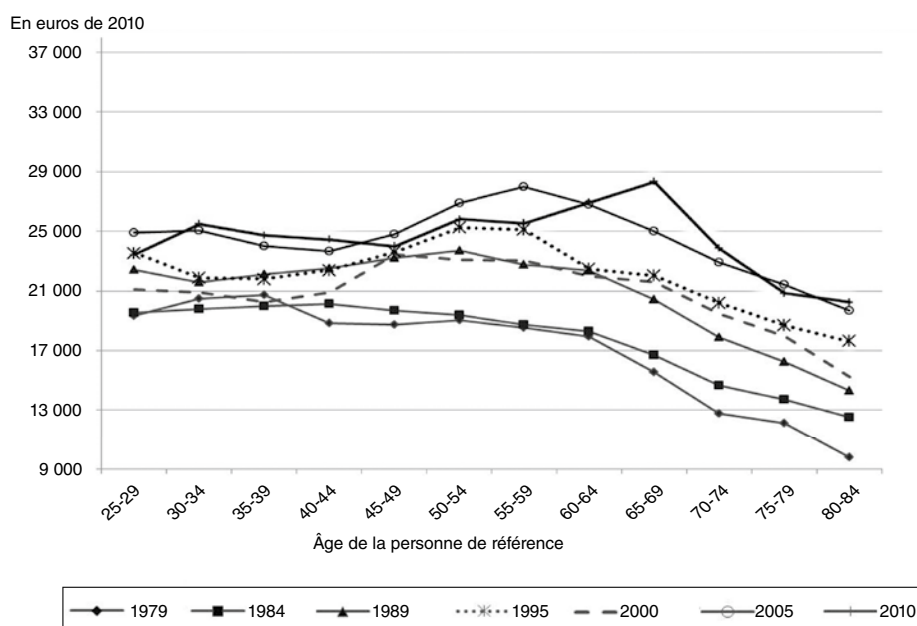


Note : le revenu disponible est l'ensemble des ressources (loyers imputés compris) dont dispose le ménage après déduction des impôts et prélèvements sociaux. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée.
Lecture : le revenu disponible moyen par unité de consommation des personnes nées entre 1975 et 1979 était de 26 000 euros lorsqu'ils avaient entre 25 et 29 ans.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

Figure III
Consommation annuelle par unité de consommation selon l'âge de la personne de référence et la date de l'enquête



Note : consommation privée, loyers imputés compris. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE- modifiée.

Lecture : en 2010, la consommation moyenne par unité de consommation des 25-29 ans était de 24 000 euros.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

Méthode et stratégies d'identification

Estimation avec des données en pseudo-panels

Pour dissocier les effets d'âge, de cohorte et de période, il peut être utile de disposer de données de panels car elles permettent de suivre les ménages le long de leur cycle de vie. Nos données étant en coupe transversale, nous avons construit des pseudo-panels. L'idée est d'identifier des ménages appartenant à une même cohorte et de suivre le comportement moyen des cohortes constituées. Comme le souligne Bodier (1999), les résultats issus des pseudo-panels ne sont pas nécessairement de moins bonne qualité que ceux obtenus à partir des données de panel. L'usage des pseudo-panels présente en effet l'avantage d'éviter les biais de sélection liés aux effets d'attritions (qui sont croissants avec le nombre de périodes) et les biais liés aux effets d'apprentissage. Une présentation complète et

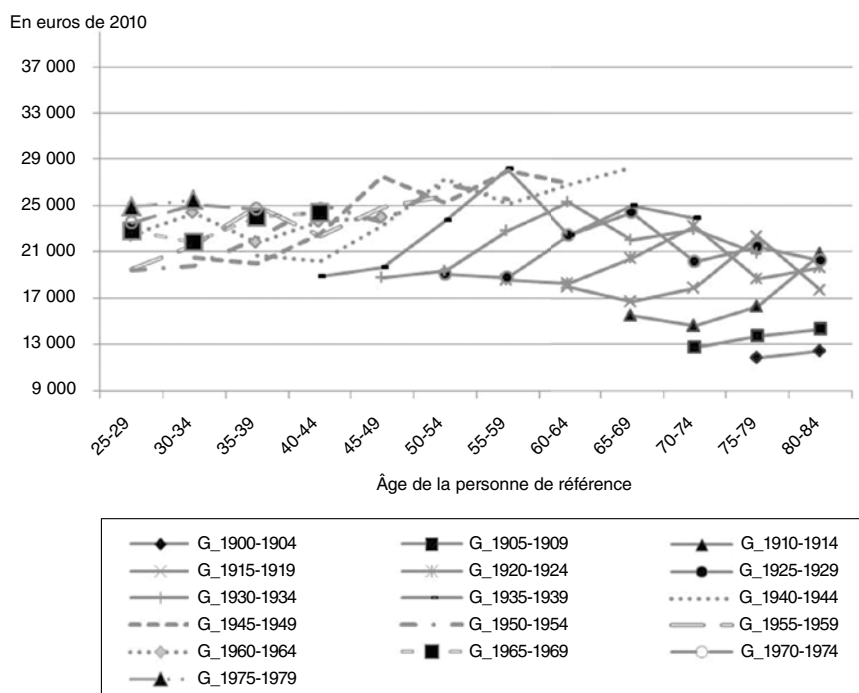
récente de la méthode est proposée par Guillerm (2017).

Nous utilisons la technique d'estimation proposée par Deaton (1985). Rappelons, pour commencer, que le modèle d'estimation qui permet de contrôler les effets individuels constants dans le temps s'écrit, lorsque les données sont en panels, de la façon suivante :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

où y_{it} et x_{it} sont les variables expliquées et explicatives associées à l'individu i à la date t et où θ_i permet de capter l'effet des caractéristiques individuelles fixes au cours du temps. Dans certains cas, ces effets individuels peuvent être corrélés avec les variables explicatives. Il est donc nécessaire de spécifier le type d'effet (fixe ou aléatoire) à inclure dans le modèle. En cas de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives, le modèle à effet fixe est plus approprié. En revanche, si les effets individuels sont orthogonaux

Figure IV
Consommation annuelle par unité de consommation selon l'âge et la génération de la personne de référence



Note : consommation privée, loyers imputés compris. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE modifiée.
Lecture : la consommation moyenne par unité de consommation des personnes nées entre 1975 et 1979 était de 25 000 euros lorsqu'ils avaient entre 25 et 29 ans.
Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

aux variables explicatives du modèle (soit en l'absence d'influence des caractéristiques individuelles inobservables sur la détermination du niveau des variables explicatives), il est recommandé d'utiliser le modèle à effet aléatoire. Pour choisir entre le modèle à effet fixe et celui à effet aléatoire, on utilise le test de Hausman.

De manière similaire, le modèle d'estimation qui permet de contrôler les effets individuels dans le cadre des pseudo-panels s'écrit comme suit :

$$\bar{y}_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \bar{x}_{jt} + \bar{\theta}_{jt} + \bar{\varepsilon}_{jt}$$

où $\bar{y}_{jt}$ et $\bar{x}_{jt}$ sont les moyennes des variables expliquées et explicatives des individus de la cohorte j à la date t . Deux types de difficultés sont classiquement engendrés par les estimations avec des pseudo-panels. La première difficulté porte sur les erreurs de mesure des différentes variables, qui peuvent conduire à des biais d'estimation. Les variables du modèle ne sont, en effet, pas directement observées mais sont des moyennes calculées à partir des données d'enquêtes. Toutefois, ces dernières convergent vers leurs vraies valeurs lorsque le nombre d'individus de la cohorte est important. Ainsi, Verbeek et Nijman (1993) montrent que les erreurs de mesure et les biais d'estimation sont négligeables si la taille des cohortes atteint 100. Cependant, la constitution des cohortes de grande taille revient, pour un échantillon donné, à réduire le nombre d'observations utilisées (ici, le nombre de cohortes), ce qui implique des estimations moins précises. La réduction du nombre de cohortes peut également augmenter l'hétérogénéité des individus d'une même cellule et donc augmenter la variance des estimateurs, et par conséquent leur inefficacité. Un compromis est nécessaire entre des cohortes de taille suffisamment importante pour limiter les erreurs de mesure, des cohortes suffisamment homogènes, et un nombre d'observations suffisamment élevé afin d'obtenir des estimateurs assez précis.

Nous disposons de sept bases de données en coupe transversale (les enquêtes *BdF* de 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005 et 2010) constituées chacune d'environ 10 000 observations. Nous avons défini nos cohortes à partir de la variable « année de naissance » et avons ainsi constitué 79 cohortes annuelles. La première cohorte regroupe les ménages nés en 1901 et la dernière ceux nés en 1979. Notre pseudo-panel comprend 407 observations de nos cohortes, car toutes les cohortes ne sont pas observées à chaque enquête, et la taille moyenne d'une cohorte observée est supérieure à 164 individus (tableau 3). Les observations pour lesquelles la taille est faible concernent essentiellement les cohortes nées jusqu'en 1917 (Cf. les données détaillées dans l'annexe 2).

La seconde difficulté liée à l'usage des pseudo-panels concerne la variation des effets de cohortes non observables au cours du temps, contrairement aux effets individuels des données de panel qui sont, par définition, constants. Ceci s'explique par le fait que les individus observés d'une enquête à l'autre ne sont pas les mêmes. Afin d'appliquer la technique d'estimation des données de panel sur les pseudo-panels, il est nécessaire de supposer que les effets cohortes sont fixes au cours du temps. L'admissibilité de cette hypothèse repose sur les critères utilisés pour définir les cohortes, qui doivent être stables dans le temps. L'utilisation de l'année de naissance est, de ce point de vue, optimale.

Cependant, l'introduction simultanée des variables « âge », « cohorte » et « période » engendre un problème de colinéarité car l'année de l'enquête est égale à la somme des variables « âge » et « cohorte ». Différentes solutions sont proposées dans la littérature pour remédier à ce problème. Une première solution consiste à mesurer les trois variables à partir d'unités différentes. Il s'agit, par exemple, d'exprimer l'âge en tranches décennales et les deux autres dimensions en tranches quinquennales. Cette solution est fragile car elle contourne le problème de

Tableau 3
Taille des cohortes observées

Nombre d'observations des cohortes	407
Taille moyenne des cohortes observées	164.2
Taille minimale des cohortes observées	30
Taille maximale des cohortes observées	307
Proportion des cohortes observées dont la taille est supérieure à 100	85.7 %

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

colinéarité sans vraiment le résoudre. Au final, les résultats qui découlent de cette méthode se sont avérés instables puisque ceux-ci dépendent beaucoup des unités choisies (Bodier, 1999). La seconde possibilité consiste à remplacer l'une des trois variables par une variable non colinéaire aux deux autres (Fienberg & Mason, 1985). Par exemple, Bodier (1999) estime la consommation en remplaçant la variable date de l'enquête par le revenu, qui capte les évolutions économiques au cours du temps (et qui est, par ailleurs, un déterminant fondamental de la consommation). Toutefois, cette solution présente aussi quelques limites car le revenu ne rend que partiellement compte des effets de la période. Dans l'exemple de la consommation, l'évolution éventuelle des préférences des ménages en matière de consommation ne serait ainsi pas prise en compte. Dans la discussion de nos résultats, nous proposons une stratégie d'identification originale qui consiste à remplacer la variable âge par une variable mesurant l'espérance de vie à chaque âge. Cette dernière est issue des tables de mortalité du moment. Ceci nous permet d'intégrer simultanément les trois variables (espérance de vie à chaque âge, cohorte, période) dans le modèle sans pour autant être confrontés aux problèmes de colinéarité.

La stratégie d'identification la plus courante consiste à poser des contraintes sur les paramètres estimés. Dans cette logique, Deaton et Paxson (1994) proposent de contraindre les effets de période en supposant d'une part que la somme des effets de période est nulle et d'autre part que ceux-ci sont orthogonaux à la tendance de long terme. Implicitement, les auteurs supposent que l'évolution macroéconomique peut être décomposée en une tendance et un cycle. Le cycle est entièrement imputé à l'effet période tandis que la tendance est captée par les effets de l'âge et de cohorte. Leur stratégie présente néanmoins quelques limites. En particulier, les effets d'âge et de cohorte intègrent la tendance de long terme en raison de l'hypothèse faite sur l'effet période. Ceci rend donc difficile la mise en évidence de l'effet pur de l'âge et de la cohorte. De plus, les auteurs soulignent le fait que cette procédure est risquée s'il y a peu d'enquêtes, ou s'il est difficile de distinguer la tendance des chocs transitoires. Malgré ses limites, la méthode de Deaton et Paxson (1994) nous semble la plus appropriée pour répondre à nos objectifs.

Écriture des modèles estimés

Nous supposons que les trois effets (âge, cohorte et période) que nous cherchons à estimer sont additifs. Le modèle s'écrit :

$$\log \bar{y}_{jt} = \mu + \sum_i \alpha_i 1_{a_{ji}} + \sum_c \beta_c 1_{j=c} + \sum_t \gamma_t 1_{t=p} + \bar{\varepsilon}_{jt}$$

où $\bar{y}_{jt}$ représente la variable expliquée associée aux individus de la cohorte $j = 1901, 1902, \dots, 1979$ aux dates des enquêtes $t = 1979, 1984, \dots, 2010$ divisée par le nombre d'unités de consommation définies avec l'échelle dite de l'OCDE modifiée, $1_{a_{ji}}$ représentent les indicatrices des tranches d'âges quinquennales de 25-29 ans à 80-84 ans⁷ associées à la cohorte j à la date t , $1_{j=c}$ représentent les indicatrices des cohortes (les effets fixes correspondent donc au terme $\sum_c \beta_c 1_{j=c}$), et $1_{t=p}$ représentent les indicatrices associées aux dates des enquêtes t .

Enfin, pour corriger l'hétéroscédasticité potentiellement engendrée par la variation des effectifs entre les cohortes et, au sein d'une même cohorte, d'une date à l'autre, on multiplie les variables par la racine carrée de la taille des cohortes.

Pour annuler la relation de colinéarité, nous suivons la méthode de Deaton et Paxson (1994) et imposons que la somme des effets de période est nulle et qu'ils sont orthogonaux à la tendance de long terme. De manière formelle nous avons :

$$\sum_t \gamma_t = 0 \text{ et } \sum_t (t \times \gamma_t) = 0$$

Concrètement, cette méthode consiste à introduire dans les équations estimées, non pas les indicatrices de période mais des variables, notées ici d_{ts}^* , obtenues à partir des indicatrices de la période. Ces variables s'obtiennent par la relation suivante :

$$d_{ts}^* = d_{ts} - \frac{ts - t1}{t2 - t1} \times d_{t2} + \frac{ts - t2}{t2 - t1} \times d_{t1} \text{ avec } s \geq 3$$

$$\text{et } d_{t1}^* = d_{t2}^* = 0$$

où les d_{ts} sont les années d'enquête et t_s sont les indicatrices relatives aux différentes dates d'enquête.

Nous avons donc estimé notre équation pour chacune des quatre variables d'intérêt. Comme

7. Nous excluons les personnes âgées de moins de 25 ans et de plus de 84 ans car, dans l'enquête Bdf, ils sont moins représentatifs de leur génération que les classes d'âge intermédiaires. Ceci s'explique par la proportion de ceux vivant en institution ou dans un autre ménage qui est plus importante et des effectifs dans les différentes bases de données plus faibles.

le montre le tableau 4, dans tous les cas, les tests de présence des effets individuels fixes (effets cohortes dans le cadre des pseudo-panels) sont positifs, ce qui justifie notre choix d'un modèle à effets fixes. Plus précisément, nous estimons un modèle à effets fixes du type Least Square Dummy Variable.

Résultats

Dans ce qui suit, nous présentons séparément nos estimations de l'effet de l'âge sur le niveau de vie et celles relatives à l'effet de la cohorte sur le niveau de vie. Parce qu'ils ne rentrent pas dans le cadre de cette étude, les estimations de l'effet de la période ne sont pas discutées ici⁸.

Comparaison des niveaux de vie entre les classes d'âge

Nos estimations du niveau de vie en fonction de l'âge de la personne de référence sont représentées par la figure V⁹. Les résultats sont exprimés par rapport à une classe d'âge de référence, les 45-49 ans.

Nos estimations révèlent tout d'abord une hausse initiale du niveau de vie. Nous obtenons une croissance significative à chaque tranche d'âge des revenus jusqu'à la tranche d'âge 55-59 ans et de la consommation totale jusqu'à la tranche d'âge 65-69 ans (la consommation hors logement ne croissant que jusqu'à 50-59 ans). L'effet cumulé est assez important. Par exemple, la consommation des 50-54 ans représente 134.8 % de celle des 25-29 ans. Le logement amplifie légèrement les écarts entre les classes d'âge. L'écart de l'exemple précédent étant ramené à 129.7 % lorsque l'on retire les dépenses (implicites ou non) liées au

logement. Nous remarquons que cette croissance du niveau de vie n'apparaît pas dans les statistiques descriptives représentées dans les figures I et III qui, au contraire, suggèrent une stabilité du profil en début de cycle de vie. Ceci est une première indication de l'ampleur des effets de cohorte que nous étudions plus loin. Après 55 ans, le niveau de vie ne diminue pas sauf dans le cas où il est mesuré par la consommation hors dépenses de logement. On observe alors un déclin significatif mais d'ampleur modérée. La consommation hors logement des 50-54 ans étant de 11 % supérieure à celle des 80-84 ans.

Nos estimations sont proches de certains résultats de la littérature. Pour la France, nous retrouvons le déclin de la consommation de biens non durables aux âges élevés obtenus par Boissinot (2007) mais pas celui que Lelièvre et al. (2010) obtiennent pour les revenus fiscaux. Nos résultats sont donc cohérents avec Bodier (1999) et Herpin et Michel (2012), qui ont montré le déclin de la propension à consommer à la retraite. Par rapport à d'autres pays, nos profils par âge sont assez proches de ceux obtenus pour la Belgique (Lefèbvre, 2006) mais assez différents de ceux obtenus pour les États-Unis, qui se caractérisent par un déclin beaucoup plus prononcé en fin de vie (Gourinchas & Parker, 2002 ; Fernández-Villaverde & Krueger, 2007 ; Aguiar & Hurst, 2013 ; Schulhofer-Wohl, 2015).

Comparaison des niveaux de vie entre les générations

Nos estimations du niveau de vie en fonction de la date de naissance de la personne de référence

8. Elles sont présentées en complément en ligne C2 (tableau C2-3).

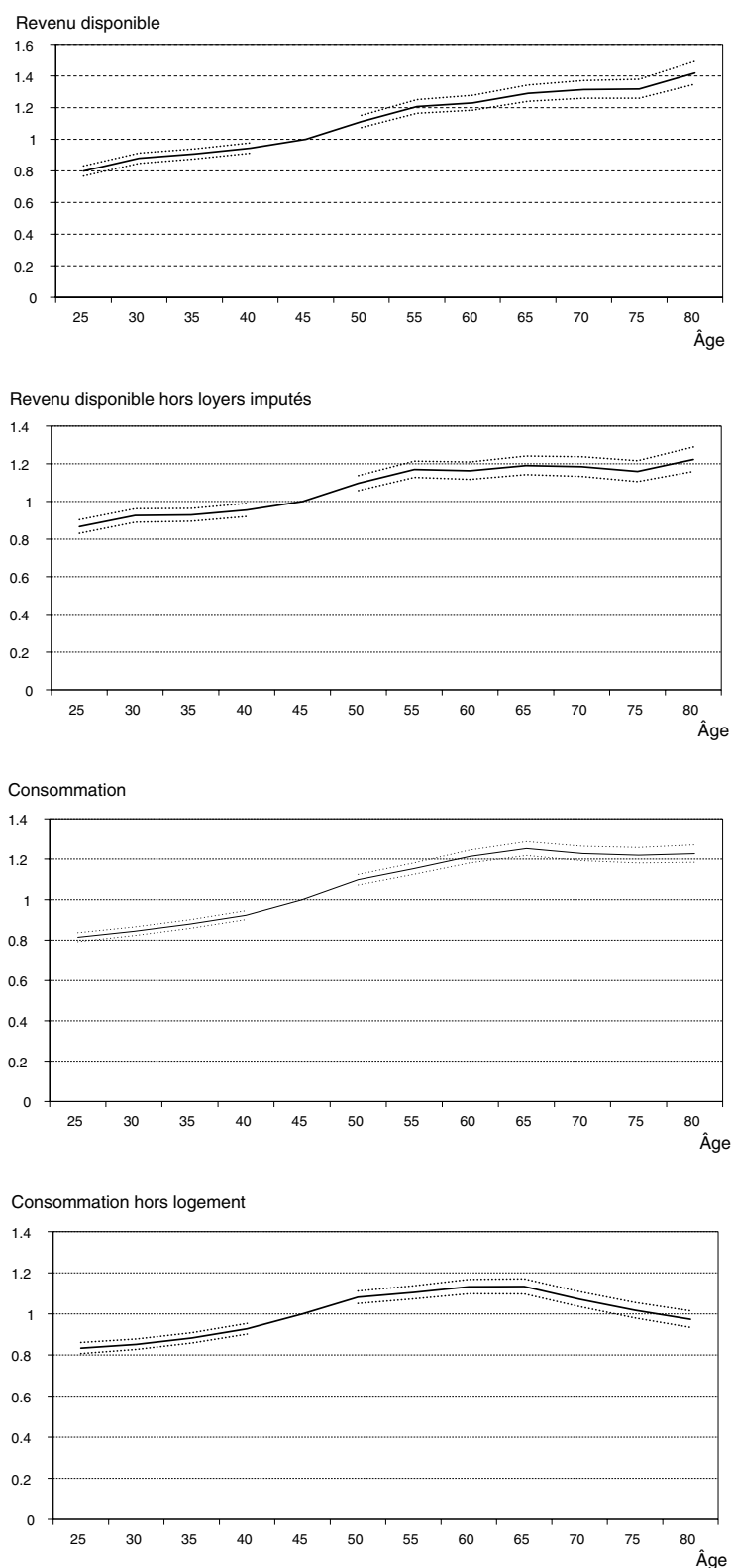
9. Les coefficients sont reportés dans le tableau C2-1 du complément en ligne C2.

Tableau 4
Test de présence d'effets individuels fixes et Hausman

	Test effet individuel		Test de Hausman	
	F-statistique	P-value	F-statistique	P-value
Revenu disponible	15.21	0	297.79	0
Revenu disponible hors loyer imputé	8.77	0	250.4	0
Consommation	35.79	0	336.23	0
Consommation hors logement	19.73	0	299.87	0

Note : les deux premières colonnes donnent les résultats des tests de présence d'effets individuels. Une P-value < 0.05 indique que le test de la présence d'effet individuel est positif au seuil 5 %. Les deux colonnes suivantes donnent les résultats du test de Hausman. Le modèle adapté est un modèle à effets fixes si la P-value est < 0.05.

Figure V
Évolution du niveau de vie en fonction de la classe d'âge
 (modèle contrôlé par la date de naissance et la période)



Note : le niveau de vie est apprécié par quatre variables (revenu disponible, revenu disponible hors loyers imputés, consommation privée et consommation privée hors dépenses liées au logement) divisées par le nombre d'unités de consommation. L'unité de consommation est définie avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée. Les variables sont normalisées à 1 pour la classe d'âge des 45-49 ans. Les courbes en pointillés délimitent les intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : le revenu disponible par unité de consommation à 60-64 ans est 1.19 fois supérieur à celui qui prévaut à 45-49 ans.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

sont représentées dans la figure VI¹⁰. Les résultats sont exprimés en déviation par rapport à une cohorte de référence. Nous avons choisi la cohorte née en 1946, soit la date du début du *baby-boom*. Même si la natalité est restée forte jusqu'au milieu des années 1970, on considère habituellement que les *baby-boomers* sont nés entre 1946 et, selon les auteurs, 1955 ou 1965. Par ailleurs, la cohorte de 1946 fait partie des cohortes qui sont observées dans toutes les enquêtes dont nous disposons. En effet, toutes les cohortes nées entre 1926 et 1954 sont observées sept fois (Cf. annexe 2). Et plus on s'éloigne de ce groupe, en allant vers des cohortes plus âgées ou plus jeunes, moins on dispose d'observations au cours du cycle de vie. En particulier, les cohortes nées jusqu'en 1905 et celles nées après 1975 ne sont observées que deux fois. Nous serons donc naturellement plus prudents dans l'interprétation des effets de la cohorte à mesure que nous nous écarterons du groupe des cohortes nées entre 1926 et 1954.

La figure VI montre clairement une amélioration du niveau de vie au cours du temps. Quel que soit la variable utilisée, les cohortes nées plus tard ont un niveau de vie au moins aussi élevé que celui des cohortes nées avant elles. En regardant plus précisément, on relève trois phases de l'évolution du niveau de vie. Dans la première phase, les cohortes ont connu une croissance continue du niveau de vie. Elle concerne toutes les cohortes nées jusqu'à la seconde guerre mondiale. La seconde phase est marquée par une stagnation du niveau de vie des cohortes, qui reste néanmoins supérieur à celui des cohortes nées avant-guerre. Cette phase concerne toutes les cohortes nées entre 1945 et la fin des années 1950, si l'on retient la consommation totale comme indicateur, ou jusqu'à la fin des années 1960 si l'indicateur choisi est le revenu ou la consommation hors logement. Il apparaît donc clairement que les *baby-boomers* et les cohortes qui les ont immédiatement suivis ont bénéficié d'un niveau de vie supérieur à celui des cohortes nées avant-guerre. Ainsi, on estime que les consommations à chaque âge des cohortes nées en 1926 et en 1936 représentent respectivement 71.1 % et 84.1 % de la consommation de la cohorte née en 1946. La troisième phase regroupe les cohortes plus jeunes qui ont bénéficié d'une reprise de la croissance du niveau de vie. On estime que les consommations des cohortes nées en 1966 et en 1976 représentent respectivement 114.9 % et 119.5 % de la consommation de la cohorte née en 1946. Ne pas prendre en compte le logement ne modifie que marginalement les différences entre les

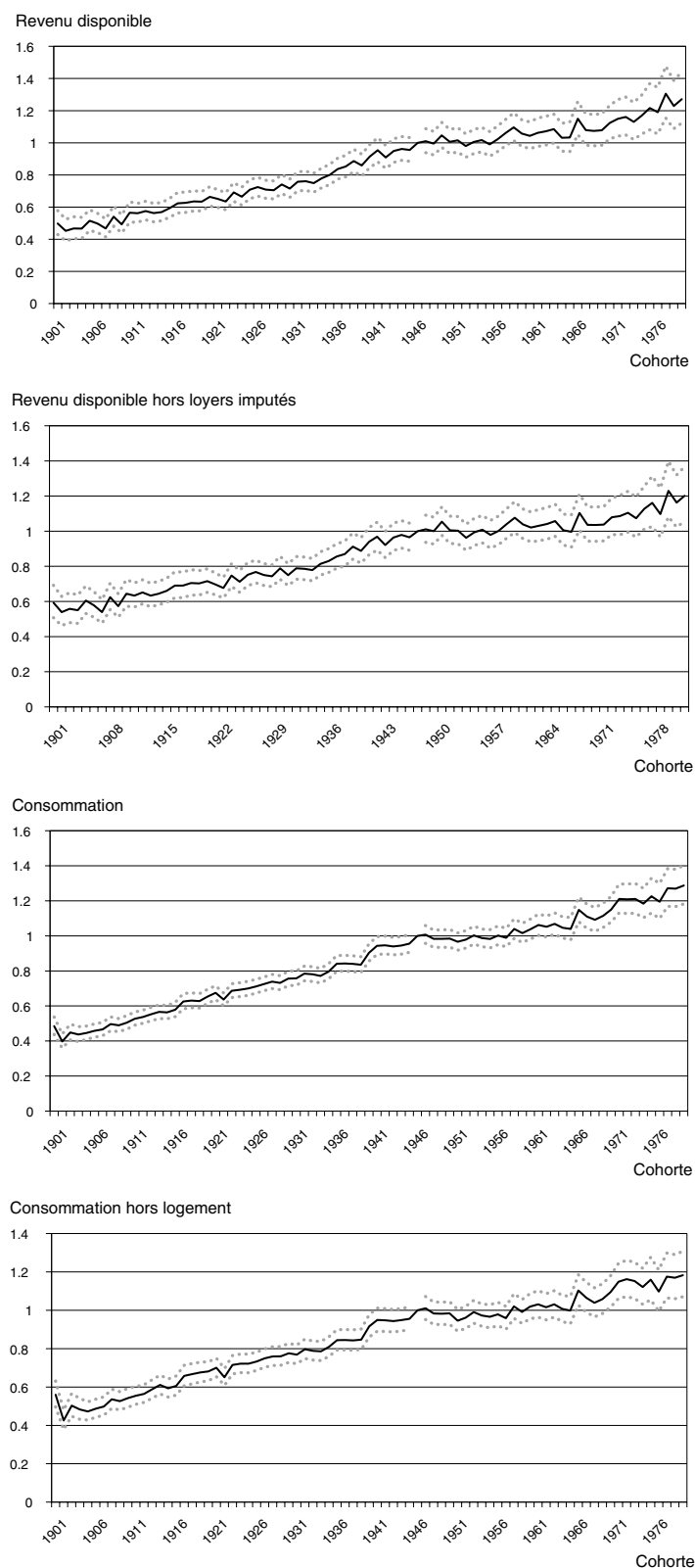
générations. Par ailleurs, les différences sont moins marquées lorsque l'on regarde le revenu plutôt que la consommation. Cette amélioration du niveau de vie est somme toute assez cohérente avec les statistiques descriptives présentées plus haut.

Si l'on souhaite garder une lecture prudente de nos résultats en ne tenant compte que des cohortes observées sept fois, on conclura que le niveau de vie a augmenté pour toutes les cohortes nées jusqu'à la guerre et a stagné pour celles qui sont nées ensuite.

Nos résultats s'inscrivent dans une littérature qui n'avait pas abouti à un réel consensus. Les analyses descriptives de la fin des années 1990 (Legris & Lollivier, 1996 ; Insee, 1998 ; Hourriez & Roux, 2001) relevaient la hausse du niveau de vie des cohortes nées avant-guerre, et observaient un changement de tendance pour celles nées dans les années 1950. Les études plus récentes (Bonnet, 2010 ; Clerc & Monso, 2011) montrant quant à elles un arrêt de la dégradation du niveau de vie pour les cohortes nées à partir de 1965. Par ailleurs, plusieurs articles récents se sont attachés à estimer l'effet de la cohorte en le distinguant des effets de l'âge et de la période. Lelièvre et al. (2010) utilisent les enquêtes *Revenus fiscaux* de 1996 à 2005. Ils trouvent que les cohortes nées entre 1942 et 1953 ont été légèrement avantagées par rapport aux cohortes qui les ont précédées et suivies. Cet avantage est néanmoins atténué lorsque les transferts sont pris en compte. Chauvel et Schroeder (2014) utilisent les enquêtes *BdF* mises à disposition par le Luxembourg Income Study (LIS) entre 1985 et 2005. Ils affirment que le revenu disponible des cohortes du *baby-boom* est supérieur à celui des cohortes d'avant-guerre et supérieur à celui des cohortes nées aux alentours de 1970. Nous comparons plus en détail nos résultats avec ceux de Chauvel (2013) et Chauvel et Schroeder (2014) ci-après. Nos résultats sont, en revanche, cohérents avec ceux que Bernard et Berthet (2015) et Guillermin (2017) obtiennent pour la richesse des ménages. En utilisant la méthode de Deaton et Paxson (1994), ils montrent que la richesse brute a augmenté pour toutes les cohortes nées avant le *baby-boom* et a stagné ensuite. En particulier, ils ne trouvent pas que les *baby-boomers* ont été avantagés par rapport aux générations qui les ont suivies.

10. Les coefficients estimés sont reportés dans le tableau C2-2 du complément en ligne C2.

Figure VI
Évolution du niveau de vie en fonction de la date de naissance
(modèle contrôlé par la classe d'âge et la période)



Note : le niveau de vie est apprécié par quatre variables (revenu disponible, revenu disponible hors loyers imputés, consommation privée et consommation privée hors dépenses liées au logement) divisées par le nombre d'unités de consommation. L'unité de consommation est définie avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée. Les variables sont normalisées à 1 pour la cohorte 1946. Les courbes en pointillés délimitent les intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : le revenu disponible par unité de consommation de la cohorte 1975 est 1.2 fois supérieur à celui de la cohorte 1946.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

Analyses de robustesse

Pour apprécier la robustesse de nos résultats, nous procédons en deux temps. Tout d'abord, nous vérifions s'ils sont sensibles à nos hypothèses relatives au regroupement en classes d'âge et aux définitions des unités de consommation tout en conservant la méthode de Deaton et Paxson (1994). Ensuite, nous discutons des implications induites par d'autres stratégies d'identification.

Nous avons vérifié si nos résultats étaient modifiés lorsque l'on ne regroupait pas les individus en classe d'âge et si, en outre, on contrôlait par l'âge au carré, comme le fait Guillerm (2017). Nous avons également vérifié leur sensibilité aux diverses façons de prendre en compte la taille du ménage. La littérature est en effet très disparate sur le sujet. Certains auteurs utilisent des variables divisées par des unités de consommation, qui peuvent être définie de diverses manières (Clerc et al., 2010, utilisent les échelles des enquêtes *BdF* tandis que Chauvel, 2013, utilise la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage). Nous étudions également le cas où les variables ne sont pas pondérées et où le nombre d'unité de consommation est une variable de contrôle du modèle estimé comme le font Bodier (1999), Boissinot (2007) ou Aguiar et Hurst (2013). Qualitativement, nos résultats ne sont pas modifiés¹¹. L'amélioration du niveau de vie des générations apparaît comme très robuste. Dans certains cas, l'amélioration de la situation relative des générations récentes apparaît même plus clairement.

Nous avons ensuite vérifié si nos résultats étaient dépendants de notre stratégie d'identification. En particulier, Chauvel et Schroeder (2014), qui mettent en évidence que les générations du baby boom ont bénéficié d'un revenu disponible supérieures aux autres, et dont les résultats diffèrent des nôtres, utilisent une autre stratégie basée sur Chauvel (2013). Cette méthode, nommée âge-période-cohorte-détendancialisé (*age-period-cohort-detrended*, APCD), se concentre sur les fluctuations des effets de l'âge, de la cohorte et de la période autour de leur tendance linéaire respective. Elle ne permet pas de comparer les cohortes entre elles mais seulement par rapport à un coefficient inconnu. Nous présentons cette méthode dans le complément en ligne C4 et nous avons utilisé le module APCD (disponible sur Stata) avec nos données afin de tenter de reproduire leurs résultats. Parmi nos variables, la plus proche de celle qu'ils utilisent est le revenu disponible hors loyers imputés.

Nous trouvons¹² qu'il n'y a globalement pas de différences significatives entre les cohortes nées de 1920 à 1977. Seules les cohortes nées entre 1957 et 1960 ont, significativement, un revenu disponible (très légèrement) supérieur à une tendance. Même si le coefficient qui leur est associé n'est pas significatif, les cohortes du *baby-boom* ont, quant à elles, plutôt un niveau de revenu inférieur à la tendance. Parmi les raisons qui peuvent expliquer les différences entre les résultats de Chauvel et Schroeder (2014) et ceux que nous reproduisons dans le complément en ligne C4, figure notamment le fait que les enquêtes *BdF* du Luxembourg Income Study (LIS) ne doivent pas avoir été recalées et que l'enquête *BdF* de 2010 n'est pas prise en compte. Lorsque nous appliquons la méthode APCD à nos autres variables (revenu disponible avec loyers imputés, consommation privée et consommation privée hors dépenses de logement), nous retrouvons que les seules cohortes (légèrement) avantagées sont celles nées à la fin des années 1950. Dans le cas de la consommation, nous trouvons également que les générations d'avant-guerre sont désavantagées.

Une explication plausible de la différence entre les résultats que nous obtenons à partir de la méthode de Deaton et Paxson (1994) et ceux que nous obtenons avec la méthode APCD est la suivante. La première attribue le cycle aux effets de période et répartit la tendance entre les effets d'âge et de génération. À l'inverse, la seconde cherche à éliminer la tendance pour se concentrer sur les non-linéarités. Les différentes estimations issues de la mise en œuvre de la stratégie de Deaton et Paxson montrent donc que la croissance économique bénéficie aux générations récentes qui voient leur niveau de vie s'élever. En revanche, si l'on retire la tendance, on décèle nettement moins de différences de niveau de vie entre les générations, mais on ne constate pas de baisse du niveau de vie. Nous avons exploré cet argument en proposant une stratégie originale d'identification.

Notre idée est de remplacer la variable d'âge par l'espérance de vie à l'âge constaté. Ceci élimine assez simplement le traditionnel problème de colinéarité. Nous estimons le modèle espérance de vie-période-cohorte (EPC) suivant :

11. Les figures relatives aux comparaisons entre cohortes pour les différentes spécifications sont reproduites dans le complément en ligne C3.

12. Nos résultats sont présentés dans le tableau C4-1 de ce complément en ligne C4.

$$\log \bar{y}_{jt} = \mu + \sum_i \alpha_i 1_{ev_{jt}} + \sum_c \beta_c 1_{j=c} + \sum_t \gamma_t 1_{t=p} + \bar{\epsilon}_{jt}$$

où $1_{ev_{jt}}$ représentent les indicatrices des espérances de vie à chaque âge associées aux cohortes j et aux dates t . Les individus sont regroupés, comme auparavant, en classes d'âge, mais celles-ci ne sont plus définies par les âges calendaires mais par des espérances de vie. Du fait de la hausse de l'espérance de vie, nous regroupons dans une même classe d'âge des personnes d'âges (calendaires) différents lorsqu'elles appartiennent à des cohortes différentes. Les personnes d'une cohorte données seront ainsi plus âgées que celles des cohortes nées avant elles et plus jeunes que celles des cohortes nées après. Ceci n'est pas incongru car une personne de 70 ans est aujourd'hui beaucoup plus « jeune » que ne l'était une personne du même âge il y a trente ans (d'Albis & Collard, 2013) et l'espérance de vie influence les décisions économiques au cours du cycle de vie (Sánchez-Romero et al., 2016). Nos estimations du niveau de vie en fonction de la date de naissance de la personne de référence sont représentées dans la figure VII.

Pour ce qui concerne la consommation, nous retrouvons la forte croissance qui caractérise les cohortes d'avant-guerre et trouvons ensuite une longue stagnation. Pour ce qui concerne le revenu, le profil est assez différent de celui obtenu avec la méthode de Deaton et Paxson (1994) car on ne retrouve pratiquement plus de différences significatives d'une cohorte à l'autre. Ces résultats sont assez proches de ceux obtenus avec la méthode APCD. Ceci s'explique par le fait que l'espérance de vie est fortement corrélée au revenu moyen. En contrôlant pour l'espérance de vie, le modèle attribue la croissance économique aux effets de période. Les bénéfices que les générations ont pu retirer de la croissance économique ne sont plus pris en compte. Retirer la croissance a, manifestement, un effet différent sur la consommation et le revenu, ce qui suggère une modification de la propension à consommer au fil des générations.

Les méthodes APCD et EPC permettent de traiter le problème de colinéarité sans imposer de contraintes sur les paramètres estimés. En revanche, elles éliminent, en partie, l'effet de la croissance économique sur le niveau de vie relatif des cohortes. Ceci nous conduit à préférer l'approche de Deaton et Paxson (1994), qui apparaît comme plus pertinente. Néanmoins, avec ces trois stratégies d'identification, nous obtenons pour résultat commun que les

cohortes du *baby-boom* n'ont pas été significativement avantagées par rapport aux cohortes qui les ont suivies.

* *
*

À partir des enquêtes *BdF* collectées entre 1979 et 2010, nous avons estimé différents modèles décrivant l'évolution du niveau de vie en fonction de l'âge et en fonction de la date de naissance de la personne de référence. L'objectif était de mesurer les inégalités entre les classes d'âge et entre les générations afin d'éclairer les débats sur les politiques générationnelles.

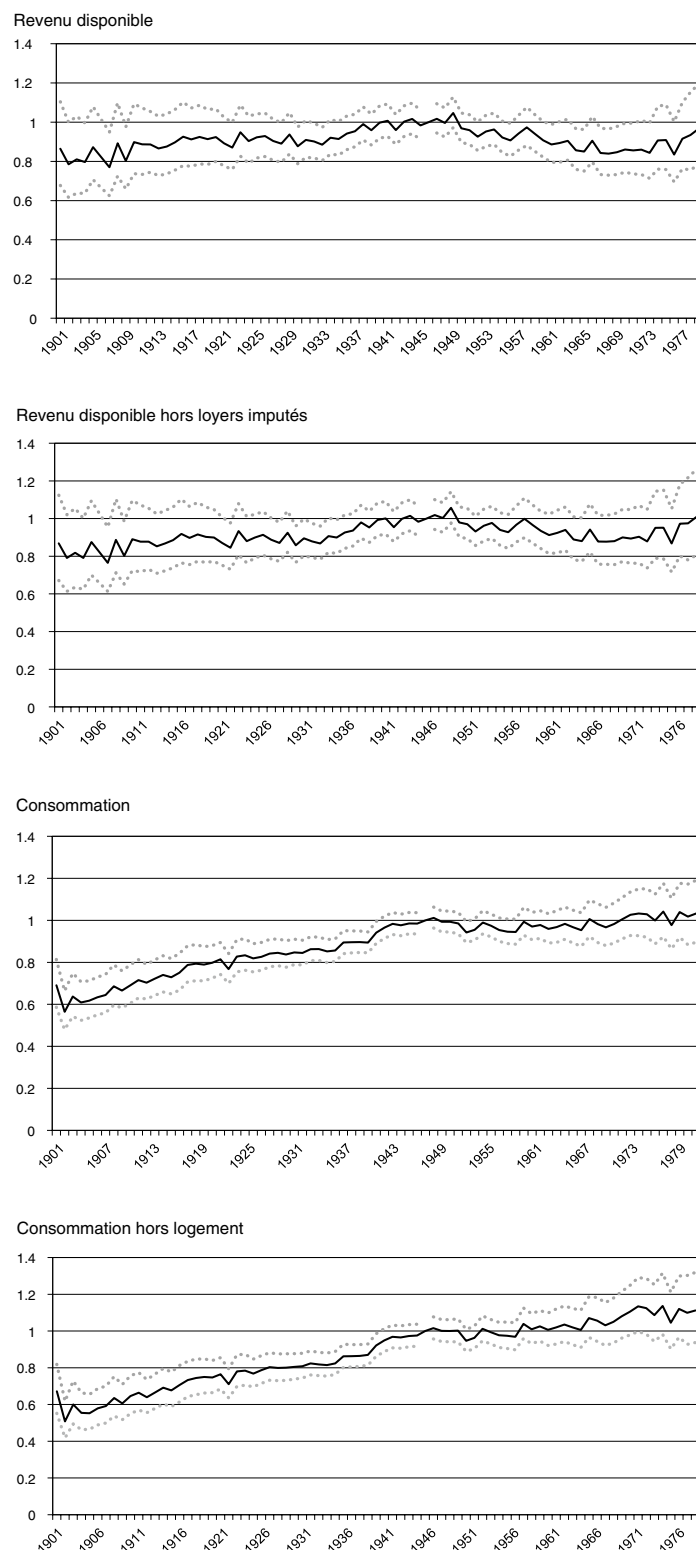
En analysant l'évolution du niveau de vie en fonction de l'âge, on s'abstrait des considérations liées aux générations ou à la période d'observation. En cohérence avec les études précédentes sur le sujet, nous avons montré que le niveau de vie était croissant avec l'âge jusqu'à environ 60 ans. La dynamique dépend ensuite de la variable considérée : le revenu disponible continue de croître tandis que la consommation stagne. Cette évolution est fortement influencée par la prise en compte ou non du logement dans l'analyse. Ce sont les loyers implicites qui induisent une hausse du revenu disponible à la retraite qui, sans eux, stagne. De façon symétrique, la consommation privée hors dépenses de logement (et loyers implicites) diminue après 65 ans.

En analysant l'évolution du niveau de vie en fonction de la cohorte de naissance, on s'abstrait des considérations d'âge ou de période. Nous avons montré qu'aucune génération n'a connu un niveau de consommation inférieur à celui d'une génération l'ayant précédée. Quelle que soit la spécification économétrique retenue nous ne trouvons aucune génération qui ait été « sacrifiée » par ses aînées. En particulier, nous ne trouvons pas que la génération du *baby-boom* ait eu un niveau de consommation supérieur à celles qui l'ont suivie. Ce résultat nous paraît assez naturel. Entre 1979 et 2010, la consommation réelle par tête a augmenté en France de plus de 85 %. Ceux qui sont nés plus tard vivent donc dans une économie où, en moyenne, on consomme plus. Il aurait fallu une redistribution en faveur des *baby-boomers* considérable pour contrebalancer cet effet induit par la croissance économique.

Figure VII

Évolution du niveau de vie en fonction de la date de naissance

(modèle contrôlé par la classe d'âge définie à partir des espérances de vie et la période)



Note : le niveau de vie est apprécié par quatre variables (revenu disponible, revenu disponible hors loyers imputés, consommation privée et consommation privée hors dépenses liées au logement) divisées par le nombre d'unités de consommation. L'unité de consommation est définie avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée. Les variables sont normalisées à 1 pour la cohorte 1946. Les courbes en pointillés délimitent les intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : le revenu disponible par unité de consommation de la cohorte 1975 n'est pas significativement différent de celui de la cohorte 1940.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005, 2010, calculs des auteurs.

Notre constat peut être enrichi en travaillant dans deux directions. La première est prospective. Un argument souvent avancé dans les débats sur les questions générationnelles consiste à dire que le système de protection sociale, notamment dans ses composantes d'assurance vieillesse et maladie qui sont essentiellement destinées aux plus âgés, n'est pas soutenable. Il est évident qu'une baisse de ces transferts pourrait à l'avenir remettre en cause le niveau de vie estimé des générations nées depuis les années 1970. De

façon similaire, la hausse de la dette publique ou l'ensemble des facteurs ayant conduit durablement à une faible croissance peuvent également compromettre leur niveau de vie. Une seconde direction de recherche repose sur les inégalités au sein des générations. Il est possible que l'évolution des inégalités ait été hétérogène entre les générations. Si un accroissement des inégalités au sein de la jeunesse d'aujourd'hui était avéré, cela pourrait constituer une piste d'explication du malaise qu'elle exprime parfois. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aguiar, M. et Hurst, E. (2013).** Deconstructing Life Cycle Expenditure. *Journal of Political Economy*, 121(3), 437–492.
- Albis (d'), H., Bonnet, C., Navaux, J., Pelletan, J., Toubon, H. & Wolff, F.-C. (2015).** The Life-cycle Deficit in France, 1979-2005. *Journal of the Economics of Ageing*, 5, 79–85.
- Albis (d'), H., Bonnet, C., Navaux, J., Pelletan, J. & Wolff, F.-C. (2017).** Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation pour la période 1979-2011. *Économie et Statistique*, ce numéro.
- Albis (d'), H. & Collard, F. (2013).** Age Groups and the Measure of Population Aging. *Demographic Research*, 29(23), 617–640.
- Bernard, J.-B. & Berthet, L. (2015).** French Household Financial Wealth: Which Changes in 20 Years? Insee, *Document de travail DESE G2015/18*.
- Bodier, M. (1999).** Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation. *Économie et Statistique*, 324-325, 163–180.
- Boissinot, J. (2007).** Consumption over the life cycle: facts for France. Insee, *Document de travail DESE G2007/09*.
- Bonnet, C. (2010).** Niveaux de vie : un rattrapage des jeunes générations ? *Regards croisés sur l'économie*, 7(1), 50–55.
- Chauvel, L. (2013).** Spécificité et permanence des effets de cohorte : le modèle APCD appliqué aux inégalités de générations, France/États-Unis, 1985-2010. *Revue française de sociologie*, 54, 665–705.
- Chauvel, L. & Schroeder, M. (2014).** Generational inequalities and welfare regimes. *Social Forces*, 92(4), 561–577.
- Clerc, M. E., Pouliquen, E. & Monso, O. (2011).** Les inégalités entre générations depuis le baby-boom. *Insee Références*.
- Davis, J. B. (1981).** Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement. *Journal of Political Economy*, 89(3), 1259–1283.
- Deaton, A. (1985).** Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30, 109–126.
- Deaton, A. & Paxson, C. (1994).** Saving, growth, and aging in Taiwan. *Chicago University Press for National Bureau of Economic Research*.
- Drees (2015).** Les dépenses de santé en 2014. Direction de la recherche, des études de l'évaluation et des statistiques, *Études et Résultats* N° 935.
- Driant, J.-C. & Jacquot, A. (2005).** Loyers imputés et inégalités de niveau de vie. *Économie et Statistique*, 381-382, 177–206.
- Fernandez-Villaverde, J. & Krueger, D. (2007).** Consumption over the life cycle: facts from consumer expenditure survey data. *Review of Economics and Statistics*, 89(3), 552–565.
- Fienberg, S. & Mason, W. (1985).** *Cohort analysis in social research: Beyond the identification problem*. New York: Springer-Verlag.
- Gaini, M., Leduc, A. & Vicard, A. (2013).** Peut-on parler de générations sacrifiées ? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique. *Économie et Statistique*, 462-463, 5–23.

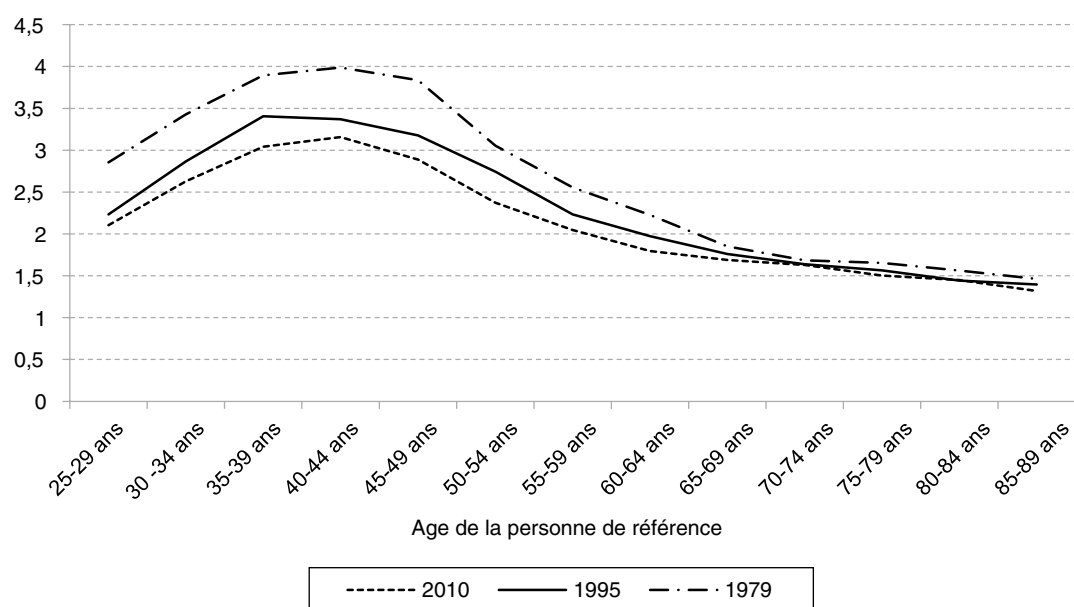
- Guillerm, M. (2017).** Les méthodes de pseudo-panel. *Économie et Statistique*, ce numéro.
- Gourinchas, P.-O. & Parker, J. A. (2002).** Consumption over the Lifecycle. *Econometrica*, 70(1), 47–89.
- Herpin, N. & Michel, C. (2012).** Avec le passage à la retraite, le ménage restructure ses dépenses de consommation. Insee, *France, portrait social*, 121–136.
- Hourriez, J.-M. & Olier, L. (1997).** Niveau de vie et taille du ménage : estimations d’une échelle d’équivalence. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 65–94.
- Hourriez, J.-M. & Roux, V. (2001).** Vue d’ensemble des inégalités économiques. Insee, *Document de travail* DSDS F0103.
- Insee (1998),** *Revenus et patrimoine des ménages*.
- Legris, B. & Lollivier, S. (1996).** Le niveau de vie par génération, *Insee Première* N° 423.
- Lelievre, M., Sautory, O. & Pujol, J. (2010).** Niveau de vie par âge et génération entre 1996 et 2005. *Insee Références*, pp. 23–35.
- Lefebvre, M. (2006).** Population ageing and consumption demand in Belgium. *Document de travail du CREPP*, 2006/04.
- Marquier, R. (2003).** Imputation de loyers fictifs aux propriétaires occupants. Quel impact sur les contours de la population pauvre ? Insee, *Document de travail* DSDS F0309.
- Martin, H. (2017),** Calculer le niveau de vie d’un ménage : une ou plusieurs échelles d’équivalence. *Économie et Statistique*, ce numéro.
- Masson, A. (2009).** *Des liens et des transferts entre générations*. Paris: Éditions EHESS, Collection En temps et lieux.
- Pirou, D. & Poullain, N. (2013).** La vie en communauté. *Insee Première* N° 1434, 6–9.
- Sanchez-Romero, M., d’Albis, H. & Prskawetz, A. (2016).** Education, lifetime labor supply, and longevity improvements. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 73, 118–141.
- Schulhofer-Wohl, S. (2015).** The age-time-cohort problem and the identification of structural parameters in life-cycle models. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper 707.
- Verbeek, M. & Nijman, T. (1993).** Minimum MSE estimation of regression model with fixed effects from a series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59, 125–136.
- Yaari, M. E. (1965).** Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer. *Review of Economic Studies*, 32(2), 137–150.

ANNEXE 1

**TAILLE DU MÉNAGE SELON L'ÂGE DE LA PERSONNE DE RÉFÉRENCE
DANS LES ENQUÊTES *BUDGET DE FAMILLE* DE 1979, 1995 ET 2010**

Figure

Taille du ménage



Lecture : la taille du ménage augmente puis diminue en fonction de l'âge de la personne de référence
 Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.
 Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979, 1995 et 2010, calculs des auteurs.

TAILLE DES COHORTES SELON LA DATE DE L'ENQUÊTE *BUDGET DE FAMILLE*

Génération	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
1901	82	40					
1902	64	62					
1903	63	71					
1904	88	71					
1905	80	81	45				
1906	103	89	40				
1907	87	104	54				
1908	99	100	80				
1909	114	142	89				
1910	124	128	79				
1911	130	110	96	48			
1912	157	160	89	55			
1913	139	150	109	55			
1914	150	159	99	73			
1915	115	147	72	52	38		
1916	82	95	56	46	30		
1917	90	93	66	52	39		
1918	113	106	74	52	49		
1919	130	111	84	61	108		
1920	232	133	139	94	121		
1921	196	203	139	146	112	54	
1922	240	217	164	148	118	56	
1923	232	221	167	128	114	81	
1924	231	223	138	135	140	90	
1925	217	212	138	127	138	79	
1926	251	204	133	138	135	98	68
1927	234	232	159	161	168	116	73
1928	232	207	146	152	147	107	72
1929	240	210	145	145	138	121	101
1930	240	213	150	143	144	118	112
1931	251	220	130	154	150	110	97
1932	243	195	174	146	142	123	103
1933	224	243	134	149	164	96	125
1934	221	216	138	149	160	117	118
1935	235	193	156	147	124	118	125
1936	212	191	152	156	145	124	132
1937	216	201	140	127	146	138	119
1938	202	179	145	151	140	135	105
1939	221	192	129	138	139	137	133
1940	179	218	138	133	130	118	114
1941	184	191	131	129	153	95	100
1942	218	160	126	122	169	130	124
1943	228	203	150	120	185	133	132
1944	215	217	164	155	163	141	131
1945	192	208	157	144	199	118	180
1946	265	226	201	156	215	171	193 →

Génération	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2010
1947	289	289	194	213	236	203	214
1948	276	307	214	251	213	219	206
1949	236	291	223	222	214	204	191
1950	241	277	218	223	254	187	189
1951	201	288	214	212	245	200	181
1952	204	269	213	217	196	212	230
1953	195	277	220	195	198	213	195
1954	177	273	208	225	209	251	220
1955		277	205	244	196	211	217
1956		259	203	202	245	187	219
1957		269	194	217	242	207	226
1958		221	159	208	219	228	192
1959		192	219	197	227	212	218
1960		187	159	206	192	195	214
1961			166	212	203	199	200
1962			138	199	209	216	216
1963			144	235	204	196	228
1964			130	179	198	226	210
1965				188	174	230	210
1966				176	189	223	220
1967				154	163	213	196
1968				130	167	214	212
1969				144	180	202	202
1970				116	172	207	183
1971					164	219	204
1972					141	179	196
1973					120	206	174
1974					91	194	169
1975						178	154
1976						145	154
1977						137	143
1978						143	149
1979						129	137

Lecture : en 1979, la cohorte formée des individus nés en 1901 comptait 82 observations.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1979-2010.