

Economie
Statistique **ET**

Economics
AND Statistics

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.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 491-492 - 2017

ÂGES ET GÉNÉRATIONS

- 5 Editorial**
***Economie et Statistique devient Economie et Statistique /
Economics and Statistics***
Laurence Bloch
- 9 Avant-propos**
**On the importance of taking a life-cycle view in understanding
generational issues / L'importance d'une perspective de cycle
de vie pour la compréhension des questions générationnelles**
Richard Blundell
- 11 Âges et générations : une introduction générale**
Didier Blanchet
- 25 Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé :
une analyse par simulations sur carrières types**
Les règles de retraite du public et du privé n'ont pas, à l'issue du rapprochement amorcé par la réforme de 2003, un impact univoque sur les taux de remplacement. Les règles du public sont plus avantageuses pour certains cas types de fonctionnaires d'État, mais d'autres auraient une retraite plus élevée avec les règles du privé.
Patrick Aubert et Corentin Plouhinec
- 43 Comparer les efforts contributifs pour comparer les retraites
entre secteur public et secteur privé ?**
Commentaire sur « Les différences de retraite entre secteur public
et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types »
Antoine Bozio
- 51 Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation
pour la période 1979-2011**
Durant les trente dernières années, la consommation individuelle a fortement augmenté, notamment au profit des plus âgés, et la durée au cours de laquelle la consommation excède les revenus du travail s'est accrue. Ces tendances françaises s'observent également dans la plupart des pays européens.
Hippolyte d'Albis, Carole Bonnet, Julien Navaux, Jacques Pelletan, François-Charles Wolff
- 77 Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France**
Lorsque l'on tient compte des effets d'âge et de période, le niveau de vie des générations s'est amélioré au cours du temps. En particulier, la génération du baby-boom n'a pas eu un niveau de vie supérieur à celui des générations nées dans les années 1970.
Hippolyte d'Albis et Ikpidi Badji

101 Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ?

Les échelles d'équivalence sont des outils couramment utilisés en économie mais leur estimation pose problème au statisticien. Les dernières enquêtes *Budget de famille* de l'Insee permettent néanmoins de dégager un « ordre des possibles » de ces échelles.

Henri Martin

119 Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine

Les méthodes de pseudo-panel sont d'usage courant pour estimer des élasticités-prix ou revenu et mener des analyses en cycle de vie lorsque seules des données en coupes répétées indépendantes sont disponibles. Elles sont ici appliquée aux données de l'enquête *Patrimoine*.

Marine Guillerm

Editorial

Économie et Statistique devient *Economie et Statistique / Economics and Statistics*

Ce numéro marque une nouvelle étape dans le développement de la revue *Économie et Statistique*, dorénavant *Economie et Statistique / Economics and Statistics*. Continuité et internationalisation, comme l'annonce l'évolution de son titre.

Les articles continuent d'être publiés en français dans l'édition papier de la revue et dans son édition électronique, accessible gratuitement sur le site de l'Insee le jour-même de la sortie d'un numéro. Nouveauté : simultanément à leur mise en ligne en français, les articles le sont aussi en anglais.

Editée par l'Insee, la revue continue de présenter des articles traitant de phénomènes économiques et sociaux, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources, et des articles de méthodologie statistique et économétrique d'intérêt pour la recherche appliquée. Elle continue de proposer des numéros de Mélanges sur des sujets divers et des numéros spéciaux autour d'une thématique ou de grandes enquêtes de la statistique publique. Cherchant à concilier qualité de la démarche scientifique et lisibilité, la revue continue de s'adresser à un lectorat large et diversifié, d'étudiants, de chercheurs, de méthodologues, de producteurs et d'utilisateurs de données statistiques, et de décideurs politiques et économiques.

La revue veut continuer d'éclairer le débat économique et social national. Dans un monde globalisé, nombre de phénomènes économiques et sociaux concernent les économies avancées, au-delà de la France ; les mêmes questions de politique

économique et sociale se posent souvent, même si elles appellent des réponses différenciées sur le plan international, européen ou national. Alors qu'un grand nombre d'enquêtes sont conçues dans un cadre européen (Eurostat) et international (OCDE) et que la statistique publique est encadrée par les règlements européens, *Economie et Statistique / Economics and Statistics* a aujourd'hui pour ambition de nourrir la réflexion et la compréhension de ces phénomènes, par des contributions nationales et étrangères, dans une perspective internationale.

Ces questions, ces phénomènes, font l'objet de prochains numéros : la crise financière et sa transmission à l'économie réelle, dix ans après ; le progrès technique et le développement inégal des territoires ; les inégalités de logement ; la révolution des Big Data et la construction des statistiques officielles par les instituts nationaux statistiques européens... Les questions d'équité des systèmes de retraite entre les secteurs public et privé et les comparaisons des niveaux de vie entre générations sont abordées dans le numéro présent, construit autour de la thématique Âges et générations, en s'appuyant largement sur les données des enquêtes *Budget de famille* de l'Insee. Richard Blundell, professeur à l'University College London, notamment connu pour ses travaux sur la consommation, l'épargne et l'offre de travail, et ses apports à l'économétrie de panels, nous fait l'honneur d'en rédiger l'avant-propos. Spécialiste des questions liées aux retraites et à la démographie, Didier Blanchet, le précédent rédacteur en chef, revient sur les questions d'équité intergénérationnelle

dans l'introduction de ce numéro, dont il a porté une large partie.

Beaucoup de chemin a été parcouru pour que la revue s'ouvre à l'extérieur et trouve sa place dans un univers académique exigeant. Créée il y a près d'un demi-siècle en 1969, la revue avait initialement vocation à publier les travaux des statisticiens et chercheurs de l'Insee. Dès la fin des années quatre-vingt, elle a accueilli un nombre croissant d'auteurs extérieurs à l'Institut. Pierre Morin, rédacteur en chef de 1993 à 2011, a amplifié cette ouverture et a progressivement aligné son mode de fonctionnement sur celui des autres revues scientifiques. Les articles font l'objet de procédures systématiques d'évaluation et la revue s'est dotée en 2003 d'un conseil scientifique qui évalue les publications de l'année écoulée et participe à la définition de la stratégie éditoriale. Puis Didier Blanchet, responsable de la revue de 2011 à 2016, a mis en place en 2013 un comité

éditorial, complémentaire au conseil scientifique, pour l'assister dans la procédure de sélection des articles. Cette position spécifique de la revue a ainsi été acquise grâce à un effort constant d'accompagnement des auteurs, article après article, que l'équipe de rédaction cherchera à maintenir.

Confirmant les orientations privilégiées, depuis plus d'un quart de siècle, d'ouverture thématique et disciplinaire et d'ancrage dans les deux univers de la statistique publique et de la recherche, cette nouvelle étape vise à amplifier le mouvement d'ouverture de la revue, en attirant des auteurs et en élargissant son audience au-delà de la communauté francophone et en internationalisant son panel d'évaluateurs. Elle donne les moyens à la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics* d'être reconnue internationalement. □

Laurence Bloch, rédactrice en chef

Editorial

Économie et Statistique becomes *Economie et Statistique / Economics and Statistics*

This latest issue marks a new milestone in the development of *Économie et Statistique*, which now becomes *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, under the sign of continuity and internationalisation, as reflected in the new name.

Articles will continue to appear in French in the print edition of the journal and in its online edition, which can be accessed on the Insee website, free of charge, on the day of publication. The novelty is that the online articles will also appear in English at the same time.

Published by Insee, the journal will continue to present articles on economic and social phenomena, drawing on data from official statistics and other sources, together with articles on statistical and econometric methodology of interest to applied research. The journal will also continue to issues alternating between articles on a variety of topics, and special issues focusing on a particular theme or major official statistical surveys. As part of its effort to reconcile scientific excellence with readability, the journal continues to target a broad and diverse readership which includes students, researchers, methodologists, producers and users of statistical data and political and economic decision-makers.

It intends to go on informing the economic and social debate in France. In today's globalised world, many economic and social phenomena concern advanced economies beyond the borders of France; the same economic and social policy issues often recur, even if the responses may differ at the international, European and national

levels. While many surveys are designed within a European (Eurostat) or international (OECD) context, and official statistics are governed by European regulations, *Economie et Statistique / Economics and Statistics* now seeks to fuel thinking and shed light on these phenomena through national and foreign contributions written from an international perspective.

These questions and phenomena are the subject of forthcoming issues. They include: the financial crisis and its transmission to the real economy ten years later; technical progress and uneven regional development; housing inequality; and the Big Data revolution and the construction of official statistics by European national statistical institutes. The present issue on "Age and generations" looks at differences between public and private sector pensions and intergenerational comparisons of living standards, drawing extensively on data from Insee's Household Expenditure surveys (*enquêtes Budget de famille*). Professor Sir Richard Blundell of University College London, renowned for his work on consumption and savings behaviour, on labour markets, and his contributions to panel data econometrics, has done us the honour of writing the foreword to this issue. Didier Blanchet, the former Editor-in-Chief and a specialist in pensions and demographic issues, returns to the subject of intergenerational equity in the introduction to this issue, a project to which he made a substantial contribution.

A great deal of work has gone into opening up the journal and helping it find its place in the demanding academic world. Founded in 1969, nearly half a century ago, the journal

was initially designed to publish the work of Insee's statisticians and researchers. As of the late 1980s, it began to publish a growing number of articles by authors from outside the Institute. Pierre Morin, Editor-in-Chief from 1993 to 2011, accentuated the policy of opening up the journal and gradually aligned its way of working with that of other scientific journals. Articles undergo thorough review procedures and, in 2003, a scientific council was set up to review the previous year's publications and help define the editorial strategy. Then Didier Blanchet, who directed the journal from 2011 to 2016, set up an editorial board in 2013 to assist the scientific council in selecting articles. The position that the journal now occupies was thus acquired through a constant effort to support

authors, article by article. The editorial team has every intention of continuing this effort.

For more than a quarter of a century, the priorities of the journal have been to open up to a broad range of topics and disciplines rooted in the worlds of official statistics and research. These priorities are confirmed by this latest initiative to open up the journal further still, by attracting authors, including reviewers, and addressing readers outside the French-speaking world, and thus provide *Economie et Statistique / Economics and Statistics* with the means to gain international recognition. □

Laurence Bloch, Editor-in-Chief

Foreword

On the importance of taking a life-cycle view in understanding generational issues

Professor Sir Richard Blundell

Ricardo Professor of Political Economy, University College London

Accurate measurement of the standard of living and of generational comparisons is of growing importance in the policy debate. Are baby-boomers better off than generations born later? How should we compare the standard of living across families of different size? How do individual earnings relate to family income? Are public pensions more generous than private sector pensions?

Snapshot measures of transfers, taxes and pension entitlements can be very misleading and typically do not reflect the reality of either the level or distribution of standard of living. What is required is careful and detailed empirical work on all sources of incomes and outlays for families and for the individuals that make up family units. It is particularly important to take a life-cycle view of incomes, consumption and the standard of living, especially in understanding generational issues.

My own research¹ has stressed the value of combining micro-data measures of earnings, income and consumption for different birth-cohorts to learn how individuals and families ‘insure’ themselves against adverse labour market shocks across their life-cycle. From this analysis we can examine the trade-off between social insurance and self-insurance². A key aspect of recent trends in the standard of living, especially among the poor, has been the growing inequality in the labour market earnings of men³. For men in the UK, low hourly wages and low hours of work increasingly go together. Over the last two decades the growth in tax-credits and female earnings have offset this trend and, for the vast majority of the population, total net household income inequality has been much more stable. But for how long? And what about top incomes? As in other developed economies, the top 1% have been very different. Their share of net total household income increased dramatically.

I would like to emphasise the importance of careful empirical work on detailed individual data with comprehensive treatment of taxes and transfers, placed in a life-cycle setting, for studying changes in the standard of living and for generational comparisons. This is precisely the aim of the papers in this volume. It is great to see this new issue of *Economie et Statistique / Economics and Statistics* address these key issues in research on economic statistics.

1. *Income Dynamics and Life-Cycle Inequality: Mechanisms and Controversies* (2014), *Economic Journal*, 124(576), 289–318.

2. *Labor Income Dynamics and the Insurance from Taxes, Transfers, and the Family*. Joint with Michael Graber, and Magne Mogstad (2015), *Journal of Public Economics*, 127, 58–73.

3. *Two decades of income inequality in Britain: the role of wages, household earnings and redistribution*. Joint with Chris Belfield, Jonathan Cribb, Andrew Hood, and Robert Joyce (2017), IFS Working Paper W17/01 (forthcoming *Economica*).

Avant-propos

L'importance d'une perspective de cycle de vie pour la compréhension des questions générationnelles

Professor Sir Richard Blundell

Ricardo Professor of Political Economy, University College London

Disposer d'une mesure précise du niveau de vie et des comparaisons entre les générations est d'une importance croissante pour le débat sur les politiques économiques. Les *baby-boomers* sont-ils mieux placés que les générations nées plus tard ? Comment comparer les niveaux de vie de familles de différente taille ? Quelle relation entre gains individuels et revenu familial ? Les retraites du secteur public sont-elles plus généreuses que celles du secteur privé ?

Les mesures instantanées des transferts, des taxes et des droits à retraite peuvent être très trompeuses et ne reflètent généralement pas la réalité du niveau de vie ou de sa distribution. Un travail empirique minutieux et détaillé est ainsi nécessaire, sur toutes les sources de revenus et sur les dépenses des ménages et des individus qui composent les unités familiales. Il est très important d'adopter un point de vue de type « cycle de vie » pour analyser les revenus, la consommation et le niveau de vie, particulièrement pour la compréhension des questions générationnelles.

Mes propres travaux¹ ont souligné l'intérêt, pour comprendre la façon dont les individus et les familles « s'assurent » au long de leur cycle de vie contre des chocs négatifs du marché du travail, de combiner des mesures des revenus du travail, de l'ensemble des revenus et de la consommation de différentes cohortes de naissance sur micro-données. Cette analyse permet d'examiner comment s'articulent l'assurance sociale et l'assurance individuelle². Au Royaume-Uni, un aspect clé des tendances récentes du niveau de vie, notamment parmi les pauvres, est l'inégalité croissante des revenus du travail entre les hommes³, pour lesquels de faibles rémunérations horaires et un faible nombre d'heures travaillées vont de plus en plus souvent de pair. Au cours des deux dernières décennies, la croissance des crédits d'impôt et celle des revenus des femmes ont compensé cette tendance, de sorte que, pour la grande majorité de la population, l'inégalité des revenus nets des ménages est restée bien plus stable. Mais pour combien de temps ? Et qu'en est-il des revenus au sommet de l'échelle ? Comme dans les autres économies développées, le 1 % des foyers aux revenus les plus élevés a connu une hausse spectaculaire de sa part du revenu net total des ménages.

Je voudrais insister sur l'importance du travail empirique sur données individuelles détaillées, prenant en compte l'ensemble des impôts et des transferts, dans une optique cycle de vie, pour étudier l'évolution des niveaux de vie et mener des comparaisons entre générations. C'est précisément le but des articles de ce volume et c'est une très bonne chose de voir ce numéro d'*Economie et Statistique / Economics and Statistics* aborder ces questions clés de la recherche sur les statistiques économiques.

1. *Income Dynamics and Life-Cycle Inequality: Mechanisms and Controversies* (2014), *Economic Journal*, 124(576), 289–318.

2. *Labor Income Dynamics and the Insurance from Taxes, Transfers, and the Family*. Joint with Michael Graber, and Magne Mogstad (2015), *Journal of Public Economics*, 127, 58–73.

3. *Two decades of income inequality in Britain: the role of wages, household earnings and redistribution*. Joint with Chris Belfield, Jonathan Cribb, Andrew Hood, and Robert Joyce (2017), IFS Working Paper W17/01 (forthcoming *Economica*).

Traduit de l'original : "On the importance of taking a life-cycle view in understanding generational issues".

Âges et générations : une introduction générale

Didier Blanchet*

Ce numéro rassemble cinq articles consacrés à la comparaison des niveaux de vie selon l'âge et la génération : contributions méthodologiques portant sur les échelles d'équivalence et l'économétrie des pseudo-panels ; premiers résultats pour la France des Comptes de transferts nationaux (CTN) qui ventilent selon l'âge les agrégats de la comptabilité nationale ; comparaisons des droits à retraite entre salariés du public et du privé. On revient sur quatre des questions qu'elles soulèvent. La première est celle du partage entre effets d'âge, de période et de cohorte : la façon de le conduire doit dépendre de la question posée. On plaide ensuite pour une approche plurielle des inégalités intergénérationnelles, consistant à les regarder sous plusieurs angles complémentaires : par exemple, en se référant au revenu monétaire, mais aussi à la santé, à l'accès à l'éducation et à l'emploi ou au logement. On poursuit en examinant le concept de « déficit de cycle de vie » que chiffrent les CTN, c'est-à-dire l'écart entre ce qu'une génération consomme et produit par son travail tout au long de son existence. On discute de son lien avec la question plus large de la soutenabilité, qui est le volet prospectif de la question de l'équité intergénérationnelle. Un critère minimaliste de cette équité pourrait être que chaque génération veille à assurer aux suivantes des conditions de vie aux moins égales aux siennes. On commente enfin les diverses pistes possibles pour la comparaison des droits à retraite dans les secteurs public et privé : la difficulté à mesurer l'effort contributif plaide pour une approche globale faisant masse du salaire direct et de l'ensemble des droits à retraite.

Codes JEL : D31, E01, H55.

Mots clés : âges, générations, soutenabilité, retraites.

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.

* Insee, Direction des études et synthèse économiques (didier.blanchet@insee.fr)

Cette livraison d'*Economie et Statistique* inaugure une nouvelle formule pour la revue, dorénavant *Economie et Statistique / Economics and Statistics* : la publication bilingue systématique de l'ensemble de ses articles de l'édition électronique, en français et en anglais. En gardant l'intégralité de son format traditionnel en français, la revue veut continuer à éclairer le débat économique national, sur la base de travaux réalisés au sein ou à l'extérieur du système statistique public. La publication simultanée en anglais assurera à ces travaux une visibilité internationale plus large. Il faut remercier et féliciter la nouvelle équipe de rédaction d'avoir pris l'initiative de cette nouvelle formule.

Comme par le passé, ces travaux s'inséreront alternativement dans des numéros de mélanges ou des numéros spéciaux thématiques. Le présent numéro est un cas intermédiaire. Il ne s'agit pas d'un numéro spécial à proprement parler qui proposerait un balayage systématique d'une problématique unique. Les études qu'il présente n'en ont pas moins un dénominateur commun qui en a justifié le regroupement, la question de la mesure et de la comparaison des niveaux de vie selon l'âge ou la génération.

Deux articles sont de type méthodologique. L'un, celui d'**Henri Martin**, est consacré à l'évaluation des échelles d'équivalence, sujet récurrent pour la revue (Bloch & Glaude, 1983 ; Glaude & Moutardier, 1991 ; Hourriez & Olier, 1998) et qui constitue une étape indispensable à l'évaluation des niveaux de vie de ménages dont la structure démographique évolue d'une phase à l'autre du cycle de vie. Il met en œuvre l'une des approches possibles de la question, celle qui repose sur les perceptions subjectives du niveau de vie, plutôt que sur des indicateurs indirects tels les parts consacrées aux dépenses alimentaires ou aux dépenses spécifiques aux adultes, indicateurs plus objectifs mais conventionnels et vraisemblablement dépassés. L'intérêt de ce travail est la mise en œuvre de cette méthode sur la dernière édition de l'enquête *Budget de famille*¹, il est aussi de montrer la sensibilité des résultats au choix de spécification qui est retenu, ce qui prêche pour un usage précautionneux de la méthode : ce qu'elle donne est plutôt un éventail des possibles et les travaux de comparaison des niveaux de vie des ménages doivent prendre en compte cette incertitude. L'autre contribution méthodologique est celle de **Marine Guillerm**, qui offre une présentation pédagogique de la méthode des pseudo-panels et de quelques-uns de ses développements techniques récents, avec une application à la relation entre âge, génération et détention de patrimoine. L'article met bien en avant les relations entre pseudo-panels et panels vrais, et la façon dont les premiers peuvent constituer des alternatives intéressantes aux seconds.

Très relié à cet article est celui d'**Hippolyte d'Albis** et **Ikpidi Badji**, qui posent la question du partage entre effets d'âge, de génération et de période pour les revenus et la consommation des ménages observés entre 1979 et 2011. Leur texte s'inscrit dans le cadre d'un projet international, celui d'élaborer des Comptes de transferts nationaux (CTN), également représenté dans le numéro par l'article d'**Hippolyte d'Albis**, **Carole Bonnet**, **Julien Navaux**, **Jacques Pelletan** et **François-Charles Wolff**. L'objectif de ces comptes de transferts est d'aller aussi loin que possible dans la désagrégation des résultats de la comptabilité nationale selon l'âge, sur la base de l'ensemble des données microéconomiques qui le

1. Une présentation des enquêtes Budget de famille est disponible sur : www.insee.fr/fr/metadonnees/source/s1340.

permettent (voir le site du National Transfer Accounts Project² et Nations Unies, 2013). On doit saluer l'ambition de ce travail et souligner son souci de se caler au mieux sur les données de la comptabilité nationale. La comptabilité nationale n'a pas réponse à tout, mais elle a l'avantage de fournir un cadre comptable cohérent auquel on peut ancrer les résultats des sources permettant des analyses à niveau plus fin. C'est ce qui est fait ici. Tel est aussi l'esprit des *Distributional National Accounts* (DINA³) issus des travaux d'Atkinson, Piketty et Saez sur les hauts revenus (Atkinson et al., 2011), progressivement élargis à l'ensemble de la distribution des revenus et à celle des patrimoines. Tel est aussi l'esprit des efforts conduits à l'OCDE pour élaborer des comptes des ménages désagrégés à la fois selon l'âge et la catégorie socio-professionnelle (Fesseau & Van de Ven, 2014), reprenant des travaux conduits et poursuivis à l'Insee depuis le début des années 2000 (Accardo et al., 2009). Dans le cas des CTN, le focus est sur la ventilation par âge exclusivement, qui est à lui seul un sujet à part entière et un enjeu évident dans un contexte de vieillissement de la population et d'adaptation des systèmes de transferts à ce vieillissement. En compensation de la focalisation sur cette seule dimension de l'âge, l'apport du projet est la dimension comparative internationale et la tentative de proposer des séries aussi longues que possible.

L'article qui ouvre ce numéro, par **Patrick Aubert** et **Corentin Plouhinec**, aborde pour sa part un aspect particulièrement débattu de l'équité du système français de transferts intergénérationnels, la comparaison des droits à retraite dans les secteurs publics et privés ; il est accompagné d'un commentaire d'**Antoine Bozio**.

Cette préface ne va pas proposer de discussion systématique de l'ensemble des points qui sont couverts par ces articles. On va s'en tenir à quelques mises en perspective sur quatre des questions qu'ils soulèvent. La première concerne la mise en œuvre des méthodes de pseudo panel et plus spécifiquement la question de l'identification des effets d'âge, de période et de cohorte. Le sujet est d'apparence technique, mais avec des enjeux importants lorsqu'il s'agit de se prononcer sur le caractère plus ou moins « favorisé » des générations qui se succèdent. Le point sur lequel on insistera est l'importance de ne pas aborder la question que sous l'angle économétrique : il faut une réflexion en amont sur la nature exacte de ce que l'on cherche à mesurer. La seconde mise en perspective sera un plaidoyer pour une approche plurielle des comparaisons intergénérationnelles, consistant à les regarder sous plusieurs angles complémentaires. La troisième consistera à faire un lien entre la problématique du « déficit de cycle de vie » chiffré par les CTN et la question de la soutenabilité, qui n'est rien d'autre que le volet prospectif de la question de l'équité intergénérationnelle. On reviendra enfin sur la question de la comparaison intragénérationnelle des règles de calcul des retraites, en prolongeant la discussion qu'en fait Antoine Bozio. Comment comparer deux systèmes de retraite très différents dans leur principe et comment sortir de l'éternel débat sur leur générosité relative ?

2. <http://www.ntaccounts.org/web/nta/show>

3. <http://wid.world/wid-world/>

Effets d'âge, de période et de cohorte : comment et dans quel but les départager ?

Le partage entre effets d'âge, de période et de cohorte est une problématique à laquelle on se trouve systématiquement confronté dès lors qu'on dispose de données par âge en longue période. Cette question est plus ancienne que l'apparition du terme de pseudo-panel. Elle est un sujet traditionnel pour les démographes dont on pourrait dire qu'ils ont longtemps fait du pseudo-panel sans le savoir. Les indices démographiques les plus répandus sont des indices par période construits en agrégeant des données ventilées selon l'âge, mais ce sont très souvent les effets de génération que l'on cherche à lire ou anticiper derrière ces effets de période : quelle sera la descendance finale des générations successives, en quoi l'espérance de vie « du moment » renseigne-t-elle sur l'évolution des durées de vie moyenne par année de naissance ? L'approche démographique de ce problème est longtemps restée descriptive et non-économétrique, à l'aide du type de représentations graphiques qu'on trouve dans les articles de Guillerm et de d'Albis et Badji, représentations graphiques des effets d'âges pour des périodes ou des générations successives qui ont été aussi très utilisées pour l'analyse de variables telles que les taux d'activité ou les profils de salaires par âge.

L'article de Guillerm nous rappelle que le terme de pseudo-panel a une autre origine. C'est dans les années 1970 que sont progressivement devenus accessibles les panels de données microéconomiques qui suivent au cours du temps des unités d'observation élémentaires, ménages aussi bien qu'entreprises. Ce qui était et reste attendu de ces données est de pouvoir aider à résoudre un problème fondamental de l'inférence économétrique sur données en coupe, les biais d'estimation découlant de l'hétérogénéité non observée des unités analysées, lorsqu'elle est corrélée aux variables qu'on cherche à expliquer. Disposer de données en coupe répétée permet de neutraliser cette hétérogénéité en acceptant de la supposer constante dans le temps. Mais ces données de panels « véritables » ne sont pas toujours disponibles, beaucoup de sources statistiques se présentent encore sous forme de coupes indépendantes répétées, sans suivi individuel. Et, lorsque les mêmes individus sont suivis d'une vague à l'autre, un problème auquel on se heurte est celui de l'attrition, qui peut être sélective et elle aussi corrélée au phénomène d'intérêt. Cette attrition conduit souvent à se limiter à des panels courts, qui ne se prêtent pas bien à l'analyse de phénomènes dont on veut analyser le développement tout au long du cycle de vie des unités.

C'est en réponse à ces différentes questions qu'est venue l'idée de voir si des regroupements de données en coupe au sein de cellules homogènes suivies au cours du temps ne pouvaient pas constituer une alternative intéressante, préservant l'essentiel de l'apport des panels vrais tout en répondant à certaines de leurs limites (Deaton, 1985). Le terme de pseudo-panel reprend ainsi la pratique descriptive ancienne de regrouper par cohortes les valeurs successives de données mesurées selon l'âge, mais en l'augmentant d'une problématique économétrique, la mobilisation de ces données pour l'analyse explicative, avec les mêmes attentes que celles qu'on pouvait avoir vis-à-vis des panels vrais. Ce double aspect descriptif et économétrique ressort bien dans les articles de Guillerm et d'Albis et Badji, qui mobilisent à la fois les visualisations graphiques traditionnelles différenciant effets d'âges à période ou à génération données et la modélisation économétrique des phénomènes d'intérêt, le patrimoine dans le premier cas, le revenu et la consommation dans l'autre.

Que l'angle d'attaque soit descriptif ou économétrique, c'est bien le même problème que pose ce partage entre effets d'âge, de période et de cohorte. Dans l'approche descriptive, son expression la plus usuelle est le fait que l'effet apparent de l'âge n'est pas le même selon qu'on le regarde sous l'angle transversal ou sous l'angle longitudinal, qui neutralisent, respectivement, le rôle de la génération ou de la période. L'approche économétrique se heurte à la même difficulté et le reformule en termes d'identifiabilité. Les trois effets d'âge, de période ou de cohorte des modèles « APC » (*Age-Period-Cohort*) ne sont identifiables qu'à un terme linéaire près puisque l'âge est égal à la différence entre la date courante et l'année de naissance.

Le problème ayant été reformulé sous cet angle économétrique, on est évidemment amené à y rechercher des réponses économétriques, c'est-à-dire le choix de contraintes identifiantes qui permettent de lever cette indétermination. Le risque à éviter est celui de n'aborder la question que sous l'angle de la technique économétrique, en perdant de vue la question de base, celle de savoir ce que l'on veut mesurer exactement. La stratégie économétrique à mettre en œuvre dépend de ce que l'on cherche à estimer. L'étude de d'Albis et Badji est une bonne illustration de cette problématique. Selon le cas, on peut choisir de délibérément « charger » l'effet de génération plutôt que l'effet de période en purgeant ce dernier de toute tendance temporelle – c'est ce que fait la méthode de Deaton et Paxson (1994) – ou bien l'inverse.

Savoir laquelle des deux options retenir dépend vraiment de la question posée. Un exemple de cas où il semblerait anormal d'éliminer tout *trend* de l'effet de période est celui des contributions à la productivité. La croissance de la productivité comprend certes une composante générationnelle – l'élévation du niveau de formation initiale des générations successives – mais, pour l'essentiel, il s'agit aussi d'un phénomène de période : des innovations interviennent à chaque période qui, au moins jusqu'à un certain point, bénéficient simultanément et cumulativement à l'ensemble des générations travaillant à cette période. On imagine mal de représenter cette composante par une variable dénuée de toute tendance, qui alternerait entre périodes de croissance ou au contraire de repli. Il faut dans ce cas trouver d'autres façons de résoudre le problème d'identifiabilité, par exemple estimer l'effet de génération à travers l'impact observable du niveau d'éducation de chaque génération.

En revanche, « charger » au maximum l'effet de génération se justifie pleinement si l'objectif est de savoir comment les mêmes progrès de productivité bénéficient aux niveaux de vie des générations successives. À la limite, quand bien même l'élévation du niveau de vie entre générations ne tiendrait qu'à des effets de période sans rien devoir aux caractéristiques propres des générations qui se succèdent, il n'en resterait pas moins que le cumul de tous ces effets de période permettrait bien à chaque génération d'être plus riche que la précédente et c'est ce message-là que l'on veut mettre en avant. Dans ce cas, il faut que ce soit au niveau de la génération qu'on retrouve cette tendance temporelle. C'est ce que font d'Albis et Badji : ils mettent ainsi en évidence, par la méthode APC, sur l'ensemble des cohortes nées entre 1901 et 1979, qu'aucune génération n'a été désavantagée par rapport à ses aînées. Plus précisément, le niveau de vie des *baby-boomers* est supérieur à celui des générations nées avant guerre et inférieur à celui des générations qui les suivent.

Charger au maximum l'effet de génération est aussi ce qu'on ferait si l'on disposait de données longitudinales complètes qu'il suffirait de sommer sur l'ensemble des cycles de vie, dispensant de l'estimation d'un modèle APC : c'est ainsi que l'on procède dans le domaine démographique lorsqu'on attend l'observation complète de ces cycles de vie pour dire ce qu'on été les vraies évolutions par génération du phénomène d'intérêt. Ceci nous rappelle que la raison d'être des modèles APC n'est pas forcément l'identification d'effets de période et de génération en eux-mêmes. On peut n'y voir que des intermédiaires de calcul permettant de donner des messages sur le devenir des générations sans attendre la fin de leurs parcours de vie. Or ceci veut dire passer à une démarche de prévision, pour laquelle il n'y a pas de miracle : une prévision nécessite des hypothèses. L'hypothèse cruciale de l'approche APC est celle de la stabilité des effets d'âge. Elle est nécessaire si l'on veut pouvoir donner des messages sur les cycles de vie globaux de générations dont on n'observe que les fins ou les débuts de vie, au seul vu des informations très partielles dont on dispose à leur sujet. Or l'hypothèse de stabilité de ces effets d'âge ne peut-être qu'une approximation. C'est en particulier le cas pour l'effet sur le revenu du passage à la retraite. L'amélioration des droits à la retraite jusqu'au milieu des années 1980 a plutôt déformé le profil par âge des revenus au profit des retraités, et un mouvement inverse est attendu, à terme, sous l'effet des réformes mises en place depuis la deuxième moitié des mêmes années 1980, avec notamment le passage à l'indexation prix pour les principaux paramètres de calcul des droits à retraite. Tout cela invite à regarder derrière l'économétrie. Pour bien répondre à la question des perspectives de niveau de vie des générations les plus jeunes, le modèle APC n'est qu'un outil indicatif, qui ne peut remplacer des exercices de projection plus approfondis tels qu'on en conduit régulièrement en matière de retraites.

Comparer les générations successives : il faut aussi varier les points de vue

Pour poursuivre sur ce point, signalons les limites – mais aussi l'intérêt – d'une autre approche de cette problématique APC, celle des modèles APCD (*Age-Period-Cohort-Detrended*) citée brièvement à la fin de l'article de d'Albis et Badji, reprise de Chauvel (2013). Cette méthode de décomposition renvoie dos à dos les deux solutions polaires consistant à reporter l'ensemble des effets de tendance soit sur l'effet de période soit sur l'effet de génération, en stationnarisant l'un comme l'autre de ces deux effets. On peut dire que l'idée est de n'évaluer les effets de période et de génération qu'en écart à la tendance générale. On voit facilement sa limite : s'il y a une élévation tendancielle du niveau de vie objectif avec le temps, il semble vraiment difficile d'en faire abstraction dans la comparaison entre générations successives. Pour autant, cette double correction de l'effet de tendance peut jouer un rôle intéressant pour tenter de réconcilier ce message de croissance du niveau de vie et le ressenti des situations intergénérationnelles relatives. On retrouve ici un thème classique des comparaisons de bien-être au cours du temps, le paradoxe énoncé par Easterlin en 1974 selon lequel l'amélioration du niveau de vie objectif mesuré par les indicateurs de la comptabilité nationale ne se retrouve pas dans l'évolution du bien-être subjectif car ce dernier est évalué par les intéressés en écart à leurs aspirations. Dans un tel cas, ce sont les accélérations ou les ralentissements de la croissance qui se traduisent en variation du bien-être ressenti. Les messages du modèle APC et du modèle APCD sont alors complémentaires, l'un pour rendre compte d'une réalité objective, l'autre de la façon dont elle est vécue.

Si l'on va dans cette direction, on peut signaler une autre façon d'introduire cette notion de ressenti relatif dans l'analyse des inégalités intergénérationnelles. On peut, pour chaque génération, regarder à chaque âge de quelle façon elle se situe par rapport aux autres groupes d'âge à la même période (Legris & Lollivier, 1996 ; Blanchet & Monfort, 2002). Imaginons une tendance générale de la croissance qui profite à tous mais avec une génération particulière qui, à chaque période, arrive à profiter d'une part relative plus importante du gâteau instantané : par exemple si elle a bénéficié d'une politique familiale généreuse quand elle était jeune, si elle n'a pas eu à supporter des transferts ascendants trop importants quand elle était active, et si elle bénéficie à la retraite de transferts qui n'ont pas encore été trop révisés à la baisse. Il se pourra très bien que cette génération n'ait pas eu au final un niveau de vie plus élevé que celui de celles qui lui succéderont. Pour autant, le fait qu'elle aura donné l'impression de mieux tirer son épingle du jeu à chaque période de son existence est un élément du constat qui mérite d'être relevé. On notera qu'un phénomène de ce type ressort peut-être de l'article de d'Albis et al. concernant les salaires par âge. Les revenus salariaux croissent d'une période et d'une génération sur l'autre. Mais on constate aussi que la génération 1954 qui avait 35 ans en 1979 était déjà au mode de la distribution des salaires par âge à cette date, et elle était de nouveau à ce mode 10 ans puis 21 ans plus tard en 1989 et 2000, un peu comme si, à chaque date, elle avait réussi à accéder aux postes les plus rémunérateurs du moment. Ce genre de phénomène est sans doute à regarder de plus près, il montre *a minima* l'intérêt de varier les points de vue.

Varié les points de vue peut aussi consister à multiplier le nombre de dimensions du bien-être selon lesquelles on procède aux comparaisons entre générations. On pourra notamment se référer à Clerc et al. (2011) qui le font selon les dimensions du revenu monétaire, de la santé, de l'accès à l'éducation, à l'emploi et au logement. En essayant de désagréger des agrégats de la comptabilité nationale selon l'âge, on peut dire que les CTN, comme les *Distributional accounts* ou les comptes par catégorie sociale répondent à l'une des recommandations qui avaient été faites par le rapport Stiglitz-Sen-Fitoussi pour dépasser les limites de la comptabilité nationale : celle d'aller au delà de la moyenne (Stiglitz et al., 2009). Pour les CTN, cette expression doit s'entendre au sens de « aller au delà des moyennes instantanées » qui, de fait, ne sont pas nécessairement représentatives des vécus de l'ensemble des générations concernées sur l'ensemble de leurs cycles de vie. Mais, un autre aspect de ses recommandations est en revanche ignoré, celui de sortir également de la logique du « tout monétaire ». Une explication possible de l'écart entre le message de d'Albis et Badji et le ressenti de l'inégalité intergénérationnelle peut par exemple découler de ce que les individus pondèrent les conséquences des difficultés d'accès à l'emploi plus fortement que ses seules conséquences monétaires, ce qui semble être un résultat classique de la littérature sur les déterminants du bien-être subjectif.

Déficit de cycle de vie et soutenabilité : quelle relation ?

L'article de d'Albis et al. peut aussi être mis en regard d'un autre aspect du message « stiglitzien », celui qui concerne la mesure de la soutenabilité. La question de l'équité intergénérationnelle et celle de la soutenabilité sont en réalité très liées. Il est en fait assez difficile de s'entendre exactement sur ce que recouvre cette notion d'équité intergénérationnelle, mais, quand on se pose la question

sous l'angle prospectif, celui de l'équité vis-à-vis des générations futures, il y a un critère minimaliste assez simple qui consiste à dire que chaque génération devrait veiller à assurer aux suivantes des conditions de vie au moins égales à celles dont elle a pu elle-même profiter. C'est dans cette perspective que l'on peut interroger le concept de « déficit du cycle de vie », qui est l'un des indicateurs principaux des CTN et qui fournit son titre à l'article. L'idée est de calculer l'écart entre ce qu'une génération consomme et produit par son travail tout au long de son existence. Aux premières phases de son existence chaque génération est consommatrice uniquement, puis elle devient productive et sa production passe au-dessus de sa consommation le temps que dure sa vie active, après quoi sa production revient à zéro et elle redevient consommatrice pure. Ce constat est évidemment banal, l'apport de l'article est la quantification de ce phénomène et surtout l'examen de son évolution au cours du temps, que ce soit sous l'effet des changements de comportements ou bien, au niveau agrégé, en raison de l'évolution du poids relatif des tranches d'âge induit par le vieillissement démographique. La question est de savoir si les générations ont tendance à consommer une fraction de plus en plus importante de ce qu'elles produisent par leur travail, réduisant d'autant ce qu'elles transmettent aux générations suivantes. Ceci peut-il aller jusqu'à une situation de surconsommation dans laquelle des générations consommeraient davantage qu'elles n'ont produit sur leur cycle de vie ?

Cet aspect du projet des CTN est en filiation directe avec une initiative plus ancienne que rappellent les auteurs, les tentatives d'élaboration de comptes par génération par Kotlikoff et co-auteurs. Il y a néanmoins deux différences importantes. La première est que cette démarche se focalisait sur la question des transferts fiscaux, c'est-à-dire la comparaison entre ce que chaque génération apportait et coûtait aux finances publiques, avec l'idée de pouvoir dire « qui paye pour qui ? » au jeu de la redistribution intergénérationnelle. La seconde était le caractère assez militant de la démarche : dénoncer une captation indue des ressources publiques par certaines générations, celles qui auraient pu bénéficier de l'expansion de l'État-providence en laissant une partie de sa charge financière aux générations suivantes (Kotlikoff, 1992). Comme d'Albis et al. le rappellent, la revue *Économie et Prévision* avait consacré voici quinze ans tout un numéro spécial à la discussion de cette approche (Malgrange & Masson, 2002). Les CTN, pour leur part, s'intéressent à l'ensemble de ce que produisent, gagnent en revenus du travail et consomment les générations – elles peuvent à la fois léguer une importante dette publique et de gros actifs privés, c'est la résultante des deux qui importe. Ils le font aussi dans un esprit plus distancié. De fait, le message de l'article se veut modéré, même si le message est que le déficit s'est accru. Il s'est surtout creusé de 1979 à 1989. Exprimé en points de consommation, on est passé d'un excédent de 6.2 % en 1979 à un déficit de 15.3 % en 1989, et il est à peu près stable à ce niveau depuis.

Même s'il est supérieur à une comptabilité limitée aux transferts publics, les messages tirés de l'indicateur peuvent néanmoins appeler quelques précautions, mais qui peuvent jouer dans deux sens opposés. Il y a dans l'indicateur des éléments conduisant à surestimer le problème de soutenabilité et d'autres qui tendent à le sous-estimer.

Côté surestimation tout d'abord. Tel qu'il est défini, le « déficit du cycle de vie » compare la consommation et une production quantifiée par le flux des revenus d'activité reçus au cours de la carrière. On est tenté de lire qu'une génération

pénalise les suivantes dès qu'elle consomme plus qu'elle n'a directement produit par son travail. Ce serait oublier le rôle des revenus du capital.

D'une part, en régime permanent, on peut avoir des situations parfaitement soutenables dans lesquelles chaque génération consomme davantage que le revenu de son travail puisqu'on peut consommer également une partie du revenu du capital sans mise en cause de la soutenabilité. C'est le cas dès que le rendement du capital est tendanciellement supérieur au taux de croissance de l'économie – la fameuse relation « $r > g$ » mise en avant dans les travaux de Piketty (2013). Cette inégalité permet à chaque génération de consommer l'intégralité des revenus de son travail, une partie des revenus du capital, et néanmoins laisser le stock de capital croître à un rythme supérieur ou égal à g , ce qui est une condition suffisante de soutenabilité de cette croissance.

D'autre part, hors régime permanent, les revenus du travail ne représentent pas une part stable de l'ensemble de ce que produit la population active : le partage de la valeur ajoutée se déforme et ceci peut fausser le message d'une comparaison entre la consommation et les seuls salaires. Peut-être ceci joue-t-il pour expliquer ce qu'on observe entre 1979 et 1989. Le point de départ de 1979 est une situation où, suite au premier choc pétrolier, le partage de la valeur ajoutée s'était beaucoup déformé au profit des salaires, d'une façon que les politiques de la décennie 1980 ont cherché et réussi à résorber. L'excédent initial tient peut-être à ce partage atypique de la valeur ajoutée, et sa résorption ultérieure aurait donc plutôt relevé d'un phénomène de retour à la normale.

On voit ainsi ce qu'on peut gagner à regarder les autres termes des équations comptables présentées dans l'article. Mais pousser jusqu'au bout cette question de la prise en compte du capital pourrait aussi bien tirer vers des messages moins optimistes sur la question de la soutenabilité. Si on suit ce qu'en dit le rapport Stiglitz, il convient d'élargir la notion de capital que chaque génération passe aux suivantes à bien d'autres dimensions que celles qui sont suivies par la comptabilité nationale (Blanchet et al., 2009 ; Antonin et al., 2011). Deux principaux candidats à cet élargissement de la notion de capital sont le capital immatériel et le capital environnemental. Le message sur la soutenabilité peut s'en trouver de nouveau inversé : une génération peut avoir consommé davantage que le cumul de ses salaires sur cycle de vie – message négatif – mais moins que l'ensemble de ce qu'elle a globalement produit sur son cycle de vie, une fois incluse la rémunération du capital productif – donc un message positif – et tout en même temps laisser aux générations suivantes un capital plus faible que celui dont elle avait hérité, si le maintien ou l'accroissement du stock de capital productif au sens usuel du terme est plus que contrebalancé par les ponctions sur les actifs naturels.

Bien évidemment, on ne peut reprocher à l'état actuel des CTN de ne pas avoir d'entrée de jeu abordé cette vision élargie de la notion de capital. C'est déjà une grosse étape d'avoir élargi l'approche initiale de Kotlikoff au delà de la seule comptabilité des taxes et transferts. Et, calés sur la comptabilité nationale, ces CTN sont nécessairement limités par les conventions de cette dernière : l'absence de comptabilisation des actifs naturels, une comptabilité balbutiante des actifs immatériels. Dans le même ordre d'idées, d'aucuns pourront voir comme restrictif le fait de limiter la vision de la production à la seule production marchande : décrire comme consommateurs purs des inactifs retraités ignore évidemment

leur production domestique. Un volet du projet des CTN non présenté dans ce dossier vise d'ailleurs à prendre en compte cette production domestique, dans une perspective de comptabilité genrée (d'Albis et al., 2017). Les pistes ouvertes sont ainsi nombreuses, il ne faut pas hésiter à les aborder en sortant du cadre très normé du cœur du système de comptes nationaux.

À cela s'ajoute une dernière remarque. Les auteurs font valoir le caractère dynamique de leur approche, c'est à dire le fait d'avoir réussi à construire des comptes en séries relativement longues, sur 35 ans, ce qui à ce jour n'est le cas que d'une minorité de pays participant au projet. C'est effectivement un plus, mais la fenêtre d'observation reste néanmoins trop courte pour reconstituer de vraies histoires générationnelles. C'est un autre point sur lequel le choix du terme de « déficit de cycle de vie » peut appeler *caveat*, comme l'admettent aussi les auteurs. Il ne s'agit ici que de pseudo-cycles de vie. Pour utiliser de nouveau un vocabulaire de démographe, les déficits qu'on calcule sont transversaux, ceux qu'aurait une génération fictive connaissant toute sa vie durant les conditions de consommation et de production par âge de la période courante. Pour présenter les choses autrement, on peut dire que la notion usuelle de taux d'épargne est, elle aussi, un concept transversal qu'on pourrait vouloir longitudinaliser : lorsque le taux d'épargne instantané baisse, du comportement de quelle(s) génération(s) ceci est-il exactement le fait ? Répondre à cette question serait très intéressant, mais elle a de nouveau une forte dimension prospective et on ne recommanderait certainement pas d'essayer de la traiter par le même genre d'approche APC que l'article de d'Albis et Badji : on voit vraiment mal comment des écarts consommation-production observés, soit en tout début, soit en toute fin, de cycle de vie pourraient fonder une estimation économétrique des écarts des déficits globaux sur cycle de vie des générations concernées. La seule solution est de pousser plus loin l'essai de rétropolation pour les générations les plus anciennes, et la projection pour les générations les plus récentes. C'est d'ailleurs ce qu'étaient amenés à faire les comptes par génération à la Kotlikoff. Les CTN doivent être vus comme ne fournissant qu'une partie de ce qui est requis pour des bilans générationnels complets, celle qui couvre l'observation du passé, à compléter par des exercices de projection du type de ceux qu'on construit pour l'étude des retraites. Ceci nous permet une transition vers le premier des articles du numéro, celui d'Aubert et Plouhinec.

Comparer les droits à la retraite : quels indicateurs privilégier ?

Une dimension importante de ces transferts intergénérationnels sont ceux liés aux dépenses de retraite, sur lesquels la revue a déjà abondamment publié, et encore tout récemment sous cet angle des comparaisons intergénérationnelles (Dubois & Marino, 2015). Ici, la question soulevée est plutôt intragénérationnelle, celle de la comparaison des « générosités » des règles de retraite entre secteur public et privé, sujet éminemment clivant dans le débat public français. On ne peut évidemment pas s'accommoder de comparaisons naïves, telles que la simple mise côte à côte des niveaux moyens de pension des fonctionnaires et des salariés du privé, comme on la voit encore souvent pratiquée. Ce type de comparaison n'a pas de sens puisqu'il s'agit de populations de niveaux de qualifications moyens très différents. Ce type de comparaison n'aurait de sens que si la France avait choisi un système de pension beveridgien visant à attribuer les mêmes niveaux de pension à l'ensemble des retraités quelles que soit leur qualification et quels

qu'aient été leurs emplois et salaires passés. Ce n'est pas sur ce principe qu'a été construit le système de retraite français qui lie étroitement retraite et salaires passés. La comparaison doit donc se faire à salaires identiques, ce qui est fait ici en simulant l'application des règles de l'un ou l'autre système à des cas-types dont on fixe les profils de carrière. Cette façon de procéder n'épuise pas complètement le débat, comme le montre la discussion d'Antoine Bozio, mais elle montre qu'il n'est pas possible d'avoir un discours simple et univoque sur la comparaison des deux types de règles : c'est soit l'un soit l'autre des deux systèmes qui s'avère le plus favorable selon les cas-types examinés.

La comparaison reste cependant limitée à un indicateur, le taux de remplacement. Ici aussi se pose la question de la diversification des points de vue, et aussi celui de l'éventuelle synthèse de ces points de vue par un indice unique. Une première dimension qui manque à l'analyse est celle de la durée pendant laquelle sera servie la pension, qui dépend à la fois de l'âge de liquidation et de l'espérance de vie. Sa prise en compte ne poserait pas de problème technique particulier, et on peut envisager de combiner niveau de pension et durée de service sous la forme d'un indicateur agrégé de droits actualisés à la retraite, ce que la littérature qualifie souvent d'équivalent patrimonial des droits à retraite. Mais ceci ne suffit pas encore : des droits globaux plus forts ou plus faibles selon les catégories ne sont pas forcément synonymes d'inégalité s'ils sont la contrepartie d'efforts contributifs passés plus ou moins marqués. C'est ce que chercheraient à vérifier les indicateurs de rendement du système de retraite ou de « retour » sur cotisations.

Ce dernier type d'indicateur appelle quelques commentaires. Il est assez souvent mis de côté dans le débat français sur les retraites en raison d'une excessive connotation « capitalisation » et au nom de l'argument que, de toute manière, l'égalisation de ces taux de retour sur cotisation ne peut constituer une cible d'équité, ni en intra ni en intergénérationnel.

Ces deux arguments peuvent être réfutés. Pour ce qui est du premier, il est certes vrai que calculer des indicateurs de rendement peut conduire à des messages apparemment défavorables à la répartition. En régime permanent, le rendement moyen que la répartition peut garantir aux assurés est égal au taux de croissance g de l'économie, alors que celui de la capitalisation est en principe le taux d'intérêt r . La capitalisation apparaît donc plus performante que la répartition dès que la condition « $r > g$ » mentionnée plus haut est respectée. Mais il n'y a pas forcément à se refuser à cette comparaison, car elle n'emporte pas nécessairement le message qu'une transition vers la capitalisation serait bénéfique à tous. Il y a d'abord le fait que cette transition pénaliserait les générations de la transition car on ne revient pas de la répartition à la capitalisation sans avoir à supporter une période de double cotisation, ou sans dénoncer au moins une part des droits acquis par les générations déjà arrivées à la retraite. D'autre part, même en régime permanent, la relation $r > g$ peut n'être valable qu'en tendance. L'avantage de la capitalisation se paye alors d'une plus forte sensibilité des pensions servies aux aléas économiques, la crise de 2008 avec la dévalorisation brutale des actifs nous l'a rappelé. Enfin, que g soit proche ou pas de r , le seul fait qu'il reste positif fournit un argument utile à la défense de la répartition : il permet d'invalider la thèse répandue selon laquelle elle est synonyme de cotisation à perte pour les jeunes générations, un discours qui pèse sans doute lui aussi fortement sur le « ressenti » de l'inégalité intergénérationnelle que nous évoquions plus haut.

Quant à l'idée que l'égalisation des taux de rendement n'est pas une norme d'équité, elle est bien sûr tout à fait exacte. La justice sociale légitime tout à fait d'avoir des taux de retour plus élevés pour les catégories moins favorisées – c'est le principe même de la redistribution – ou bien exposées à des contraintes particulières. Mais ceci n'interdit en rien de s'intéresser à ces taux de rendement, c'est même l'inverse. Loin de s'opposer à la logique redistributive, le calcul de taux de retour sur cotisation peut constituer l'un des moyens de gérer cette redistribution, en permettant de vérifier qu'elle joue dans le bon sens, avec un gradient des taux de retour allant en sens inverse de celui des ressources primaires.

Idéalement, c'est cette démarche qu'on aimerait pouvoir appliquer à la comparaison public-privé. Mais on bute dans ce cas d'espèce sur une difficulté dirimante, celle d'une mesure objective de l'effort contributif. Sa mesure n'est déjà pas complètement évidente dans le privé. La démarche usuelle est de l'identifier au taux de cotisation, et plus exactement au taux de cotisation global cumulant contribution du salarié et de l'employeur. Ce qu'il s'agit d'identifier est en effet la part de salaire direct dont se prive le salarié pour assurer le financement de sa retraite future. L'hypothèse que l'on fait est que le coût global du travail est fixé de manière exogène indépendamment du partage légal entre contributions de l'employeur et du salarié. Ce sera particulièrement vrai si le coût global du travail est imposé à l'économie par l'état de la concurrence internationale. Si le salarié veut garder son emploi à coût global du travail donné, il est obligé d'accepter que l'ensemble des deux prélèvements vienne en déduction de son salaire net et c'est donc lui qui est le financeur *in fine* de ses droits à retraite. Mais l'hypothèse peut ne pas être totalement vraie. Et ce calcul ignore le fait que, dans le privé, une part importante des droits à retraite sont financés par des prélèvements non contributifs auxquels ce raisonnement ne s'applique pas : en 2013, les cotisations employeur et salarié n'y couvraient que 72 % des dépenses totales des régimes (Conseil d'orientation des retraites, 2015).

Les problèmes sont encore plus bloquants dans le cas du public. On ne dispose que d'un taux de cotisation apparent du salarié, la contribution de l'employeur public prenant la forme d'une subvention d'équilibre. Peut-on considérer que celle-ci est *in fine* payée elle aussi par le salarié, c'est-à-dire l'idée que, s'il n'avait pas à payer les retraites des anciens fonctionnaires, l'État restituerait à ses salariés l'ensemble des économies ainsi réalisées ? Peut-être serait-ce vrai dans un monde de perméabilité et de concurrence totale entre les marchés du travail des salariés du public et du privé, mais l'hypothèse est forte, bien évidemment.

Cela donne un intérêt particulier à une piste alternative évoquée dans la discussion d'Antoine Bozio, qui permet de contourner cette question de l'effort contributif, au prix d'un élargissement à une comparaison d'ensemble incluant à la fois les salaires et les retraites. La démarche serait de considérer que, dans la rémunération instantanée d'un salarié, il y a deux composantes, un salaire net direct, immédiatement empoché, et un salaire différé, constitué des droits à retraite. Ce qu'on peut alors viser est une comparaison globale de la somme de ce salaire net direct et du salaire différé, toujours en bilan actualisé sur cycle de vie. On élargit de ce fait la question à davantage que les droits à retraite, mais n'est-ce pas le vrai problème auquel il faut s'intéresser dans le cadre de ces comparaisons public-privé ? Si des taux de remplacement plus élevés pour certaines catégories de la fonction publique sont la contrepartie assumée d'un salaire net direct plus faible et/ou de servitudes particulières,

ce type d'indicateur nous donnera le message correct d'équité entre les deux catégories de population en termes de droits globaux actualisés sur cycle de vie. Il n'y aurait inéquité que si l'une ou l'autre des catégories cumulait salaire direct et salaire différé tous deux plus élevés, à qualification et caractéristiques d'emploi identiques. Il y a là un champ à explorer faisant se rejoindre l'analyse des retraites et l'analyse des inégalités de salaire.

Ceci étant, une autre façon de sortir de la suspicion d'inégalité de traitement entre les deux catégories de la population serait d'œuvrer davantage à la convergence des règles des deux types de régimes. À la limite, à règles et modes de financement totalement identiques, la question de la comparaison des deux systèmes de retraites deviendrait un non-sujet, et la comparaison des deux catégories pourrait se réduire à celle des seuls salaires, en laissant au seul salaire le soin de compenser les servitudes particulières des différents emplois. Mais tout ceci est une autre histoire, et serait un chantier de sans doute très longue haleine. □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo, J., Bellamy, V., Gonsalès, G., Fesseau, M., Le Laidier, S. & Reynaud, E. (2009). Les inégalités entre ménages dans les comptes nationaux : une décomposition du compte des ménages. *Insee Références – L'économie française, édition 2009*, pp. 77–101.

d'Albis, H., Bonnet, C., Navaux, J., Pelletan, J. & Solaz, A. (2017). Travail rémunéré et travail domestique : une évaluation monétaire de la contribution des femmes et des hommes à l'activité économique depuis 30 ans. *Revue de l'OFCE*, à paraître.

Antonin, C., Melonio, T. & Timbeau, X. (2011). L'épargne nette réajustée. *Revue de l'OFCE*, 120, 259–287.

Atkinson, A., Piketty, T. & Saez, E. (2011). Top Incomes in the Long Run of History. *Journal of Economic Literature*, 49(1), 3–71.

Blanchet, D. & Monfort, J.-A. (2002). Croissance, transferts et inégalités entre générations. *Économie et prévision*, 154, 79–94.

Blanchet, D., Le Cacheux, J. & Marcus, V. (2009). Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background. Insee, *Document de travail Dese N° G2009/10*.

Bloch, L. & Glaude, M. (1983). Une approche du coût de l'enfant. *Économie et Statistique*, 155, 51–67.

Glaude, M., & Moutardier, M. (1991). Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989. *Économie et Statistique*, 248, 33–49.

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.

Clerc, M. E., Monso, O. & Pouliquen, E. (2011). Les inégalités entre générations depuis le baby-boom. *Insee Références – L'économie française, édition 2011*, pp. 47–66.

Conseil d'orientation des retraites (2015). Les différences de retraite entre salariés du privé et fonctionnaires. *La Lettre du COR* N°12.

Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109–126.

Deaton, A. & Paxson, C. (1994). Saving, Growth, and Aging in Taiwan. In: D.A. Wise (Ed.), *Studies in the Economics of Aging*. NBER/The University of Chicago Press.

Dubois, Y. & Marino, A. (2015). Le taux de rendement interne du système de retraite français : quelle redistribution au sein d'une génération et quelle évolution entre générations ? *Économie et Statistique*, 481-482, 77–95.

Easterlin, R. A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot ? In: P.A. David & M. W. Reder (Eds.) *Nations and Households in Economic Growth : Essays in Honor of Moses Abramovitz*. Academic Press.

Fesseau, M. & Van de Ven, P. (2014). Measuring inequality in income and consumption in a national accounts framework. *OECD Statistics in brief* N° 19.

Hourriez, J. M. & Olier, L. (1998). Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Économie et statistique*, 308-310, 65–94.

Kotlikoff, L. J. (1992). *Generational Accounting: Knowing Who Pays, and When, for What We Spend ?* New-York: The Free Press.

Legris, B. & Lollivier, S. (1996). Le niveau de vie par génération. *Insee Première* N° 423.

Malgrange, P. & Masson., A. (2002). Viabilité des politiques publiques, études de comptabilité générationnelle : présentation générale, *Économie et prévision*, 154, 3–11.

Nations Unies (2013). *National transfers accounts manual : measuring and analyzing the generational economy*. United Nations.

Piketty, T. (2014). *Le capital au XXIème siècle*. Paris: Le Seuil.

Stiglitz, J., Sen, A. & Fitoussi, J.P. (2009). *Richesse des nations et bien-être des individus*. Paris: Odile Jacob.

Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types

Patrick Aubert * et Corentin Plouhinec **

À l'issue du rapprochement des règles entre les régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique, amorcé à partir de la réforme des retraites de 2003, certaines différences subsistent. Outre l'architecture différente des deux régimes, elles concernent notamment la définition du salaire de référence (salaire sur les 25 meilleures années dans le privé ou salaire hors primes sur les 6 derniers mois dans le public).

Nous simulons l'application des deux types de règles à plusieurs carrières types de fonctionnaires d'État. L'impact sur le taux de remplacement n'est pas homogène : pour la génération née en 1955 qui s'apprête à partir à la retraite en 2017, l'application des règles du privé s'avérerait plus favorable pour un cas type d'agent de catégorie B, mais défavorable pour un enseignant, et à peine moins favorable pour un cadre de catégorie A+. Ces résultats découlent du jeu des déterminants des montants de pension avec chaque type de règle : la part des primes dans la rémunération globale pour les régimes des fonctionnaires (plus cette part est élevée, moins le montant de retraite l'est en proportion du dernier salaire), le niveau et la pente de carrière salariale pour les régimes du privé (plus la carrière est ascendante et plus la part des rémunérations au-dessus du plafond de sécurité sociale est importante, moins la retraite est élevée en proportion du dernier salaire).

Un changement de secteur d'emploi en cours de carrière peut avoir un impact sensible et non univoque sur le taux de remplacement. S'il conduit souvent à un taux de remplacement plus bas que celui procuré en étant resté soit fonctionnaire, soit salarié du privé pendant toute sa carrière (à salaires nets identiques à tous âges), il peut exister certaines configurations où le changement de secteur conduit à un taux de remplacement plus élevé : par exemple, pour un cadre fonctionnaire de catégorie A+ qui terminerait sa carrière par une dizaine d'années dans le secteur privé.

Codes JEL : H55, J26.

Mots clés : retraite, taux de remplacement, comparaison public-privé.

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.

* Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites (SG-COR), et Insee division Redistribution et politiques sociales au moment de la rédaction de cet article (patrick.aubert@sante.gouv.fr).

** Drees, Bureau Retraites au moment de la rédaction de cet article (corentin.plouhinec@insee.fr).

Cette étude complète des travaux réalisés en vue de la séance plénière du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014. Nous remercions Yves Guégano, Gwennaél Solard et Magda Tomasini, ainsi que les deux relecteurs anonymes de la revue, pour leurs remarques et suggestions. Nous remercions également Henri Martin, de la Drees, pour l'actualisation des simulations sur cas type.

Le système de retraite français est, comme dans divers pays de l'OCDE¹, caractérisé à la fois par la multiplicité des régimes obligatoires et par la diversité des règles d'acquisition des droits à la retraite et de calcul des pensions. Outre le régime général (la Cnav), le système français compte en effet des régimes de base alignés (salariés agricoles, artisans et commerçants), des régimes spéciaux de salariés (fonctionnaires et certains salariés du secteur privé²), ainsi que des régimes de non-salariés (professions libérales, non-salariés agricoles).

Cette diversité des règles soulève des débats très prégnants sur l'équité entre les régimes – il suffit, pour s'en convaincre, de parcourir par exemple les comptes rendus des débats parlementaires à l'occasion de la dernière réforme des retraites, et constater les références très fréquentes à la situation des régimes spéciaux ou de fonctionnaires. Cela a conduit le législateur à mentionner explicitement cette thématique parmi les objectifs et principes généraux du système de retraite, en disposant que « *les assurés bénéficient d'un traitement équitable au regard de la durée de la retraite comme du montant de leur pension, quels que soient [...] les régimes dont ils relèvent* » (II de l'article L111-2-1 du code de la Sécurité sociale). En outre, le suivi des disparités entre régimes a été souligné comme l'une des missions spécifiques du nouveau Comité de suivi des retraites, puisque l'article de loi qui crée ce comité mentionne que celui-ci devra « *examine[r] la situation du système de retraite au regard, en particulier, [...] de la situation comparée des droits à pension dans les différents régimes de retraite* » (article 4 de la loi n° 2014-40 du 20 janvier 2014). Cette thématique fait par ailleurs régulièrement l'objet d'analyses de la part du Conseil d'orientation des retraites (COR, 2009 ; 2014 ; 2015b ; 2016a et b) et de la Cour des comptes (2003 ; 2016).

Si des questions sur l'équité sont posées par rapport à tous les régimes spéciaux, le débat se centre souvent, compte tenu de leur poids dans le système de retraite français, sur la comparaison entre le régime général, auquel sont affiliés la plupart des salariés du secteur privé, et les régimes de fonctionnaires³. C'est également sur ces régimes qu'est centré cet article.

Au-delà du constat des différences évidentes de règles et d'architecture entre les régimes, qui sont principalement le fruit de l'histoire, la question de l'équité ou de l'éventuelle inéquité de traitement entre fonctionnaires et salariés

du privé⁴ est particulièrement complexe – ne serait-ce que parce qu'elle pose la question des normes d'équité à considérer, qui ne sont pas explicitées dans la loi. Il y aurait, dans tous les cas, peu de sens à réduire la question à celle de l'identité ou de l'uniformité des règles, puisque des règles identiques appliquées à des publics différents ne sont pas toujours une garantie d'équité, tandis que, à l'inverse, une diversité des règles n'implique pas nécessairement des inégalités de retraite. Or les structures de l'emploi, les profils de carrières et les rémunérations varient sensiblement entre les carrières effectuées – en totalité ou en partie – en tant que fonctionnaire ou en tant que salarié du privé.

Ces différences de structure de l'emploi entre secteur privé et secteur public relativisent fortement les comparaisons simples de statistiques descriptives entre secteurs. Ainsi, si les montants de pension sont en moyenne plus élevés pour les anciens fonctionnaires – 2 520 euros par mois en moyenne à la fin 2014 pour les anciens fonctionnaires d'État civils, 1 840 euros par mois pour les anciens fonctionnaires territoriaux et hospitaliers, et 1 770 euros par mois pour les anciens salariés du privé, à l'issue d'une carrière complète et monoaffiliée (Drees, 2016, p. 44) – les écarts s'expliquent en premier lieu par la qualification en moyenne plus élevée de la main d'œuvre dans le secteur public. Ils ne peuvent donc en aucune manière être retenus tels quels pour juger d'une éventuelle « générosité » plus grande des règles de retraite dans les régimes de la fonction publique. De même, les comparaisons de taux de remplacement (qui rapportent pour

1. À titre d'exemple, l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne ou encore le Japon ont un régime particulier pour les fonctionnaires, avec certaines règles spécifiques – en Espagne et au Japon, ce régime a toutefois été récemment fermé aux nouveaux entrants. Dans d'autres pays (par exemple le Canada, les États-Unis, les Pays-Bas, le Royaume-Uni ou la Suède), à côté du système public commun à tous, coexistent des régimes privés en capitalisation, variables d'un employeur à l'autre, et donc distincts entre les employeurs du secteur public et les employeurs du secteur privé (Secrétariat général du COR, 2014a).

2. Régimes structurés sur une base professionnelle (mineurs, marins-pêcheurs, clercs et employés de notaires, salariés des entreprises électriques et gazières, ...) ou mis en place dans certaines entreprises (SNCF, RATP, Banque de France, Opéra de Paris, Chambre de Commerce de Paris, etc.).

3. Le régime général comptait 12.9 millions de retraités de droit direct fin 2014, soit environ 82 % de l'ensemble des retraités des régimes français (salariés et non-salariés, public et privé). Les divers régimes de la fonction publique en comptaient 2.8 millions, soit environ 18 % du total (certains de ces retraités étant par ailleurs également retraités du régime général) (Drees, 2016, p. 9) Les autres régimes spéciaux de salariés comptaient un peu plus de 600 000 retraités de droit direct, soit environ 4 % de l'ensemble.

4. On parlera dans cet article de régimes « des salariés du privé » ou « du (secteur) privé » pour désigner le régime général et les régimes complémentaires Agirc et Arrco. Il s'agit là d'une simplification car certains salariés du secteur public sont également affiliés au régime général, alors qu'à l'inverse certains salariés du privé n'y sont pas.

chaque individu le montant de la pension à la liquidation à celui du dernier salaire) peuvent être trompeuses, même si l'impact des effets de structure sur cet indicateur est sans doute un peu plus faible qu'il ne l'est sur le montant de pension. Ainsi, si les données les plus récentes disponibles témoignent d'une relative proximité des taux de remplacement entre secteurs privé et public – le taux de remplacement médian est, à l'issue d'une carrière complète, légèrement plus faible parmi les assurés qui finissent leur carrière dans le public que parmi ceux qui finissent leur carrière dans le privé (73.9 % et 75.2 % respectivement) pour les nés en 1946 (Senghor, 2015, p. 5) – cette proximité n'est pas un gage d'équité de traitement à caractéristiques identiques. Sachant que le système de retraite réalise une redistribution verticale qui conduit à ce que le taux de remplacement soit en général décroissant avec le niveau de salaire en fin de carrière, on aurait pu par exemple s'attendre à un écart de taux de remplacement médian plus creusé entre les anciens fonctionnaires et les anciens salariés du privé, compte tenu de la qualification – et donc des salaires – en moyenne plus élevés des premiers.

Sans aller jusqu'à entrer dans le débat normatif sur la définition de l'équité, cet article cherche à éclairer les différences de retraite entre fonctionnaires et salariés du privé en illustrant l'effet des règles sur les montants de pension à *carrière salariale donnée*, sur la base de quelques carrières types, et en détaillant les divers mécanismes en jeu. Après avoir rappelé, dans une première partie, les principales différences entre les régimes, nous présentons, dans une deuxième partie, les résultats de simulations consistant à appliquer sur quelques carrières types de fonctionnaires d'État les règles en vigueur dans les régimes du privé. Cette approche par cas type présente l'intérêt de neutraliser les caractéristiques de carrière, et permet donc d'isoler et de détailler les effets propres des règles de calcul des retraites sur les carrières types retenues.

Les différences entre régimes du privé et du public

La question du périmètre

En préambule, il convient de rappeler que l'opposition entre « secteur public » et « secteur privé », comme angle d'analyse pertinent en matière de retraite, n'est pas aussi évidente qu'il n'y paraît.

En effet, le périmètre des régimes de retraite ne recouvre pas tout à fait le périmètre des emplois : certains salariés du public sont affiliés au régime général (contractuels de la fonction publique, ainsi que certains fonctionnaires titulaires) et, à l'inverse, certains fonctionnaires travaillent en détachement dans le secteur privé (DGAFP, 2014a, p. 231 et 389).

En outre, les deux « blocs » ne sont pas homogènes en termes de pratiques d'employeur et de politiques de rémunération (Daussin-Benichou et al., 2014). L'hétérogénéité est particulièrement marquée au sein du secteur privé, notamment entre grands groupes, PME (petites et moyennes entreprises) et TPE (très petites entreprises). Mais elle existe également au sein de la fonction publique, entre l'État, les collectivités territoriales et les hôpitaux par exemple.

Enfin, et surtout, les deux ensembles de « régimes de fonctionnaires » et de « régimes de salariés du privé » ne sont pas non plus totalement homogènes en matière de règles de retraite. Parmi les fonctionnaires, les règles d'âge minimal d'ouverture des droits, par exemple, sont distinctes entre les militaires, les fonctionnaires exerçant des métiers classés comme pénibles ou dangereux⁵ et les fonctionnaires dits « sédentaires », pour lesquels l'âge minimal est identique à celui des salariés du privé. Parallèlement, les règles ne sont pas non plus totalement uniformes pour tous les assurés « du privé ». L'identité des règles de retraite n'y prévaut ainsi que pour la partie de carrière postérieure à 1999. Avant cette date, qui correspond à la mise en place du régime complémentaire unique Arrco, les droits acquis varient – à niveau de salaire identique – selon les règles spécifiques à chaque caisse de retraite complémentaire. Même après 1999, les taux de cotisation à l'Arrco ne sont pas totalement homogènes puisque certains secteurs prévoient encore un taux de cotisation supérieur au taux contractuel. La similarité des règles ne vaut en outre que tant que l'on raisonne hors protection

5. Catégories dites « actives » (pompiers, policiers municipaux, infirmiers, aides-soignants...), « super-actives » (policiers nationaux, surveillants de prison...) ou « insalubres » (égoutiers). Il s'agit de métiers qui, en règle générale, n'ont pas d'équivalent dans le secteur privé. Au 31 décembre 2012, ces catégories représenteraient environ 160 000 agents de la fonction publique d'État (soit environ 12 % des effectifs totaux), 500 000 agents de la fonction publique hospitalière (soit environ 60 % de l'ensemble des titulaires – l'estimation tenant compte du fait que, au 1^{er} décembre 2010, la moitié des infirmiers ont choisi d'être reclassés en catégorie A et ne sont donc plus en catégorie active) et 55 000 agents de la fonction publique territoriale (soit de l'ordre de 5 à 10 % des effectifs) (DGAFP, 2014, pp. 124-127).

sociale complémentaire offerte par certaines entreprises (régimes de retraite supplémentaire, d'indemnités de fins de carrière et de préretraite dites « maison »).

Rappelons par ailleurs que les assurés peuvent changer de régime en cours de carrière. Une partie substantielle des retraités anciens fonctionnaires sont en réalité des polypensionnés, ayant effectué une partie de leur carrière dans le secteur privé, et à ce titre également retraités des régimes de salariés du privé (Aubert et al., 2012).

Les différences de règles

Si l'on fait abstraction de cette question du périmètre des comparaisons, la principale différence entre les régimes « du privé » et « du public » tient à leurs architectures respectives. Les régimes du privé sont construits en étages, avec juxtaposition d'un régime de base en annuités (le régime général), de régimes complémentaires en points (l'Arrco et l'Agirc), et éventuellement de régimes supplémentaires professionnels, dont les modalités peuvent être très variées (ces régimes ne sont pas légalement obligatoires et ne concernent donc que les entreprises ou les branches qui ont choisi de les mettre en place). Une distinction est en outre faite selon le niveau des rémunérations annuelles : la partie des rémunérations en-deçà du plafond de sécurité sociale (38 616 euros annuels en 2016) est concernée par le régime de base, le régime complémentaire Arrco et l'éventuel régime supplémentaire d'entreprise, tandis que la partie des rémunérations au-delà de ce plafond n'est concernée que par les régimes complémentaires (l'Arrco ou l'Agirc, selon que l'assuré est non cadre ou cadre) et éventuellement supplémentaires.

À l'inverse, les régimes de la fonction publique (régime des fonctionnaires d'État, CNRACL pour les fonctionnaires territoriaux et hospitaliers, FSPOEIE pour les ouvriers de l'État), qui fonctionnent en annuités, sont des régimes intégrés, c'est-à-dire qu'un régime unique joue le rôle des trois étages des régimes du privé à la fois⁶. Le taux de liquidation retenu dans ces régimes est donc plus élevé : pour une carrière complète, il est égal à 75 % du salaire de référence dans le régime de la fonction publique, contre 50 % dans le régime général. Un régime additionnel (le RAFF), fonctionnant en point et en capitalisation, a par ailleurs été créé en 2005, mais ce nouveau régime ne peut pas être

considéré comme l'exact pendant pour les fonctionnaires des régimes complémentaires des salariés du privé, car il s'applique à une assiette de rémunération totalement dissociée de celle des régimes intégrés.

Pour bien comprendre les différences entre régimes, il est nécessaire de rappeler au préalable les formules de calcul des pensions. Celles-ci s'expriment, dans les régimes en annuités, de la manière suivante :

$$\text{Pension} = \text{taux de liquidation} \times \text{coefficient de proratisation} \times \text{salaire de référence.}$$

Dans les régimes en points, la formule est en revanche :

$$\text{Pension} = \text{coefficient d'abattement} \times \text{nombre de points} \times \text{valeur de service du point.}$$

Le taux de liquidation dans les régimes de base, tout comme le coefficient d'abattement dans les régimes complémentaires, expriment la modulation du montant de pension selon l'âge de départ à la retraite et selon la durée validée dans les régimes de base, par le biais d'une décote ou d'une surcote appliquées par rapport à un taux de référence. Il est donc déterminé par les paramètres d'âge d'ouverture des droits (l'âge minimal à partir duquel l'assuré peut partir à la retraite), de durée requise pour le taux plein (la durée validée minimale permettant de ne pas se voir appliquer une décote) et d'âge d'annulation de la décote. Le coefficient de proratisation, dans les régimes en annuités, exprime la proratisation du montant de pension en fonction de la durée validée dans le régime ; il est donc déterminé par la durée de référence pour une carrière complète, qui définit la durée permettant d'avoir une proratisation de 100 %, et par les modalités de calcul de la durée validée dans le régime. Cette dernière est plus large que la durée des périodes d'emploi : elle inclut également des périodes de non-emploi involontaire (chômage, maladie, etc.) validées pour la retraite, ainsi que des majorations de durée (octroyées notamment au titre des enfants de l'assuré). Enfin, le salaire de référence dans les régimes en annuité dépend de tout ou partie des salaires bruts perçus en cours de carrière. Il ne dépend donc pas des taux de cotisations qui ont été appliqués à ces salaires, alors que le nombre de

6. On ne parle pas ici de l'étage supplémentaire constitué par les régimes d'épargne retraite individuelle (PERP, PREFON, COREM, etc.), qui sont du seul ressort des individus.

points acquis dans les régimes en points dépend, quant à lui, des cotisations versées.

Les récentes réformes des retraites, depuis 2003, ont rapproché un certain nombre de ces paramètres entre les régimes du public et ceux du privé (COR, 2015b, pp. 5-6). Ainsi, les règles sont, sous l'effet de la réforme de 2003, aujourd'hui les mêmes pour la durée d'assurance requise pour le taux plein (elles l'étaient également avant la réforme de 1993), pour la durée de référence au dénominateur du coefficient de proratisation (cette durée est identique depuis 2008 à la durée requise pour le taux plein, mais elle différait de cette dernière entre 1993 et 2008) et pour l'âge légal minimal de départ à la retraite de droit commun (qui a toujours été identique entre régimes du public et du privé – les seules différences concernant les dérogations accordées à certaines catégories). Les modalités de revalorisation des pensions sont en outre identiques depuis 2004 entre les régimes intégrés de la fonction publique et le régime général.

Pour d'autres paramètres, les différences entre régimes se réduisent progressivement, mais le processus de convergence a été étalé sur une durée plus longue, et n'est donc pas encore achevé à ce jour. Ainsi, l'âge d'annulation de la décote (réforme de 2003) et les taux de cotisation à la charge des salariés (réforme de 2010) ne seront totalement alignés qu'à partir de 2020.

Certaines différences subsistent cependant : la définition du salaire de référence pour le calcul de la pension (salaires sous plafond des 25 meilleures années au régime général et traitement des 6 derniers mois hors primes pour les fonctionnaires) et les taux de cotisation employeurs (voir ci-après), mais aussi la mesure de la durée validée (durée calendaire pour les fonctionnaires, durée définie à partir d'un seuil de revenu salarial annuel pour les salariés du privé), les possibilités de départ anticipé à la retraite et de majorations de durée validée spécifiques à certaines catégories (militaires et fonctionnaires civils des catégories dites « actives »), les majorations de durée pour enfant (2 années par enfant pour les mères salariées du privé, contre un an – sous certaines conditions – ou 6 mois pour les fonctionnaires selon que l'enfant est né avant ou après 2004), les majorations de pension pour les familles nombreuses (majoration de pension pour les parents d'au moins trois enfants égale à 10 % quel que soit le nombre d'enfants dans les régimes du privé, mais augmentant pour les enfants au-delà du troisième dans les régimes de

la fonction publique), les minima de pension (le montant du minimum garanti dans la fonction publique est plus élevé que le minimum contributif au régime général), les taux de rendements des régimes complémentaires ou additionnel⁷, ou encore les conditions d'éligibilité et les modalités de calcul des pensions de réversion (Secrétariat général du COR, 2014b ; COR, 2015b ; Cour des comptes, 2016).

Le calcul du salaire de référence peut paraître plus favorable dans les régimes du public puisque, pour des profils ascendants de carrières salariales, la moyenne des 6 derniers mois est toujours plus élevée que celle des 25 meilleures années. Cet « avantage » est néanmoins tempéré par le fait que le salaire de référence pour la retraite des fonctionnaires n'est calculé que sur une partie de leurs rémunérations. Celles-ci se décomposent en effet en une partie « principale » (le traitement indiciaire de base, dépendant de l'indice du fonctionnaire, donc pour l'essentiel de son grade et de son ancienneté) et une partie « accessoire » (primes⁸, indemnités liées à la résidence, à la mobilité ou aux heures supplémentaires, supplément familial de traitement, etc.). Or seule la partie principale des rémunérations est prise en compte pour le calcul du montant de retraite dans le régime intégré des fonctionnaires. Leur taux de remplacement, qui rapporte la première pension à la dernière rémunération totale, est donc déterminé pour l'essentiel par la part des primes, et est d'autant plus faible que cette part est élevée.

La partie « accessoire » des rémunérations représentait, en moyenne en 2012, entre un cinquième et un quart de la rémunération totale des fonctionnaires (DGAFP, 2014a, pp. 160 et 186). Entre la génération née en 1940 et celle née en 1955, cette partie accessoire, observée en fin de carrière, a relativement peu changé parmi les enseignants (qu'ils soient de catégorie A ou B)

7. Le « taux de rendement instantané » donne le montant de la rente viagère que l'assuré est susceptible d'obtenir en contrepartie d'un euro de cotisation effectif, s'il liquidait son droit à la retraite juste après l'avoir acquis. Dans un régime en point, il est défini comme le rapport entre la valeur de service du point et sa valeur d'achat, multipliée par l'éventuel pourcentage d'appel. En 2015, le taux rendement instantané à l'Agirc et à l'Arrco est de 6.56 % en cas de départ au taux plein ou, en tenant compte des cotisations spécifiques non génératrices de droits (cotisations AGFF et, pour les cadres, CET) de 5.21 % pour un non-cadre et de 5.03 % pour un cadre pour la tranche en dessous du plafond de sécurité sociale. Au RAFFP, ce taux est de 3.90 % en cas de départ à 62 ans et 4.76 % en cas de départ à 67 ans.

8. Les primes dans la fonction publique désignent une composante permanente du total des rémunérations ; elles ne sont donc pas assimilables aux « primes » versées ponctuellement par certains employeurs dans le secteur privé.

et les agents de catégorie C en catégorie active (gardiens de prisons, etc.), mais elle a à l'inverse sensiblement et régulièrement augmenté parmi les autres catégories de fonctionnaires, de + 5 à + 10 points de pourcentage entre les générations 1940 et 1955 (DGAFP, 2014b). Notons qu'une hausse du traitement indiciaire peut avoir lieu en toute fin de carrière et impliquer un montant de retraite plus élevé, ce qui est parfois qualifié de « coup de chapeau ». Une étude statistique de la Drees semble montrer que ce phénomène n'est cependant pas massif : par exemple, entre les 5 avant-dernières années et la dernière année de carrière, l'indice des fonctionnaires n'a augmenté, pour la génération née en 1942, en moyenne que de 4.3 %. L'augmentation ne dépasse 10 % que pour moins d'un fonctionnaire sur dix (Chantel & Collin, 2014).

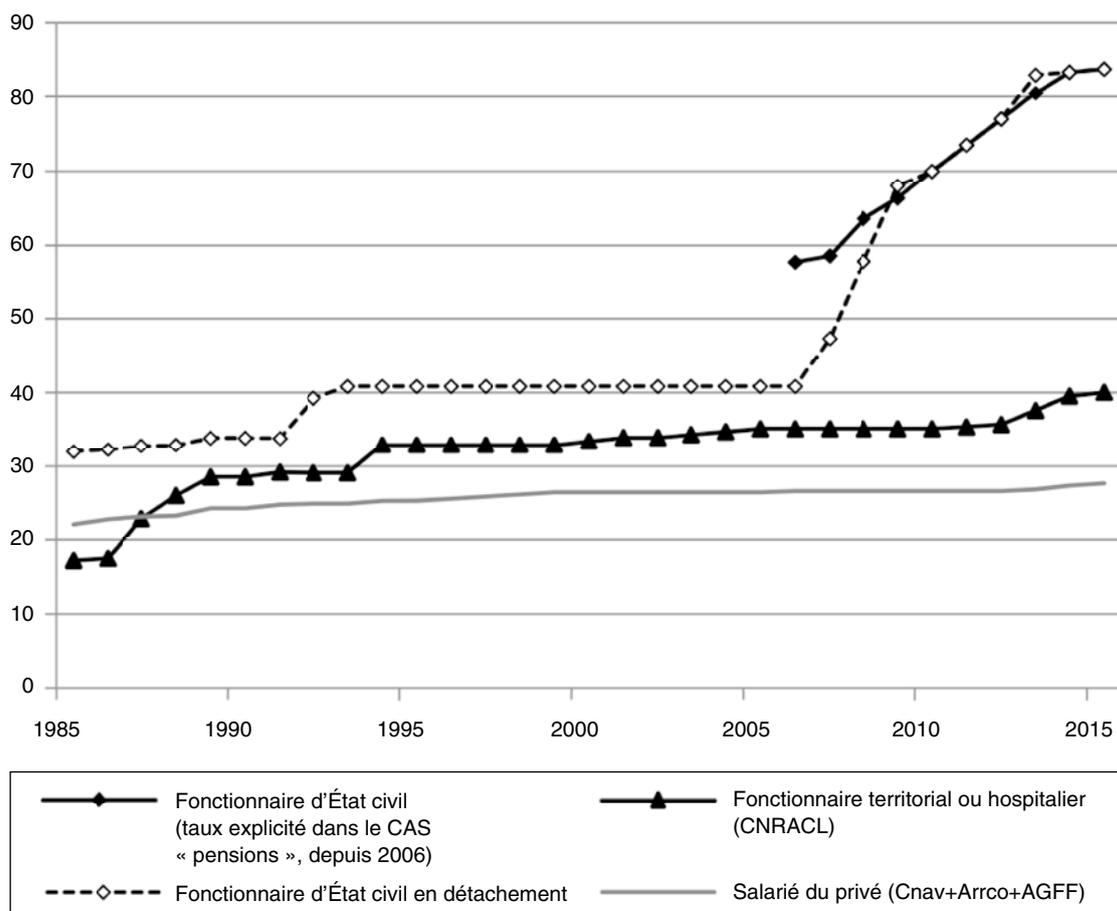
Une difficile estimation des efforts contributifs

Les taux de cotisation diffèrent entre salariés du privé et fonctionnaires, mais aussi entre fonctionnaires d'État civils, militaires et fonctionnaires territoriaux et hospitaliers. Leur analyse représente un écueil important pour les comparaisons entre régimes.

Une comparaison simple des taux de cotisation légaux (part salariale + part employeur) fait apparaître des écarts très élevés : en 2015, le taux est, par rapport à un salarié du privé non-cadre, de 14 points plus élevé pour un fonctionnaire territorial ou hospitalier, et de 57 points plus élevé pour un fonctionnaire d'État civil (figure I).

Figure I
Taux de cotisation pour la retraite (part salarié + part employeur) depuis 1985

En % de l'assiette de cotisation



CAS « pensions » = *compte d'affectation spéciale « pensions »*.

Note : les cotisations pour la retraite sont assises sur le traitement indiciaire pour les fonctionnaires, et sur les rémunérations en dessous du plafond de sécurité sociale (pour un non-cadre) pour les salariés du privé. Voir Complément en ligne C1.

Lecture : en 2015, les cotisations salariales et employeurs prélevées pour la retraite d'un fonctionnaire territorial ou hospitalier représentaient 40 % de son traitement indiciaire brut.

Source : législation.

Une telle comparaison n'est toutefois guère pertinente, puisque les assiettes de cotisation diffèrent et ne représentent qu'une partie de la rémunération globale. Si on rapporte les cotisations à une assiette plus comparable, à savoir la rémunération globale y compris charges patronales, les écarts de taux de cotisation apparaissent nettement atténués (en 2013, 15.5 % pour les salariés du privé, contre 23.5 % pour les fonctionnaires hospitaliers et territoriaux, 35.9 % pour les fonctionnaires d'État civils et 42.2 % pour les militaires). Cependant, même rapportés à une assiette harmonisée, la comparaison des taux de cotisation est à interpréter avec précaution, du fait des différences de structure de financement des régimes – les régimes du public étant financés quasi-exclusivement par des cotisations sociales, alors que le régime général reçoit d'autres sources de financement (Secrétariat général du COR, 2014b ; COR, 2015b et 2016a, pp. 102-104).

Plus fondamentalement, les cotisations ne donnent qu'une vision partielle des efforts contributifs des salariés (voir complément en ligne C2). En effet, certains pourraient accepter un niveau de salaire plus bas dans un secteur en contrepartie de règles de retraites qu'ils percevraient comme plus généreuses ; la réduction de salaire consentie peut alors être vue comme une forme de contribution au financement de la retraite, dont il faut tenir compte. Les comparaisons de retraite, si l'on souhaite raisonner en termes de contributivité des systèmes, doivent ainsi prendre en compte les différentiels de salaire « toutes choses égales par ailleurs » entre secteurs, ce qui rend l'analyse très complexe, car certaines composantes ne sont pas observables, notamment la productivité effective des salariés. L'analyse se révèle alors très théorique, reposant nécessairement et fortement sur des hypothèses conventionnelles. Elle ne s'avère jamais véritablement concluante.

Pour cette raison, la deuxième partie de cet article se centrera uniquement sur les montants de pension, et plus précisément les montants rapportés au dernier salaire – c'est-à-dire les taux de remplacement. Faute de pouvoir déterminer, pour chaque fonctionnaire dont on observe la carrière salariale au sein de la fonction publique, ce qu'aurait été sa carrière et ses rémunérations dans le secteur privé, l'effet des règles de retraite est illustré en raisonnant à *carrière salariale donnée*, c'est-à-dire en supposant identiques dans les deux secteurs les salaires perçus à chaque âge.

Les disparités de montant de retraite pour quelques carrières types

L'analyse va consister ici à simuler alternativement les règles du public et du privé sur quelques carrières salariales types, en se basant sur celles que le Conseil d'orientation des retraites (COR) a développées et utilise fréquemment dans ses analyses.

Le COR a élaboré huit carrières types, dont quatre de monoaffiliés du régime général et quatre de monoaffiliés fonctionnaires d'État. C'est sur trois de ces dernières que seront menées les simulations. L'application des règles des régimes de la fonction publique aux carrières des salariés du privé présenterait en effet la difficulté de devoir imputer au préalable, de façon purement conventionnelle, une décomposition de leurs salaires en traitement de base et primes. Il est en revanche aisé de simuler l'application des règles des régimes des salariés du privé sur les carrières salariales des cas types de fonctionnaires – puisqu'il suffit pour cela de connaître leurs rémunérations totales. Ces simulations sont, en pratique, réalisées au moyen de l'outil de calcul des montants des pensions de retraite CALIPER développé par la Drees (voir complément en ligne C3). Il est possible, en outre, de ne simuler l'application de ces règles que pour une partie, plus ou moins longue, de la carrière et, ainsi, d'illustrer l'impact propre de la polyaffiliation en cours de carrière aux différents régimes des salariés du public et du privé.

L'approche par cas type ne suffit pas ni ne vise à donner une vision globale, sur l'ensemble des fonctionnaires, des effets de l'application mécanique des règles de la Cnav, de l'Arcco et de l'Agirc. Son ambition est de bien détailler les mécanismes en jeu, sur l'exemple de quelques carrières mono- ou polyaffiliées, et d'illustrer la sensibilité des résultats à certaines hypothèses de modélisation. Une vision plus globale nécessiterait, en revanche, de mener les simulations sur un échantillon représentatif de cette population, afin de tenir compte du poids de chaque type de carrière. En conséquence, cet article est complémentaire et doit être lu en regard des autres analyses existantes sur données représentatives – que nous évoquerons en conclusion de l'article.

Les profils des carrières types considérées

Les cas types correspondent, en pratique, à des assurés à carrière complète et sans interruption, appartenant à diverses catégories de fonctionnaires d'État : un agent sédentaire de catégorie B, avec une part des primes⁹ dans la rémunération totale de l'ordre de 20 % en fin de carrière (cas type 5) ; un enseignant, à faible part de prime – de l'ordre de 10 % en fin de carrière – (cas type 6) ; enfin, un cadre de catégorie dite A+ à part de prime élevée, de l'ordre de 33 % en fin de carrière (cas type 7). Les résultats présentés ici portent donc uniquement sur des fonctionnaires de catégorie sédentaire, pour lesquels les règles en matière d'âge d'ouverture des droits et de durée d'assurance requise sont identiques à celles des salariés du privé à partir de la génération née en 1948.

L'approche retenue pour construire les cas types est intermédiaire entre une approche purement théorique, consistant à choisir des situations types individuelles de manière conventionnelle, et une approche purement statistique, consistant à extraire d'un échantillon de données observées un certain nombre de carrières réelles qui seraient « représentatives » de toutes les autres (Secrétariat général du COR, 2013 ; COR, 2015a, pp. 142-148). Il s'agit plus précisément de s'appuyer sur des analyses statistiques des situations individuelles réelles, pour en déduire un certain nombre de caractéristiques réalistes des carrières, et dégager ainsi quelques cas types stylisés qui soient plus simples que les situations réelles sans être définis de façon complètement *ad-hoc*.

En pratique, l'élaboration des carrières types s'appuie sur une analyse statistique menée par la DGAFP en exploitant le panel des agents de l'État de l'Insee (Flachère & Schreiber, 2013). Cette analyse a consisté à définir, pour chaque cas type, des catégories d'individus correspondantes (« contrepartie empirique »), puis, sur ces catégories, à estimer un profil de salaire et de part de prime à chaque âge à partir des moyennes observées pour une génération ayant achevé ou quasiment achevé sa carrière (en l'occurrence la génération 1950, observée jusqu'en 2006). La contrepartie empirique pour le cas type d'agent sédentaire de catégorie B regroupe pour l'essentiel des secrétaires administratifs, contrôleurs, greffiers et techniciens supérieurs (les instituteurs et policiers de catégorie B sont en revanche exclus), celle pour l'enseignant regroupe les professeurs agrégés ou certifiés, et celle pour l'agent de catégorie

A+ des magistrats, des commissaires de police, des cadres dirigeants d'administration centrale et des services déconcentrés, des ingénieurs, des administrateurs civils, etc.

Pour les autres générations que celle née en 1950, les traitements indiciaires *relatifs* (c'est-à-dire exprimés en proportion du salaire moyen par tête de l'année) et les parts de prime à chaque âge sont supposés constants et égaux à la valeur observée pour la génération 1950 (figures II et III). Cette hypothèse est de nature conventionnelle ; elle ne tient pas compte, sur le passé, de l'évolution effective de la politique de rémunération dans la fonction publique d'État, et notamment de l'évolution effective de la valeur du point d'indice. Elle ne permet pas non plus de relater les hausses des taux de primes observées au cours des 10 à 15 dernières années (DGAFP, 2014b).

L'effet des règles des différents régimes

Le tableau 1 présente les taux de remplacement à la liquidation, c'est-à-dire le rapport entre la première pension et le dernier salaire total (y compris primes etc.) perçus par l'assuré – pension et salaire étant tous deux calculés nets de cotisations sociales – pour les cas types de fonctionnaires d'État de la génération 1955, sur le point de prendre leur retraite à taux plein en 2017. Pour fixer les idées, les derniers salaires nets s'élèvent à environ 2 600, 3 600 et 6 800 euros par mois respectivement pour les cas types d'agent de catégorie B, d'enseignant et de cadre A+. Les taux de remplacement sont calculés à la fois selon que l'on applique les règles des régimes de fonctionnaires (régime de base de la fonction publique d'État et RAFP) ou bien celles des régimes de salariés du privé (Cnav et Arrco pour les trois cas types considérés et, en outre, pour les cas types d'enseignant et de cadre A+, Agirc).

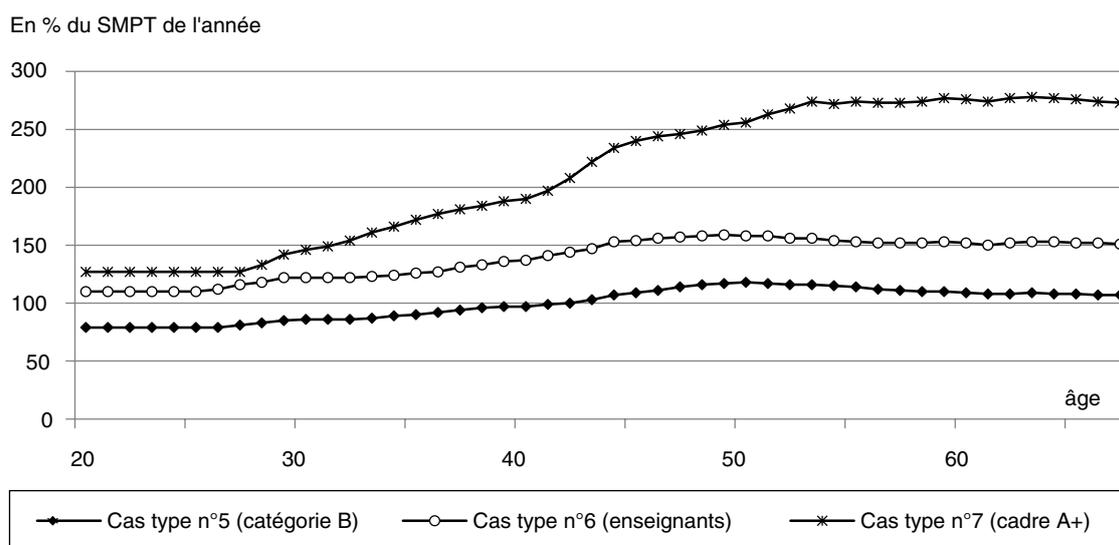
Pour l'application des règles du privé, plusieurs hypothèses de modélisation sont retenues, selon le taux de cotisation appliqué dans les régimes complémentaires Agirc et Arrco et selon que l'on considère que l'application des règles du privé aux fonctionnaires s'effectue à salaires bruts ou bien à salaires nets identiques à chaque âge (complément en ligne C1).

9. Le terme de « prime » est utilisé ici par abus de langage pour désigner l'ensemble des rémunérations hors traitement indiciaire (y compris indemnités, heures supplémentaires, etc.).

Comme on l'a déjà signalé, les règles de calcul des retraites dans les régimes de fonctionnaires sont souvent perçues comme plus généreuses du fait du taux de liquidation de 75 % pour une carrière complète, contre 50 % au régime général, et du calcul du salaire de référence sur les 6 derniers mois plutôt que sur les 25 meilleures

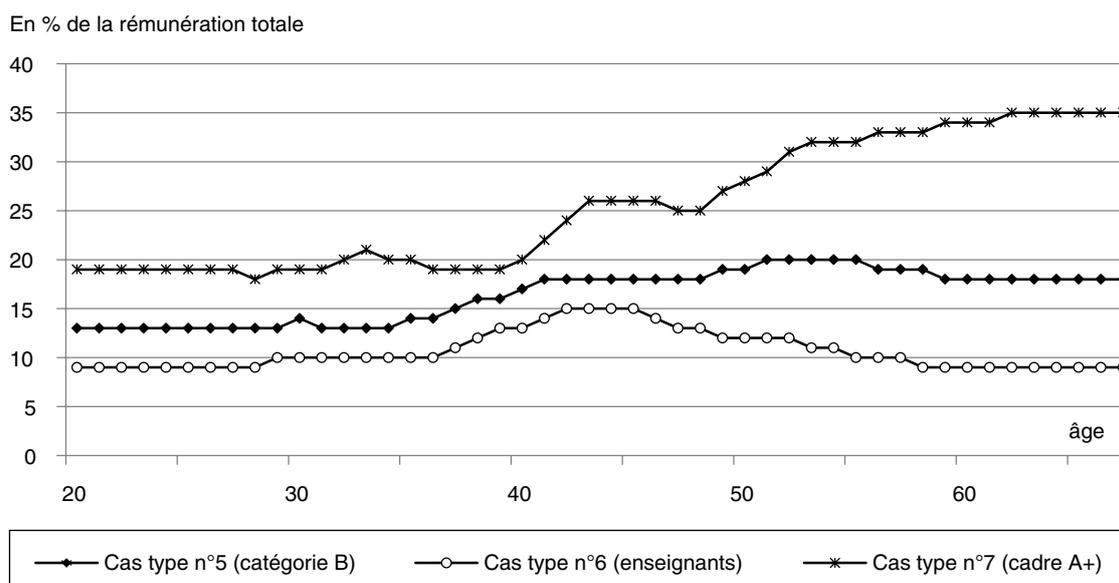
années de carrière. Mais cet avantage apparent est en réalité nuancé par le fait que le salaire de référence n'est calculé que sur la base du salaire *hors primes* (la prise en compte des primes par le régime additionnel de retraite – RAFP – jouant très peu sur le taux de remplacement, car elle n'est que partielle et ne s'applique que

Figure II
Rémunération totale, relative au salaire moyen par tête de l'année, des cas types de fonctionnaires d'État



Lecture : le salaire à 60 ans du cas type d'enseignant (n°6) est égal à 152 % du salaire moyen par tête (SMPT).
Source : COR (2015a, pp. 146-148).

Figure III
Part de primes dans la rémunération totale des cas types de fonctionnaires d'État



Lecture : à 60 ans, les primes (y compris indemnités et rémunérations annexes, etc.) représentent 9 % de la rémunération globale du cas type d'enseignant.
Source : COR (2015a, pp. 146-148).

depuis 2005 seulement). À rémunération totale donnée, le montant de pension est donc mécaniquement d'autant plus faible que la part des primes dans la rémunération est élevée. Le taux de remplacement est ainsi, pour la génération qui s'apprête à sortir d'activité (née en 1955), plus bas pour le cadre A+ (taux de remplacement de 54 % pour une part de primes de 33 % en fin de carrière) que pour l'agent de catégorie B (taux de remplacement de 69 % pour une part de primes de 20 %), et plus bas pour ce dernier que pour l'enseignant (taux de remplacement de 77 %, pour 10 % de primes dans les rémunérations globales en fin de carrière)¹⁰.

L'exclusion partielle des primes dans le calcul des pensions de la fonction publique peut impliquer que les règles du privé soient moins favorables que celles du public si la part de primes est faible, et réciproquement. Ainsi, le taux de remplacement du cas type d'enseignant (cas n°6) est plus élevé que ce qu'il serait si les règles de la Cnav, de l'Arrco et de l'Agirc lui étaient appliquées (entre 65 et 76 % selon les conventions retenues), alors que le cas type d'agent sédentaire de catégorie B (cas n°5), dont la part de primes est double de celle de l'enseignant, a un taux de remplacement inférieur à ce qu'il aurait si les règles des régimes de salariés du privé lui étaient appliquées (69 % vs. entre 72 et 84 %).

Toutefois, la relation n'est pas systématique. Malgré son taux de prime encore plus élevé que celui de l'agent de catégorie B, et le faible taux de remplacement qui en découle dans la fonction publique, le cadre de catégorie A+ (cas n°7) né en 1955 resterait très légèrement avantagé par les règles des régimes de fonctionnaires

comparativement à celles du privé – sauf si ces dernières lui étaient appliquées sous l'hypothèse d'une cotisation à l'Agirc et à l'Arrco au taux maximal (auquel cas son taux de remplacement serait de 55 % du dernier salaire net, y compris primes, soit un point de plus qu'avec les règles de retraite de la fonction publique). Ce résultat n'est surprenant qu'en apparence car, si ce cas type possède les caractéristiques de carrière associées à un faible taux de remplacement dans la fonction publique, il possède également celles qui conduisent à un plus faible taux de remplacement avec les règles du secteur privé, à savoir un profil de carrière salarial très ascendant et une partie importante de ses rémunérations situées au-dessus du plafond de sécurité sociale. Le calcul du salaire de référence à la Cnav comme une moyenne sur une partie de la carrière désavantage en effet, en termes de taux de remplacement, les assurés pour lesquels l'écart est le plus fort entre le dernier salaire et le salaire moyen de référence, donc notamment les assurés qui ont une pente de carrière salariale fortement ascendante. Par ailleurs, le fait que le montant de pension prenne en compte toutes les années de carrière dans les régimes complémentaires Arrco et Agirc, alors qu'il ne retient que les 25 meilleures années au régime général, a pour conséquence que le taux de remplacement

10. Dans la fonction publique d'État, le taux de prime tend généralement à augmenter avec le niveau de traitement, et est donc d'autant plus élevé que les fonctionnaires sont qualifiés. Ce diagnostic ne vaut néanmoins que sur le champ hors enseignants, ces derniers – qui sont très qualifiés tout en ayant une part de primes faible – représentant une partie importante des effectifs de fonctionnaires d'État. Par ailleurs, la corrélation entre niveau de traitement et part de primes ne semble pas se vérifier au sein des enseignants, ni parmi les fonctionnaires non enseignants en catégorie active (Flachère & Pouliquen, 2012).

Tableau 1

Taux de remplacement net à la liquidation en % pour les cas types de fonctionnaires d'État selon diverses règles de calcul des retraites du public et du privé (génération née en 1955)

Cas type	Règles Fonction publique	Règles Cnav-Agirc-Arrco					
		si équivalence salaire brut :			si équivalence salaire net :		
		Taux de cotisation Arrco et Agirc max	Taux de cotisation Arrco et Agirc min	Taux de cotisation Arrco et Agirc moyen	Taux de cotisation Arrco et Agirc max	Taux de cotisation Arrco et Agirc min	Taux de cotisation Arrco et Agirc moyen
Catégorie B (cas n°5)	69	84	73	76	83	72	75
Enseignant (cas n°6)	77	76	65	69	75	65	69
Cadre A+ (cas n°7)	54	56	49	52	55	49	51

Note : hypothèse de départ au taux plein (à 62 ans pour les trois cas types). Règlementation en vigueur en juin 2016.

Lecture : le taux de remplacement net à la liquidation pour un fonctionnaire d'État de catégorie B (cas n°5) né en 1955 est de 69 %. Si l'on appliquait les règles de retraite du secteur privé à ce cas type, en supposant qu'il aurait perçu à tout âge un salaire net dans le privé équivalent à sa rémunération nette totale (y compris primes), son taux de remplacement net à la liquidation serait de 75 % sous l'hypothèse qu'il ait cotisé au taux moyen dans les régimes de retraites complémentaires (uniquement l'Arrco pour ce cas n°5).

Source : outil CALIPER (Drees) et calculs auteurs.

est généralement d'autant plus bas que la part des rémunérations situées au-dessus du plafond de la Sécurité sociale est importante, et donc que le poids de ces régimes complémentaires dans la pension totale est élevé (Duc & Lerméchin, 2011, pp. 25-27).

Les taux de remplacement calculés selon les règles des régimes du secteur privé varient par ailleurs sensiblement en fonction des hypothèses de taux de cotisation à l'Arrco et à l'Agirc (au taux minimal, moyen¹¹ ou bien maximal). Les variations sont de l'ordre de 4 à 8 points de taux de remplacement selon le cas type considéré. Jusqu'au milieu des années 1990, les écarts entre le taux minimal et le taux maximal de cotisation étaient en effet importants : de 4 points pour la tranche 1 de l'Arrco (c'est-à-dire pour la partie des rémunérations en-deçà du plafond de sécurité sociale), de 8 points pour la tranche B de l'Agirc et de 12 points pour la tranche 2 de l'Arrco (figure IV). Ces écarts ont été fortement réduits entre 1995 et 1999, avec les mesures de relèvement des taux minimum obligatoires de cotisation, mais ils ne disparaissent toutefois pas totalement après 1999, car certains secteurs visés par un accord collectif continuent de prévoir un taux de cotisation supérieur au taux légal minimal. Les hypothèses de taux de

cotisation à l'Arrco et à l'Agirc jouent mécaniquement sur les taux de remplacement simulés des cas types d'autant plus fortement que la partie de leur carrière ayant eu lieu avant 1999 est importante. Pour des cas types nés en 1955, cette partie représente un peu plus de la moitié de la carrière.

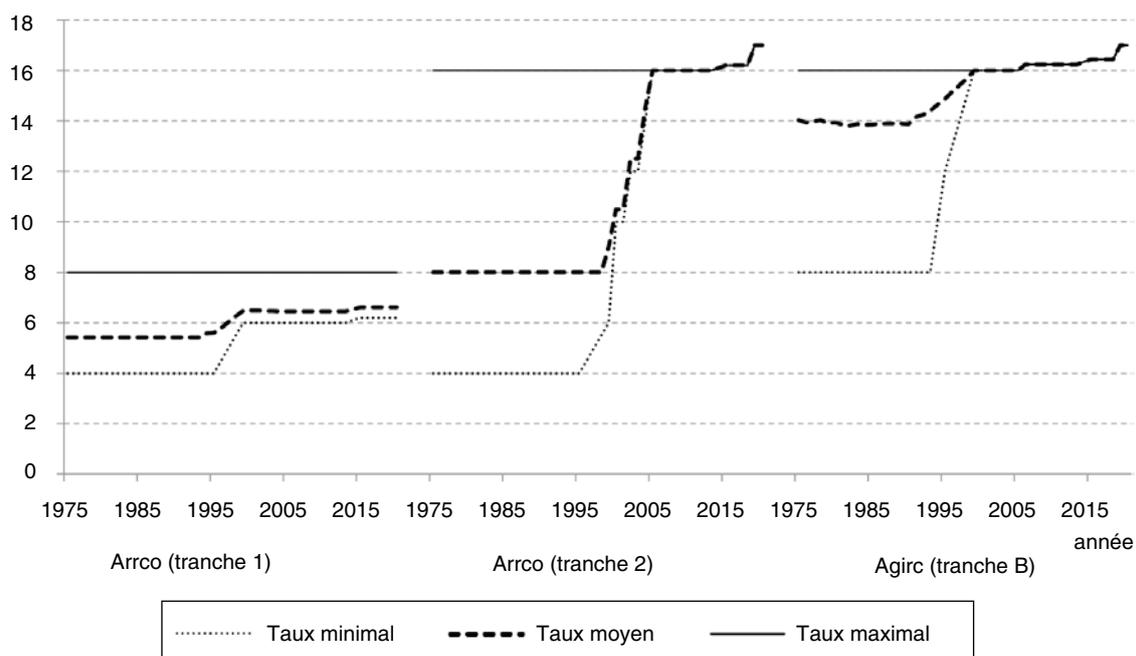
Au vu des résultats précédents, il est possible d'affirmer que les règles des régimes de la fonction publique ne sont pas nécessairement plus généreuses que celles des régimes du privé (y compris lorsqu'on tient compte des modifications des règles Agirc-Arrco qui ne prendront effet qu'à partir de 2019¹² – voir complément en ligne C4). C'est le cas en particulier lorsque les rémunérations des fonctionnaires comportent

11. Le taux moyen est calculé par les services techniques de l'Agirc-Arrco sur le champ de l'ensemble des assurés à ces régimes. Le taux moyen à l'Arrco n'est malheureusement pas calculé séparément pour les cadres et les non-cadres, si bien que la même valeur a été retenue pour les deux dans les simulations.

12. Basés sur la génération 1955, les simulations ne rendent pas compte des évolutions prévues par l'accord Agirc-Arrco d'octobre 2015 qui ne s'appliqueront qu'à partir de la génération 1957, notamment la mise en place de coefficients d'abattement temporaire (pendant 3 ans) en cas de départ au taux plein dans les régimes de base. Pour cette raison, les résultats ont été répliqués sur la génération 1960 en complément en ligne C4. Les conclusions restent inchangées.

Figure IV
Taux de cotisation minimal, moyen et maximal à l'Arrco et à l'Agirc

En % de l'assiette de cotisation



Note : réglementation en vigueur en juin 2016.
Source : Agirc-Arrco.

une part élevée de primes – même si cela ne constitue pas une condition suffisante non plus (comme dans le cas du fonctionnaire de catégorie A+). En tout état de cause, les analyses précédentes sur ces types visent davantage à mettre en lumière les mécanismes à l'œuvre qu'à conclure globalement sur la plus grande générosité des régimes de la fonction publique par rapport à ceux des salariés du privé, ce qui s'avérerait très difficile compte tenu de la diversité des profils de carrière dans la fonction publique et de l'évolution de ceux-ci et des règles qui leur sont applicables au fil des générations (voir complément en ligne C5).

Une augmentation de la pension avec l'âge plus forte dans la fonction publique

Dans le tableau 1, les taux de remplacement sont calculés sous une hypothèse de départ à la retraite au taux plein. Le montant de pension et le taux de remplacement varient toutefois selon l'âge de départ à la retraite, d'une manière différente selon les régimes.

À la Cnav et dans le régime de la fonction publique d'État, une prolongation d'activité au-delà de l'âge d'ouverture des droits et de la durée requise pour le taux plein joue sur le montant de pension grâce à l'application d'une surcote, proportionnelle à la durée de la prolongation d'activité, et dans une moindre mesure par l'amélioration du salaire de référence (si les rémunérations de fin de carrière sont plus élevées). Dans les régimes complémentaires Agirc et Arrco, il n'y a pas de surcote viagère – c'est-à-dire versée jusqu'au décès du retraité – mais les assurés continuent à acquérir des points de retraite, qui se traduiront par un supplément de pension. Enfin, au RAFP, un coefficient de majoration est appliqué en cas de départ après l'âge d'ouverture des droits : une prolongation d'activité se traduira donc par un gain de montant de pension, à la fois par le biais d'un coefficient plus élevé et par le biais d'un nombre de points plus grand.

Le gain de retraite lié à une prolongation d'activité peut donc varier selon le profil de la carrière salariale (Aubert, 2017). Les barèmes peuvent donner une première idée des ordres de grandeur en jeu. Ainsi, dans les régimes de base et intégrés, le gain de montant de retraite correspond à + 5 % pour une année de prolongation (d'après le barème de la surcote), auquel s'ajoute l'éventuelle amélioration du salaire de référence (de l'ordre de + 1 point en moyenne

pour les salariés du privé). Dans les régimes complémentaires, la même prolongation d'un an se traduit par un supplément de points d'environ + 2,5 % (par exemple $\approx 1/41$ pour une carrière de 41 ans), auquel s'ajoute ou se retranche un terme dépendant de l'écart entre le salaire de fin de carrière et le salaire moyen de carrière.

En pratique, sur les trois cas types, le gain de retraite lié à une prolongation d'activité apparaît, pour un assuré né en 1955, plus élevé avec les règles de la fonction publique qu'avec celles du privé. Par exemple, pour un départ à 67 ans plutôt que 62 ans, le gain est, selon le cas type considéré, de + 26 à + 28 % dans le premier cas, contre + 17 à + 21 % dans le second (figure V).

L'impact de la polyaffiliation public-privé en cours de carrière

De même qu'on a appliqué les règles de retraite des régimes de salariés du public ou du privé sur la totalité des carrières salariales des trois cas types du COR de fonctionnaires d'État, il est également possible de les appliquer sur des parties seulement de ces carrières, afin de modéliser de manière conventionnelle des situations de *polyaffiliation*, c'est-à-dire d'affiliation successive au cours de la carrière à l'un puis à l'autre des types de régime. Ces simulations sont réalisées ci-après en retenant uniquement l'hypothèse de cotisation au taux moyen à l'Arrco et à l'Agirc et l'hypothèse d'équivalence des salaires nets entre secteurs public et privé. Cette dernière hypothèse consiste donc à supposer que l'assuré qui passerait d'un secteur à l'autre le ferait à salaire net identique. Cette hypothèse – qui n'est justifiée ici que par l'objectif de mettre en lumière l'effet « pur » des règles de retraite – n'est en fait pas toujours vérifiée dans la réalité ; en pratique, un changement de secteur d'emploi n'apporte pas forcément un bénéfice salarial immédiat (à un an), voire conduit à une légère baisse de salaire à cette brève échéance, mais un bénéfice salarial se manifeste souvent à moyen terme (à 5 ans) (Daussin-Benichou et al., 2014).

Plusieurs profils de polyaffiliation sont simulés, selon la durée d'emploi dans le secteur privé (5, 10, 15... jusqu'à 35 ans) et selon la séquence chronologique des affiliations (secteur public puis secteur privé, ou bien secteur privé puis secteur public).

Dans la plupart des cas de polyaffiliation, les taux de remplacement apparaissent plus élevés

lorsque, à durée passée dans chaque secteur et niveaux de rémunérations identiques, les assurés finissent leur carrière dans le secteur privé plutôt que dans le public (figure VI). Les modes de calcul du salaire de référence propres à chaque secteur concourent fortement à ce résultat. En effet, comme seul le dernier salaire (hors primes) est pris en compte dans le régime de la fonction publique d'État, alors que les 25 meilleures années sont prises en compte au régime général (et la totalité dans les régimes complémentaires), le fait de commencer sa carrière dans la fonction publique permet d'écarter les salaires du tout début de carrière – les plus bas – dans le calcul du montant de retraite, alors qu'un début de carrière dans le secteur privé conduit à ce que ces faibles salaires d'entrée dans la carrière soient pris en compte dans le calcul du salaire de référence¹³, et donc du montant de retraite¹⁴.

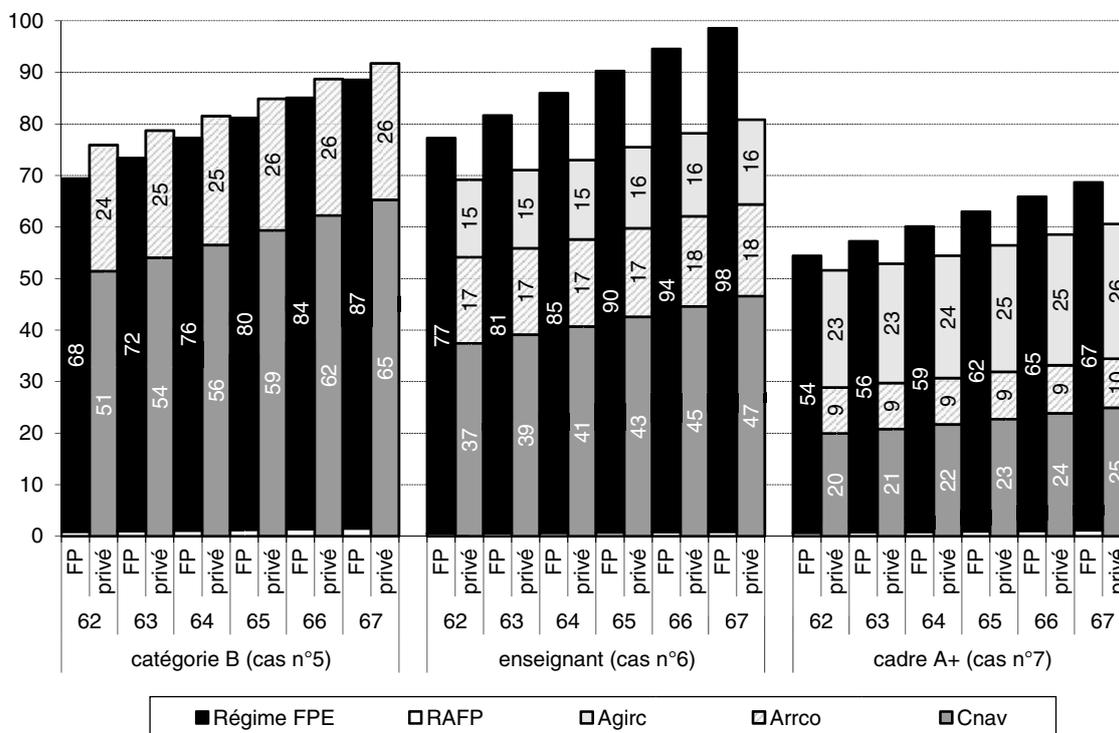
Ce résultat n'est cependant pas toujours vérifié. Dans l'exemple du cas type d'enseignant né en 1955, polyaffilié avec une durée passée dans le secteur privé relativement longue (20 ans ou plus), le taux de remplacement apparaît un peu

13. Si la période d'emploi dans le privé dure moins de 25 ans, la totalité des salaires annuels sont pris en compte.

14. Outre la sélection des années retenues dans le calcul du salaire de référence, le taux de remplacement dépend aussi de la manière dont les droits acquis dans le régime de début de carrière sont revalorisés. Si le changement de secteur d'emploi a lieu à partir de 2004, ces revalorisations sont identiques à la Cnav et dans les régimes de fonctionnaires. En effet, pour un assuré fonctionnaire qui quitte la fonction publique avant l'âge de départ à la retraite, le dernier traitement est revalorisé selon le même indice que les pensions liquidées (en application du dernier alinéa de l'article L. 25 du code des pensions civiles et militaires), c'est-à-dire depuis 2004 selon l'évolution des prix hors tabac, à l'instar des pensions et des salaires portés au compte à la Cnav. En revanche, en cas de sortie de la fonction publique avant 2004, les revalorisations appliquées correspondent jusqu'à cette date à l'évolution de la valeur du point d'indice de la fonction publique, à laquelle peuvent s'ajouter les effets d'éventuelles revalorisations catégorielles. Pour les simulations représentées ici, il n'a cependant pas été tenu compte de telles revalorisations catégorielles.

Figure V
Taux de remplacement net à la liquidation selon l'âge de départ à la retraite (génération née en 1955)

En % du dernier salaire net



Note : réglementation en vigueur en juin 2016. Hypothèse que les salaires nets seraient identiques en cas d'application des règles du public ou du privé. Hypothèse de cotisation au taux moyen sur toute la période et de rendements constants en projection à l'Agirc, à l'Arrco et au RAFF (revalorisation comme l'inflation des valeurs d'achat et de service du point).

Lecture : s'il part à la retraite à 67 ans, le cas type n°5 a un taux de liquidation de 89 % (87 % pour le seul régime des fonctionnaires d'État). S'il partait au même âge mais qu'on lui appliquait les règles de retraite du secteur privé, son taux de liquidation serait de 92 % (65 % grâce à la pension Cnav et 26 % de pension Arrco).

Source : outil CALIPER (Drees) et calculs auteurs.

plus élevé dans le cas d'une carrière s'achevant dans le secteur public, plutôt que dans le cas inverse. Du fait de son faible taux de prime et de ses revenus supérieurs au plafond de sécurité sociale, ce cas type est en effet celui pour lequel la perte de montant de pension liée à l'application des règles de la Cnav, de l'Arcco et de l'Agirc plutôt que celles de la fonction publique est la plus forte ; un passage long dans le secteur privé s'avère donc pour ce cas type plus pénalisant en deuxième partie de carrière qu'en première partie, car c'est là où il perçoit ses salaires les plus élevés, c'est-à-dire ceux qui contribuent le plus au montant total de pension.

Enfin, parmi les trois cas types étudiés, les taux de remplacement les plus élevés et les plus bas correspondent souvent – compte tenu des hypothèses de salaires – à des situations de polyaffiliation. Par exemple, pour le cas type de cadre de catégorie A+ (cas n°7), le taux de remplacement le plus élevé est perçu pour une carrière commençant dans la fonction publique et s'achevant par 10 années dans le secteur privé, alors que

le taux le plus bas est perçu lorsque la carrière commence par 25 années dans le secteur privé, avant d'entrer dans la fonction publique. Ce dernier résultat rappelle que l'impact de la polyaffiliation sur le montant de pension n'est jamais univoque ; il peut, selon les caractéristiques de carrière, s'avérer profitable ou à l'inverse dommageable à l'assuré.

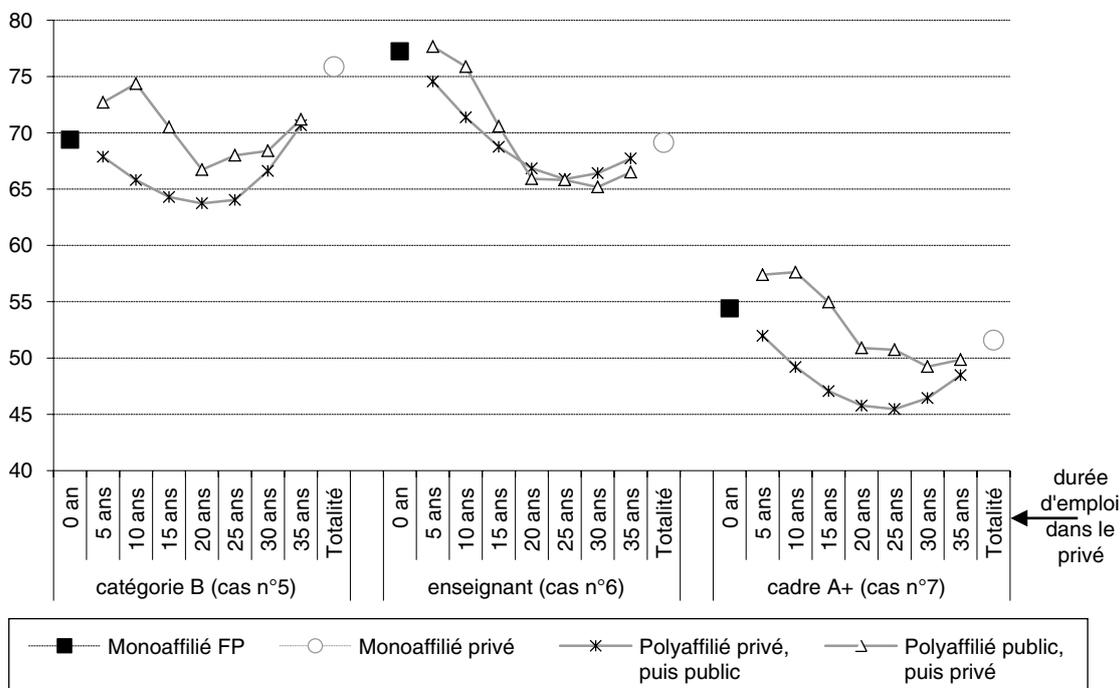
* *
*

En résumé, les simulations réalisées sur les exemples des trois cas types du COR de fonctionnaires d'État de catégorie sédentaire font ressortir les résultats suivants.

Premièrement, l'application des règles de retraite des régimes de salariés du privé, plutôt que de celles des régimes de la fonction publique n'a pas un impact univoque : pour la génération qui s'apprête à sortir d'activité (née en 1955),

Figure VI
Taux de remplacement net à la liquidation pour les cas types de fonctionnaires d'État, selon la durée de carrière dans les secteurs privé et public (génération née en 1955)

En % du dernier salaire net



Note : réglementation en vigueur en juin 2016. Hypothèse que les salaires nets seraient identiques en cas d'application des règles du public ou du privé. Hypothèse de cotisation au taux moyen sur toute la période à l'Agirc et à l'Arcco.
Lecture : si, au lieu de faire toute sa carrière en tant que fonctionnaire d'État, le cas type n°5 avait passé ses 20 premières années de carrière dans le secteur privé (à salaires net identiques), son taux de remplacement serait de 64 % au lieu de 69 %.
Source : calculs auteurs.

l'application des règles du privé s'avérerait plus favorable pour le cas de l'agent de catégorie B, mais défavorable pour l'enseignant ainsi que, de façon plus marginale, pour le cadre A+. Ces résultats varient toutefois selon les « règles du privé » retenues, notamment selon le taux de cotisation que l'on considère à l'Arcco et à l'Agirc. Rappelons qu'ils concernent la situation à l'issue de la convergence d'un certain nombre de règles de retraite entre les régimes du public et du privé, amorcée par la réforme des retraites de 2003. Deuxièmement, le diagnostic est susceptible d'évoluer fortement à l'avenir, même sans changement de législation, selon les évolutions des déterminants propres à chaque jeu de règles, à savoir : la part des primes dans la rémunération totale en fin de carrière dans la fonction publique, et le rythme moyen de croissance des salaires dans le secteur privé. Un suivi de ces facteurs est donc – entre autres – nécessaire pour apprécier, en évolution au fil du temps, la thématique de l'équité entre les régimes. Troisièmement, le montant de retraite dépend aussi de l'âge de liquidation : sur les trois cas types étudiés, le gain de retraite consécutif à une prolongation d'activité semble plus élevé avec les règles de la fonction publique, du fait de l'application de la surcote dans les régimes de base et intégrés (qui serait plus favorable à l'assuré que l'accumulation de points dans les régimes complémentaires du privé). Enfin, l'impact sur le montant de retraite des situations de polyaffiliation entre secteur public et privé – à chronique des salaires nets identiques – n'est pas univoque : il peut s'avérer parfois positif et parfois négatif, par rapport à une situation de monoaffiliation (que celle-ci soit avec les règles des régimes de salariés du public ou du privé). Sur les trois exemples étudiés, à durée de carrière dans chaque secteur donnée, le passage du public au privé conduit le plus souvent à un taux de remplacement plus élevé que le passage du privé au public, même si ce constat n'est pas systématiquement vérifié.

Comme on l'a rappelé à plusieurs reprises, les cas types du COR ne sont pas représentatifs de l'ensemble de la fonction publique, ni même de l'ensemble des fonctionnaires de leur catégorie. Les résultats les concernant ne peuvent donc pas être extrapolés, et doivent être interprétés comme trois exemples permettant d'illustrer les mécanismes en jeu et d'apprécier la sensibilité des hypothèses et des conventions retenues. L'analyse présentée ici est à ce titre complémentaire de simulations sur des échantillons représentatifs d'assurés, telles que celle réalisée

par Beffy et Blanchet (2009) à partir du modèle de microsimulation DESTINIE de l'Insee ou, plus récemment, celle de Duc (2014) à partir des données de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2009 de la Drees. Ces analyses sur échantillon représentatif confirment les principaux enseignements des cas types, notamment le fait que l'application des règles de retraite des régimes de salariés du privé, plutôt que de celles des régimes de la fonction publique, n'a pas un impact univoque, les effets étant à l'inverse très différenciés selon les caractéristiques des fonctionnaires. Par exemple, d'après Duc (2014) un peu plus de la moitié des fonctionnaires d'État nés en 1958 auraient, à salaires nets inchangés, un montant de retraite plus élevé si les règles du privé leur étaient appliquées, tandis que, pour les autres fonctionnaires, le montant de retraite est à l'inverse le plus élevé avec les règles des régimes du public (selon la législation en vigueur lorsque cette étude a été réalisée, donc avant l'accord Agirc-Arrco du 30 octobre 2015).

De telles analyses sur échantillon représentatif permettent aussi de remettre en perspective, au regard de la diversité des carrières effectives des fonctionnaires, les résultats issus des cas types. En particulier, les résultats de Duc (2014) suggèrent que les conclusions tirées du cas type de cadre A+, pour lequel les règles de retraite du public seraient, d'après les simulations, très légèrement plus avantageuses, ne vaudraient en réalité que pour une minorité de cadres fonctionnaires : dans l'ensemble, près de six cadres fonctionnaires d'État nés en 1958 sur dix auraient une pension de retraite plus élevée avec les règles du privé, à salaires nets équivalents à tous âges. Plus globalement, la proportion de fonctionnaires dont la pension serait plus haute avec les règles de la Cnav, de l'Agirc et de l'Arcco serait la plus élevée parmi les femmes, les catégories sédentaires, les cadres et les assurés qui ont commencé leur carrière dans le secteur privé pour la finir dans le public ; elle serait, à l'inverse, inférieure à 50 % parmi les hommes, les catégories actives, et les assurés polyaffiliés qui ont commencé leur carrière dans le public mais la finissent dans le privé (tableau 2). Ces effets tiennent compte en outre de certaines différences de règles entre régimes du privé et régimes du public qui sont sans impact sur les cas types, du fait du caractère simplifié de leurs carrières, notamment le fait qu'ils sont supposés sans enfant et que leurs périodes d'emploi (hormis pour l'année de départ à la retraite) correspondent toujours à des années civiles pléines. En particulier, pour les femmes,

les majorations de durée d'assurance au titre des enfants permettent de valider des durées plus longues avec les règles de la Cnav (deux années, au lieu de un an ou six mois – selon que l'enfant est né avant ou à partir de 2004 – dans les régimes de fonctionnaires¹⁵); à l'inverse, pour les parents de quatre enfants ou plus, les régimes de la fonction publique appliquent des majorations de pension plus élevées que les régimes du privé. Par ailleurs, lors des années qui n'ont été que partiellement travaillées, les régimes du secteur privé permettent parfois de valider quand même quatre trimestres (puisque le nombre de trimestres retenu est défini à partir du salaire total perçu sur l'année), tandis que les régimes de fonctionnaires ne le permettent pas (validation de trimestres selon la durée calendaire travaillée).

Qu'elles soient menées sur carrières types ou sur un échantillon représentatif, les simulations d'application des règles des régimes de l'un ou l'autre secteur, ne permettent pas d'aller jusqu'à tirer des conclusions sur la « générosité » relative

15. En outre, la majoration de durée d'assurance pour enfants compte à la fois pour le calcul de la décote/surcote et pour le coefficient de proratisation à la Cnav, alors qu'elle ne compte que pour la décote/surcote pour les enfants nés à partir de 2004 dans les régimes de la fonction publique.

de ces secteurs. En effet, l'exercice consistant à analyser les règles de calcul des montants de retraite à salaires inchangés et à âge de liquidation identique laisse ouverte la question des rémunérations qui auraient été versées dans la fonction publique si d'autres règles de retraite étaient en vigueur – des pensions plus élevées pouvant, dans certains cas, être la contrepartie de trajectoires salariales moins favorables – ainsi que celles des comportements de départ à la retraite des assurés. L'analyse ne renseigne pas non plus sur les écarts de taux de retour sur cotisations : elle compare des droits à retraite sans les mettre en regard des taux d'efforts passés des deux groupes de salariés.

Quoi qu'il en soit, les réflexions sur les convergences, voire l'uniformisation, à apporter entre les règles des différents régimes de retraite français ne doivent pas s'arrêter à une comparaison simple des règles ou de leur impact toutes choses égales par ailleurs – pas plus que les sentiments d'équité ou d'inéquité parmi certains assurés ne coïncident avec les résultats de telles comparaisons. Ces réflexions renvoient également aux objectifs de lisibilité et de transparence que le législateur veut donner au système de retraite, ainsi qu'aux réflexions plus générales sur son architecture globale (COR, 2015b, pp. 11-12). □

Tableau 2
Résultats d'une simulation d'application des règles de retraite du privé sur un échantillon représentatif de fonctionnaires d'État nés en 1958 (d'après Duc, 2014)

	Variation moyenne en % du montant de pension en cas d'application des règles Cnav-Agirc-Arcco (au taux moyen de cotisation) plutôt que celles de la fonction publique	Proportion d'assurés (%) pour qui les règles de retraite les plus favorables sont ...	
		... celles des régimes de fonctionnaires	... celles de la Cnav, de l'Agirc et de l'Arcco (au taux moyen de cotisation)
Ensemble	+ 2,4	47	53
Hommes	+ 0,9	53	47
Femmes	+ 3,9	43	56
Sédentaires	+ 3,8	44	56
Actifs	- 1,7	56	44
Non-cadres	+ 1,0	50	50
Cadres	+ 4,9	41	59
Polyaffiliés, principalement secteur privé	+ 0,7	54	44
Polyaffiliés, principalement secteur public	+ 2,9	45	55
Monoaffiliés du secteur public	+ 3,0	48	52

Note : réglementation en vigueur en avril 2014. Hypothèse de salaires nets identiques à tous âges et de départ sans décote dans les régimes de la fonction publique. Dans les données utilisées, les carrières sont observées jusqu'à l'âge de 51 ans (jusqu'en 2009 pour des fonctionnaires nés en 1958) ; les évolutions après cet âge ont été simulées au moyen du modèle TRAJECTOIRE de la Drees. Les pourcentages ne somment pas à 100 % : le complément correspond aux cas où les deux types de règles conduisent au même montant de pension.

Champ : fonctionnaires d'État civils titulaires nés en 1958, hors militaires et hors retraités avant 54 ans.

Source : Duc (2014).

BIBLIOGRAPHIE

- Aubert, J. M. (1999).** Comparaison du rendement des régimes de retraite : une approche par cas-types. *Économie et statistique*, 328, 61–79.
- Aubert, P., Baraton, M., Croguennec, Y. & Duc, C. (2012).** Les polypensionnés. Drees, *Dossier Solidarité Santé* N° 32.
- Aubert, P. (2017).** Quel gain de pension viagère individuelle en cas de report de l'âge de départ à la retraite ? *Retraite et société*, 74, 145–164.
- Beffy, M. & Blanchet, D. (2009).** Règles de calcul des droits à retraite des secteurs public et privé, éléments de comparaison. Document n°8 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 21 octobre 2009.
- Chantel, C. & Collin, C. (2014).** Étude sur l'indice utilisé pour le calcul des montants de retraite des fonctionnaires. Note de la Drees-BRET N° 14-20, document n°8 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014.
- Colin, C., Legros, F. & Mahieu, R. (1999).** Le rendement des régimes de retraite : une comparaison entre Fonction publique d'État et secteur privé. *Économie et statistique*, 328, 81–104.
- COR (2009).** Les régimes de la Fonction publique et les autres régimes spéciaux : le point sur les réformes récentes. Dossier de la réunion du Conseil du 11 février 2009.
- COR (2014).** Carrières salariales et retraites dans les secteurs privé et public. Dossier de la réunion du Conseil du 10 avril 2014.
- COR (2015a).** *Évolutions et perspectives des retraites en France*. Rapport annuel du COR. Paris: La documentation Française.
- COR (2015b).** Les différences de retraite entre salariés du privé et fonctionnaires. *La Lettre du COR* N° 12.
- COR (2016a).** *Évolutions et perspectives des retraites en France*. Rapport annuel du COR. Paris: La Documentation française.
- COR (2016b).** La retraite dans la fonction publique et les autres régimes spéciaux. Dossier de la réunion du Conseil du 25 mai 2016.
- Cour des comptes (2003).** Les pensions des fonctionnaires civils de l'État. Rapport public thématique, avril 2003.
- Cour des comptes (2016).** Les pensions de retraite des fonctionnaires : des évolutions à poursuivre. Rapport public thématique, 6 octobre 2016.
- Daussin-Benichou, J.-M., Koubi, M., Leduc, A. & Marc, B. (2014).** Les carrières salariales dans le public et le privé : éléments de comparaison entre 1988 et 2008. *Insee Références, Emploi et salaires édition 2014*, pp. 47–60.
- DGAFF (2014a).** *Rapport annuel sur l'état de la fonction publique – édition 2014*. Paris: La Documentation française.
- DGAFF (2014b).** L'évolution de la part des primes au fil des générations dans la fonction publique de l'État. Document n°7 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014.
- Drees (2016).** *Les Retraités et les retraites – édition 2016*.
- Duc, C. & Lermecin, H. (2011).** CALIPER, Présentation et applications de l'outil CALIPER (CALcul Interrégimes des Pensions de Retraite). *Document de travail de la Drees*, série Etudes et recherche N° 111.
- Duc, C. & Lermecin, H. (2013).** CALIPER, Un outil de simulation pour le CALcul Interrégimes des Pensions de Retraite. Drees, *Dossier solidarité santé*, N° 37.
- Duc, C. (2014).** Simulation des règles Cnav-Agirc-Arrco sur les carrières des fonctionnaires. Note Drees-BRET N° 14-22, document n°10 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014.
- Flachère, M. & Pouliquen, E. (2012).** Étude croisée de l'indice de traitement et du taux de prime des agents titulaires civils et militaires de la fonction publique d'État. Note de la DGAFF n°DES-12-073, document n°II-6 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 25 septembre 2012.
- Flachère, M. & Schreiber, A. (2013).** Élaboration de cas types dans la fonction publique de l'État

pour l'exercice de projection du COR – Reconstitutions de carrières salariales pour la génération 1950. Note de la DGAFP n° DES-13-014, document n°5 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 26 février 2013.

Pêcheur, B. (2013). *Rapport sur la fonction publique* présenté au Premier Ministre en octobre 2013.

Secrétariat général du COR (2013). Projections de taux de remplacement pour les générations 1950 à 1990 sur la base de cas types. Document n°4 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 26 février 2013.

Secrétariat général du COR (2014a). Les retraites des fonctionnaires à l'étranger. Document n°4

de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014.

Secrétariat général du COR (2014b). Présentation des règles de retraite des régimes de salariés du privé et des régimes de fonctionnaires. Document n°2 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 10 avril 2014.

Secrétariat général du COR (2016). Mesure des taux de remplacement sur cas types. Document n°7 de la séance du Conseil d'orientation des retraites du 13 avril 2014.

Senghor, H. (2015). Le taux de remplacement du salaire par la retraite diminue au fil des générations. Drees, *Études et Résultats* N° 926.

Comparer les efforts contributifs pour comparer les retraites entre secteur public et secteur privé ?

Antoine Bozio *

Commentaire sur « Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé :
une analyse par simulations sur carrières types »
de P. Aubert et C. Plouhinec

Les comparaisons entre régimes de retraite sont souvent faussées par l'usage d'indicateurs simples et trompeurs, comme la comparaison des pensions moyennes ou des taux de remplacement moyens. Aubert et Plouhinec examinent dans ce numéro les règles de calcul dans le public et le privé à carrières données et mettent en évidence des comparaisons non univoques des taux de remplacement. Un tel travail permet de mieux comprendre les mécanismes à l'œuvre, plus complexes qu'il n'y paraît au premier abord, et de souligner l'hétérogénéité des situations au sein de la fonction publique. Pour autant, de telles comparaisons ne permettent pas de juger de la générosité relative des régimes de retraite en raison de leur nature en grande partie contributive. Ce commentaire suggère que la comparaison des efforts contributifs, certes complexe, n'est pas hors de portée. Elle aurait l'avantage de pouvoir être distinguée de la question connexe, mais séparée, de la comparaison des rémunérations totales (immédiates et différées) entre les secteurs public et privé. Enfin, à la lumière de ces travaux, des recommandations de réformes sont formulées visant à transformer le Compte d'affectation spéciale « pensions » en caisse de retraite des fonctionnaires d'État, et à progressivement intégrer les primes dans l'assiette des cotisations des fonctionnaires.

Codes JEL : H55, J26.

Mots clés : retraite, taux de remplacement, comparaison public-privé.

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.

* EHESS et Ecole d'économie de Paris (antoine.bozio@ipp.eu).

L'article de Patrick Aubert et Corentin Plouhinec, « Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types », est un travail bienvenu sur la question des différences de droits à la retraite entre secteurs public et privé. La question est importante à la fois pour la bonne conduite des politiques publiques de retraite, mais aussi pour les politiques de rémunération dans la fonction publique. Il s'agit, en outre, d'une question hautement sensible dans le débat public, qui rend des études rigoureuses, permettant d'y voir plus clair, plus que nécessaires.

En effet, dans l'esprit du grand public, et dans celui de nombreux experts, il paraît chose entendue que les retraites du secteur public sont plus généreuses en France que celles du secteur privé. Cette conviction se traduit par des oppositions fortes entre catégories professionnelles qui s'accusent mutuellement d'être des « privilégiés ». Les lignes de fracture ne se limitent d'ailleurs pas à l'opposition entre privé et public, mais aussi entre salariés et non-salariés, entre fonctionnaires civils et militaires, entre fonctionnaires avec forts taux primes et enseignants avec peu de primes, entre régimes spéciaux et les autres, etc. Ces sentiments d'inéquité du système de retraite réduisent la confiance dans celui-ci, et suscitent de nombreux appels à la convergence des régimes de retraite du public et du privé¹.

Ce commentaire retrace d'abord pourquoi les indicateurs couramment cités sont trompeurs, puis analyse les résultats proposés par les auteurs de l'article. Ces résultats sont jugés robustes et ne souffrent pas vraiment de critiques, les auteurs étant bien conscients des limites de l'exercice. Là où ce commentaire s'écarte des conclusions de l'article, c'est sur le caractère pertinent ou non d'une comparaison plus appropriée des régimes de retraite au travers des efforts contributifs. Enfin, en guise de conclusion, nous discutons les possibles réformes qui permettraient une plus grande équité et transparence des droits à la retraite dans les différents régimes obligatoires.

Des indicateurs simples trompeurs

L'idée que les retraites du public sont plus généreuses que celles du secteur privé repose généralement sur des indicateurs simples, mais très souvent trompeurs.

L'écart de pension moyenne

Le premier, souvent cité dans la presse, est l'écart de la pension moyenne. Comme le rappellent Aubert et Plouhinec, les anciens fonctionnaires civils d'État touchent en 2013 près de 2 520 euros par mois de pension quand les anciens salariés du privé touchent en moyenne une retraite mensuelle de 1 770 euros (Drees, 2016). Cette mesure ne reflète évidemment pas la différence de générosité du système de retraite, mais simplement le fait que les retraites – dans un système contributif – sont proportionnelles aux salaires soumis à cotisations. La comparaison pourrait, à la rigueur avoir un sens dans un monde où le secteur public et le secteur privé seraient entièrement comparables. En réalité, la production de service public (santé, éducation, etc.) requiert du personnel en moyenne plus qualifié que dans le secteur privé, et les fonctionnaires ont par conséquent en moyenne des rémunérations plus élevées que les salariés du privé. Un tel fait n'implique pas qu'à qualification et responsabilité égales les fonctionnaires soient mieux ou moins bien payés que les salariés du privé, et encore moins que leurs retraites soient plus ou moins généreuses.

Les règles de calcul

Un second élément, difficilement contestable, est le fait que les règles de calcul de la pension sont différentes. Sans rappeler l'ensemble des différences, les deux principales sont le salaire de référence et la prise en compte des primes. Dans la fonction publique le salaire de référence est le traitement des derniers six mois, quand le régime général utilise les 25 meilleurs salaires, et les régimes complémentaires l'ensemble des contributions de la carrière. Pour une carrière complète et ascendante, il est intuitif qu'un calcul sur le dernier salaire sera plus avantageux qu'un calcul sur l'ensemble de la carrière. Mais là encore ce raisonnement méconnaît le bouclage du système : à taux de cotisation donné, un calcul sur le dernier salaire ou sur l'ensemble des salaires n'est pas forcément plus ou moins avantageux ; il va avantager certaines carrières (plutôt ascendantes) et désavantager d'autres carrières moins dynamiques (avec un jeu complexe des plafonds appliqués). La prise en compte très partielle des primes dans le

1. On peut citer ainsi l'OCDE (2016, chap. 6).

calcul des pensions de la fonction publique est un autre argument, avancé cette fois en défense des fonctionnaires : les primes représentant en moyenne 23 % de la rémunération des fonctionnaires, les pensions civiles représentent mécaniquement une proportion plus faible de la rémunération totale, que pour les salariés du privé (les primes sont incluses totalement dans l'assiette des cotisations et dans le salaire de référence). Néanmoins, l'argument reste limité en termes d'inéquité : si des efforts contributifs sont différents (plus élevé sur le traitement, plus faible sur les primes, plus faible sur les revenus des indépendants, etc.), est-ce pour autant synonyme d'inégalité ? Pas vraiment.

Les taux de remplacement moyens

L'écart de taux de remplacement – le ratio entre la pension et la dernière rémunération – a été souvent utilisé comme mesure de la générosité relative des régimes². Les travaux de la Drees à partir de l'échantillon interrégime des retraités, repris par le Conseil d'orientation des retraites, mettent ainsi en évidence que les taux de remplacement dans le secteur public sont similaires (voire légèrement inférieurs) à ceux du privé : Senghor (2015, tableau 2, p. 5) trouve ainsi un taux de remplacement médian de 72.1 % pour les anciens salariés du public contre 73.8 % pour les anciens salariés du privé. Cet indicateur est en effet plus pertinent que la comparaison des pensions moyennes mais il n'est pas pour autant un indicateur de générosité des retraites : premièrement, à taux de remplacement égal, on comprend bien qu'un assuré qui peut partir plus tôt bénéficie d'une retraite plus généreuse. Deuxièmement, le taux de remplacement moyen (ou médian) est dépendant comme les pensions en moyenne, de la structure de la population étudiée : la structure de taux de cotisation décroissant avec le revenu combiné avec des éléments non contributifs destinés aux faibles pensions conduit à des taux de remplacement décroissant avec le niveau de rémunération.

L'étude de Aubert et Plouhinec (2017)

L'analyse réalisée dans l'article de Patrick Aubert et Corentin Plouhinec consiste à comparer le rôle des règles de calcul des retraites dans le secteur public et le secteur privé en les appliquant à trois carrières types de la fonction publique (catégorie B avec un taux de prime

de 20 % en fin de carrière, enseignant avec un faible taux de prime, cadre A+ avec un taux de prime de 35 % en fin de carrière). Les taux de remplacement sont comparés, mais à carrière salariale donnée. Cela permet de révéler l'impact des différences de règle en contrôlant pour les effets de composition entre les secteurs.

Des résultats illustrant la complexité des comparaisons des règles de calcul des pensions

Les auteurs mettent en évidence que ces comparaisons ne sont pas univoques : les règles du public avantagent nettement le cas-type des enseignants (taux de remplacement de 77 % contre 69 %), marginalement le cadre A+ avec primes (54 % contre 51-52 %), et désavantagent le cas-type de la catégorie B avec un taux de prime de 20 % (69 % contre 75-76 %).

Ces calculs illustrent bien les interactions entre différentes règles qui rendent la comparaison particulièrement difficile : ainsi, si on comprend bien intuitivement que le taux de prime tend à déprimer le taux de remplacement avec les règles du public, le rôle du plafond de la sécurité sociale et l'interaction des droits au régime général et dans les régimes complémentaires expliquent pourquoi le cadre A+ avec un très fort taux de prime obtient un taux de remplacement proche que l'on applique les règles du public ou du privé.

Autre enseignement intéressant de l'étude, les gains de la prolongation d'activité sont plus forts avec les règles de calcul de la fonction publique : les auteurs trouvent un gain à reporter le départ de 62 à 67 ans de 26-28 % avec les règles du public, contre seulement 17-21 % avec les règles du privé. Ce résultat souligne que malgré des règles alignées en apparence (surcote, décote, durée requise de cotisation) le rôle des différences de carrière et de définition du salaire de référence est majeur dans l'explicitation des incitations au report d'activité.

Quelles conclusions peut-on en tirer ?

Si les auteurs montrent bien qu'on ne peut conclure de façon univoque à la plus grande

2. Voir Andrieux & Chantel (2012), Conseil d'orientation des retraites (2014) et, plus récemment, Senghor (2015).

générosité des règles de calcul du secteur public, peut-on pour autant conclure à la plus grande générosité pour certaines sous-populations comme les enseignants ? Doit-on retenir de ce travail qu'il serait légitime de réduire les pensions des enseignants de la fonction publique et, dans une certaine mesure celles des cadres A+, et d'augmenter celles des catégories B ? Ou au contraire, faut-il augmenter le taux de prime des enseignants (faisant ainsi baisser leur taux de remplacement) ou baisser le taux de prime des autres catégories de fonctionnaires ?

Ces questions montrent que la comparaison des taux de remplacement, même sur carrière type, n'apporte que peu d'information sur la générosité comparée des règles de calcul des pensions. Les auteurs ne disent d'ailleurs pas autre chose en rappelant que leurs objectifs sont avant tout de « mettre en lumière les mécanismes à l'œuvre ».

Une comparaison de la générosité des régimes de retraite est-elle possible ?

Les auteurs sont conscients des limites évoquées au-dessus, mais ils jugent peu pertinente l'option d'une comparaison des efforts contributifs entre régimes. À vrai dire, je ne partage pas ce pessimisme. Bien que conscient des difficultés de l'exercice, je pense qu'il est possible d'aboutir à une comparaison pertinente des régimes de retraite, pourvu que l'on sépare bien conceptuellement la question de la « générosité » relative des régimes de retraite, de la comparaison des rémunérations totales (revenus nets et différés) entre secteur à qualification, pénibilité et responsabilité équivalentes.

Qu'est-ce que la « générosité » d'un régime de retraite ?

La générosité d'un régime de retraite est souvent comprise dans le langage commun comme le montant de pension ou le total des dépenses de pension. Une telle perspective n'a pas beaucoup de sens pour comparer deux régimes de retraite contributifs : à carrière égale, si les uns choisissent un taux de cotisation plus élevé et des salaires nets plus faibles, cela n'implique pas que leur régime est plus « généreux », mais simplement que leurs efforts contributifs sont plus importants. Dans un système de retraite à

caractère contributif, le meilleur indicateur de la générosité relative d'un régime par rapport à un autre est le rendement des contributions (ou en termes techniques le taux de rendement interne) : dans quelle mesure un euro cotisé dans le régime de la fonction publique donne droit à plus ou moins de droits à la retraite que dans les régimes du secteur privé. Dans un tel cadre, si un régime conduit à des taux de remplacement plus élevés ou des départs plus précoces en raison d'un effort contributif plus important, et donc de salaires nets plus faibles, on ne devrait rien trouver à redire. Seul devrait compter le rapport entre les prestations reçues et les contributions versées.

La comparaison des efforts contributifs manque-t-elle vraiment de pertinence ?

Les auteurs soulignent à juste titre (cf. Aubert et Plouhinec, complément en ligne C2) qu'il est difficile de mesurer l'effort contributif réel des fonctionnaires d'État : les taux de cotisation employeur affichés par le Compte d'affectation spéciale (CAS) « pensions » sont en effet calculés comme étant la subvention d'équilibre du CAS par rapport à l'assiette des cotisations (le traitement). Il ne s'agit pas d'un taux de cotisation effectif, reflet des efforts contributifs des fonctionnaires en grande partie – mais pas seulement – parce que les dépenses couvertes incluent une part importante de dépenses non-contributives couvertes par de la fiscalité dans les régimes du secteur privé.

Ces difficultés, bien réelles, ne sont pas pour autant dirimantes : il existe bien un taux de cotisation effectif que l'on pourrait calculer en retirant les droits non-contributifs des dépenses du CAS « pensions », taux qui devrait être différencié au sein des fonctionnaires civils les catégories actives et sédentaires. Un tel taux pourrait être rapporté aux pensions de retraite reçues, et comparé au rendement mesuré dans les régimes du privé³. Des différences seraient certainement possibles, mais je doute, à titre personnel, qu'elles soient aussi importantes que les écarts de taux de remplacement évoqués plus haut. Ce qui, par contre, risque d'apparaître, ce

3. L'autre option est de calculer pour un échantillon représentatif la valeur actualisée des pensions, pour le public et le privé, et de comparer ensuite salaires nets et droits à la retraite contrôlant pour les caractéristiques de chaque secteur (Colin et al., 1999 ; Disney et al., 2009).

sont des taux de cotisation sur le traitement brut plus élevés que sur les salaires bruts du privé, et des taux de cotisation plus faibles sur les primes. Un tel constat – s’il était avéré – nous ramènerait de la question de la générosité du régime de retraite à la comparaison des rémunérations globales.

Quelle est l’incidence économique des cotisations retraite ?

Avant de discuter des façons de comparer les rémunérations globales entre secteurs, il est nécessaire de revenir sur la question de l’effort contributif d’un point de vue économique, et non pas simplement en raison des problèmes de mesure du taux de cotisation employeur dans la fonction publique d’État. En effet, dans le secteur privé, comme dans le secteur public, se pose la question de l’incidence économique des cotisations retraite : qui paie, du salarié ou de l’employeur, *in fine* ces cotisations ? La question de l’incidence économique des cotisations sociales est une des questions majeures en économie publique pour qui veut étudier l’impact et l’efficacité des systèmes d’assurances sociales. L’analyse économique conduit généralement à l’idée que les cotisations sociales finançant des droits contributifs sont entièrement supportées par les salariés sous la forme de salaires nets plus faibles. Dans le cadre classique du marché du travail (offre vs demande de travail), si les salariés incorporent bien les droits de retraite espérés dans leur rémunération totale, leur offre de travail n’est pas affectée par une hausse des cotisations retraite, et celle-ci se traduit par une baisse du salaire net (Summers, 1989 ; Kotlikoff & Summer, 2002). Les analyses empiriques restent peu nombreuses, mais les preuves les plus convaincantes d’une incidence des cotisations sociales sur les salariés viennent de cas où le lien contributif est visible et évident (Gruber, 1997). Des travaux récents sur données françaises renforcent ce constat (Bozio, Breda & Grenet, 2017). Pour autant, est-ce que les cotisations retraite dans le secteur public ont une incidence économique similaire à ce qui a pu être mis en évidence pour le secteur privé ? Rien ne permet de le penser, les processus de rémunération dans la fonction publique obéissant à des mécanismes distincts. C’est dans ce cadre que la comparaison des rémunérations globales – ou superbrut – entre salariés du secteur public et du privé pourrait prendre sens :

dans quelle mesure des écarts de rémunération totale, à qualification et caractéristiques des emplois données, sont-ils décelables ?

Comparer la rémunération totale, immédiate et différée ?

Cette question est l’objet d’une littérature importante sur la comparaison des rémunérations dans le secteur public et privé, en France et à l’étranger⁴. Ce commentaire n’a pas pour ambition d’en faire la revue, mais simplement de souligner qu’elle correspond peut-être mieux à la question que certains commentateurs se posent lorsqu’ils s’interrogent sur la générosité comparée des régimes de retraite. Fondamentalement, l’exercice est difficile car au-delà du contrôle pour les qualifications, l’expérience, la localisation du travail, il est difficile aux économistes de contrôler pour le degré de désutilité des emplois respectifs. Généralement les travaux les plus convaincants utilisent des professions existant dans les secteurs public et privé (par exemple, infirmières, enseignants) et estiment avec des données de panel la rémunération totale dans chacun des secteurs, et l’impact sur les mobilités que peuvent avoir les écarts de rémunération.

Quelles réformes pour réduire les inégalités de traitement et le sentiment d’inéquité ?

La discussion précédente ne doit pas occulter qu’il est possible d’améliorer la transparence et la lisibilité du système de retraite français afin d’éviter des conflits catégoriels non justifiés. Je reprends ici largement des idées avancées dans la Lettre N° 12 du Conseil d’orientation des retraites (COR, 2015).

Transformer le CAS « pensions » en caisse de retraite des fonctionnaires d’État

Le premier impératif est de sortir de la logique budgétaire du CAS pensions, qui conduit à afficher des taux de cotisation employeur sans réel sens économique. Une telle situation renforce le sentiment d’un régime privilégié pour les fonctionnaires d’État et alimente des spéculations sur l’extrême générosité du système,

4. Voir par exemple Postel-Vinay & Turon (2007) pour un exemple, ou Gregory & Borland (1999) pour une revue de littérature.

dont Aubert et Plouhinec ont montré qu'elles étaient mal placées. Au sein de cette caisse de retraite, il faudrait distinguer un étage commun à l'ensemble des fonctionnaires d'État (taux de cotisation commun), puis des taux de cotisation supplémentaires spécifiques pour les militaires et les fonctionnaires actifs. Les droits non contributifs ne devraient pas être inclus dans le financement de cette caisse, mais financés par l'impôt, comme dans le secteur privé – il s'agit d'une modification là purement comptable, les cotisations employeur étant bien évidemment financées *in fine* par l'impôt. L'avantage d'une telle réforme serait la clarification forte du système de retraite de la fonction publique d'État, qui, outre le gain en transparence, conduirait à favoriser les mobilités entre les différents pans de la fonction publique.

Inclure les primes dans l'assiette des rémunérations soumises à cotisation

La situation actuelle, où l'État organise lui-même le versement de rémunérations non soumises à cotisations, est aberrante et source de multiples dysfonctionnements, à la fois pour la retraite, mais aussi pour la politique de rémunération dans la fonction publique. Inclure les

primes dans l'assiette des rémunérations soumises à cotisation peut être réalisé de plusieurs façons – probablement progressivement – qui n'ont pas les mêmes conséquences pour les agents concernés et les finances publiques. Premièrement il est possible d'augmenter les cotisations « salariés » sur les primes, faisant ainsi baisser les primes nettes versées, mais augmentant proportionnellement les droits à la retraite sur ces primes. Cette opération serait neutre pour les finances publiques, comme pour les agents, mais pas forcément souhaitée par ceux-ci. Alternativement, il est possible d'augmenter les taux de cotisation sur les primes (employeur et salarié) jusqu'à obtenir parité avec les taux de cotisation sur le traitement. Un tel choix entraînerait un surcoût pour les finances publiques et un gain en termes de droit à la retraite pour les fonctionnaires recevant une part importante de primes, accentuant ainsi l'écart de rémunération totale avec les fonctionnaires recevant un faible taux de primes, c'est-à-dire les enseignants.

Quelle que soit l'option choisie, il serait nécessaire de passer en revue, à cette occasion, les choix de rémunération entre les différentes catégories de fonctionnaires. □

RÉFÉRENCES

Andrieux, V. & Chantel, C. (2012). Les taux de remplacement du salaire par la retraite pour la génération 1942. Drees, *Dossier Solidarité et Santé* N° 33.

Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2017). Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France. *PSE Working paper*.

Colin, C., Legros, F. & Mahieu, R. (1999). Le rendement des régimes de retraite : une comparaison entre Fonction publique d'État et secteur privé. *Économie et Statistique*, 328, 81–104.

Conseil d'orientation des retraites (2014). La retraite des anciens fonctionnaires et des anciens salariés du privé : synthèse de résultats statistiques. COR 10 avril 2014, Document n° 3.

Disney, R., Emmerson, C. & Tetlow, G. (2009). What is a Public Sector Pension Worth? *The Economic Journal*, 119(541), F517–535.

DREES (2016). *Les Retraités et les retraites – édition 2016*.

Gregory, R. & Borland, J. (1999). Recent developments in public sector labor markets. In: D. Card & O. Ashenfelter (Eds). *Handbook of Labor Economics*, 3, Part C, Chapter 53, Amsterdam: Elsevier/North-Holland, pp. 3573–3630.

Gruber, J. (1997). The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile. *Journal of Labor Economics*, 15(S3), S72–101.

Kotlikoff, L. J. & Summers, L. H. (1987). Tax Incidence. In: A. J. Auerbach & M. Feldstein

(Eds). *Handbook of Public Economics*, 2. Amsterdam: Elsevier/North-Holland, pp. 1043–1092.

OCDE (2016). *Pensions Outlook*, chap. 6. Paris: OCDE.

Senghor, H. (2015). Le taux de remplacement du salaire par la retraite diminue au fil des générations. Drees, *Études et Résultats* N° 926.

Summers, L. H. (1989). Some Simple Economics of Mandated Benefits. *The American Economic Review*, 79(2), 177–83.

Postel-Vinay, F. & Turon, H. (2007). The public pay gap in Britain: small differences that (don't?) matter. *The Economic Journal*, 117(523), 1460–1503.

Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation pour la période 1979-2011

Hippolyte d'Albis *, Carole Bonnet **, Julien Navaux ***,
Jacques Pelletan **** et François-Charles Wolff *****

Les Comptes de transferts nationaux mesurent la manière dont les individus produisent, consomment, épargnent et partagent les ressources à chaque âge. Ils permettent d'identifier les périodes pendant lesquelles la consommation privée et publique (éducation, santé, ...) n'est pas financée par les revenus du travail, avant d'identifier les transferts entre les âges qui permettent de la financer. Cet article présente les profils individuels de consommation et de revenus du travail par âge pour la France, établis à partir de cette méthode et leur évolution entre 1979 et 2011. Les profils sont aussi calculés au niveau agrégé, soulignant l'importance des évolutions des structures démographiques. On reconstitue également des trajectoires partielles de cohortes, donnant ainsi une lecture générationnelle des évolutions.

En 2011, la consommation des plus âgés est plus élevée que celle des jeunes, ce qui n'était pas le cas en 1979. La hausse de la consommation à chaque âge, observée de génération en génération, s'est ralentie à partir de la cohorte née en 1950. L'éventail des âges auxquels les revenus du travail sont perçus s'est réduit, tandis que l'âge auquel le revenu du travail atteint son niveau le plus élevé se déplaçait de 36 à 46 ans au fil des années. La progression des revenus du travail à chaque âge, très visible des générations 1930 à 1950, semble s'être momentanément interrompue entre les générations 1950 et 1960, du moins en début de vie active. Elle reprend à partir des générations 1970, mais de manière moins prononcée. En 2011, les âges auxquels la consommation excède les revenus du travail, ce qui correspond à un déficit, s'étendent de 0 à 24 ans et de 59 à 82 ans. Avec la hausse de l'espérance de vie en France, le nombre d'années en situation de déficit aux âges élevés a considérablement augmenté, de 14 à 24 années entre 1979 et 2011. Enfin, les profils de revenus du travail et de consommation pour la France sont très similaires à ceux des pays européens.

Codes JEL : E21, E24, J10, J11.

Mots clés : consommation, revenus du travail, cycle de vie, profil par âge, Comptes de transferts nationaux, transferts intergénérationnels.

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

** Ined (carole.bonnet@ined.fr).

*** Université d'Ottawa (jnavaux@uottawa.ca).

**** Université Paris 8 (jacques.pelletan@univ-paris8.fr).

***** Lemna, Université de Nantes et Ined (francois.wolff@univ-nantes.fr).

Remerciements : le projet des Comptes de transferts nationaux a bénéficié du soutien de l'Union européenne (projet Agenta, Grant 613247), de France Stratégie et de la Chaire « Transitions démographiques, transitions économiques ». Hippolyte d'Albis et Julien Navaux ont également bénéficié du soutien du Conseil européen de la Recherche (ERC Starting Grant DU 283953). Les auteurs remercient Didier Blanchet et deux rapporteurs anonymes, ainsi que Jérôme Accardo, Pierre-Yves Cusset, Jean-Hervé Lorenzi et André Masson pour leurs commentaires, Florian Bonnet et Émilie Feyler pour leur assistance, ainsi que les participants au séminaire Employment Labour and Social Affairs de l'OCDE, au séminaire IRES de l'Université catholique de Louvain, au séminaire organisé par Population Europe, au séminaire co-organisé par la Chaire « Transitions démographiques, transitions économiques » et la Caisse des dépôts et consignations et au groupe de travail « Politique des âges » de France Stratégie pour leurs commentaires et suggestions.

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.

L'évolution de l'ampleur des transferts entre les générations et les âges est une question récurrente dans le débat public. Celle-ci apparaît d'autant plus cruciale dans un contexte de ralentissement ou de faible croissance économique, d'incertitudes sur la soutenabilité des systèmes de protection sociale et de mutations démographiques profondes, autant d'éléments qui tendent à caractériser la France aujourd'hui. Le projet des Comptes de transferts nationaux (CTN) a pour ambition de mesurer l'ensemble des transferts publics et privés entre les âges et les générations via une décomposition par âge de ces variables économiques.

Cet article présente les résultats de la première phase de ce projet, qui consiste à calculer les profils par âge de consommation et de revenus du travail. La comparaison de ces deux profils permet d'obtenir, par différence, les âges pour lesquels la consommation individuelle totale (privée et publique) n'est pas financée par les revenus du travail et repose donc sur des transferts ou des réallocations d'actifs entre les âges. La méthodologie des CTN, comptes qui trouvent leurs origines dans les travaux de Lee (1980) et Mason (1988), est aujourd'hui décrite dans un manuel de référence publié par l'ONU (United Nations, 2013). Les principes ainsi que les résultats mis en évidence à ce jour ont fait l'objet de plusieurs publications récentes (Lee & Mason, 2011 ; Lee et al., 2014 ; d'Albis et al., 2015 ; d'Albis & Moosa, 2015). Les avantages de cette comptabilité par âge sont multiples.

Elle établit initialement des moyennes par âge pour les variables économiques, ce qui permet de mettre en lumière d'éventuelles inégalités entre les âges ou les générations. Cette approche facilite aussi l'évaluation économique des effets des changements démographiques. Les CTN offrent une grille de lecture de la société qui repose sur les rapports entre les générations, ce qui renouvelle et complète les grilles traditionnelles s'appuyant, par exemple, sur des rapports entre offre et demande sur les marchés. En tant que base de données statistiques, les CTN apparaissent utiles aux économistes qui mobilisent des modèles structurés en âge tels que les modèles de cycle de vie ou à générations imbriquées. Ils ont enfin l'avantage de présenter un ensemble de données cohérentes avec les Comptes nationaux et construites de façon similaire d'un pays à l'autre¹.

En France, les CTN viennent compléter des travaux déjà réalisés dans le champ des inégalités

de ressources selon les âges. Dès les années 1980, Masson (1986) proposait des mesures des revenus du travail par âge pour la période allant de 1949 à 1967 permettant des comparaisons non seulement entre classes d'âge au fil du temps, mais aussi entre cohortes à âge donné. En 2002, paraissait un numéro spécial de *Économie et Prévision* sur la comptabilité générationnelle (Accardo, 2002 ; Bonnet, 2002). Plus récemment, les transferts publics et privés ont été quantifiés entre deux grandes classes d'âge pour une seule année, autour du pivot des personnes âgées de 60 ans (Arrondel & Masson, 2007).

L'objectif des comptes par générations était de calculer des bilans sur le cycle de vie de chaque génération des transferts nets de l'État, c'est-à-dire la différence entre les prestations reçues et les taxes, impôts et cotisations payés, avec une dimension essentiellement prospective. Ils ont fait l'objet d'un certain nombre de critiques, de l'hypothèse forte de maintien de la législation socio-fiscale pour toutes les générations courantes à la grande sensibilité des résultats aux hypothèses retenues (Bonnet, 2002). Si les CTN s'inscrivent dans une littérature similaire sur l'étude des flux économiques entre les âges et les générations, la méthode et l'objectif se différencient. Les CTN raisonnent sur l'intégralité des flux économiques et ont pour objectif de comparer au préalable ce que chaque âge (et éventuellement chaque génération dès lors que les CTN sont disponibles pour un nombre suffisamment grand d'années) consomme et produit, avant d'étudier la manière dont la consommation est financée à chaque âge quand elle ne l'est pas par les revenus du travail.

La première phase du projet français des CTN est exclusivement dédiée au calcul des profils de revenus du travail et de consommation totale. Elle apporte un éclairage sur les évolutions observées en France pour l'écart entre la consommation et les revenus du travail sur les trois dernières décennies, de 1979 à 2011. La période retenue s'explique par la nécessité de données individuelles relatives à la consommation et aux revenus du travail des ménages pour pouvoir construire les

1. Aujourd'hui, environ 70 équipes nationales construisent ces comptes selon la même méthodologie. Voir le site internet des *National Transfer Accounts* pour une présentation de l'ensemble du réseau d'équipes nationales : <http://www.ntaccounts.org/web/nta/show/>.

CTN². Ces données sont mises en correspondance avec celles de la Comptabilité nationale pour déterminer à chaque âge quels sont les niveaux moyens de consommation et de revenus pour un individu donné et pour l'ensemble de la population. La mise en œuvre des CTN pour la France donne lieu à plusieurs résultats d'importance.

Entre 1979 et 2011, les niveaux de revenus du travail des personnes âgées de 50 à 60 ans et de consommation des personnes âgées de 40 ans et plus ont augmenté plus rapidement que ceux des classes d'âge plus jeunes. L'analyse des profils par cohorte montre que les générations qui sont nées jusqu'en 1940 ont vu leur niveau de consommation augmenter de manière marquée par rapport à la génération née dix ans plus tôt et elle montre également que les générations du *baby-boom* ont bénéficié d'une augmentation très sensible de leur niveau de revenus du travail lorsqu'on les compare à la génération née dix ans plus tôt. La période d'excédent de cycle de vie, c'est-à-dire les âges auxquels les revenus du travail excèdent la consommation, s'est globalement contractée sur la période étudiée. Elle était de 39 ans en 1979 et de seulement 34 ans en 2011, alors même que l'allongement de la durée de vie vient accroître de façon mécanique les besoins de financement lors de la période de retraite. Sur le plan international, la comparaison des profils français avec ceux d'autres pays européens révèle une similarité des profils de consommation, de revenus du travail et de déficit de cycle de vie.

Dans la suite de l'article, on étudie les profils par âge en 2011 pour l'année de construction la plus récente, puis les évolutions temporelles de la consommation et des revenus du travail entre 1979 et 2011³. Les résultats font également l'objet d'analyses comparatives, que ce soit entre cohortes ou bien au niveau international.

Les Comptes de transferts nationaux

Les CTN quantifient l'acquisition et l'utilisation des ressources économiques à chaque âge (Lee & Mason, 2011). Ils s'appuient sur une méthodologie internationale unifiée qui consiste à introduire l'âge dans la Comptabilité nationale (United Nations, 2013). Ces comptes sont destinés à comprendre la façon dont les flux économiques circulent entre les différents groupes d'âge d'une population pour un pays et pour une année donnée. Pour une année donnée, les profils par âge nécessitent le calcul des

niveaux de consommation et de revenus du travail moyens dans la population et ceci pour chaque âge. Ils vont également préciser les différentes sources de revenus (du travail et du capital) ainsi que les différents usages de ces revenus en termes de consommation privée et publique et d'épargne.

Au cours de la vie, les individus consomment à tous les âges. En revanche, ils ne produisent de la richesse économique qu'aux âges adultes. Au cours des périodes de jeunesse et de vieillesse, il en résulte que la consommation excède les revenus du travail. La différence entre les profils de consommation totale et de revenus du travail par âge correspond au déficit de cycle de vie suivant la méthodologie internationale des CTN (United Nations, 2013). Initialement, cet écart permet de définir des situations excédentaires et déficitaires sans finalité normative. L'objectif est de distinguer les périodes pour lesquelles le travail suffit à financer la consommation à un âge donné de celles où les revenus du travail sont insuffisants⁴.

L'organisation du cycle de vie donne lieu à des réallocations de ressources, que celles-ci soient volontaires ou organisées par les décideurs publics. Ces réallocations vont de la période de surplus où l'écart entre la consommation et les revenus du travail est négatif, c'est-à-dire aux âges adultes, aux périodes de déficit où cet écart est positif, c'est-à-dire lors de la jeunesse et lors de la vieillesse. Les différentes politiques publiques influencent clairement les âges où

2. 1979 et 2011 correspondent à l'année la plus ancienne et l'année la plus récente pour lesquelles les enquêtes Budget de famille sont disponibles. Le choix a été fait d'estimer les profils de revenus du travail et de consommation privée sur la base de la même enquête statistique et donc d'un même échantillon pour une année d'enquête donnée. Il est tout à fait possible que d'autres enquêtes conduisent à des profils par âge estimés quelque peu différents, pour des raisons d'échantillonnage par exemple. Les autres enquêtes disponibles en France n'incluent pas de données portant à la fois sur la consommation privée et sur les revenus du travail. Seule l'enquête Budget de famille collecte des informations sur les dépenses de consommation privée (il existe en revanche différentes sources statistiques pour les revenus).

3. La base de données utilisée pour cet article et un complément méthodologique sont disponibles sur le site dédié aux CTN en France : ctn.site.ined.fr.

4. Du point de vue de la terminologie, la notion de déficit de cycle de vie peut prêter à confusion. D'un côté, elle laisse à penser que les classes d'âge déficitaires ont nécessairement un impact négatif. Dans le cas des jeunes âges par exemple, le déficit tient uniquement au fait que les enfants ne sont pas en mesure de participer au marché du travail. De l'autre, elle fait explicitement référence au cycle de vie alors même que le déficit est instantané : il est calculé pour l'ensemble des âges pour une population observée une année donnée (approche transversale) et non pour des individus que l'on suivrait tout au long de leur vie (approche longitudinale). En dépit de ses limites, le choix est fait par la suite d'utiliser cette notion de déficit de cycle de vie qui s'est imposée dans le réseau international des CTN.

la consommation privée et publique est supérieure ou inférieure aux revenus du travail, par exemple à travers les choix en termes d'éducation ou de retraite. La démographie joue également un rôle sur la durée de ces périodes, à travers l'allongement de l'espérance de vie.

Les CTN reposent sur une identité comptable telle que, à chaque âge, les ressources doivent être égales aux usages qui en sont faits (United Nations, 2013) :

(1)

$$Y^L(a) + Y^K(a) + T^R(a) = C(a) + S(a) + T^V(a)$$

La somme des revenus du travail $Y^L(a)$, des revenus du capital $Y^K(a)$ et des transferts reçus $T^R(a)$ doit être égale à la somme de la consommation privée et publique $C(a)$, de l'épargne $S(a)$ et des transferts versés $T^V(a)$. Cette identité comptable fait apparaître l'écart entre la consommation et les revenus du travail $C(a) - Y^L(a)$, qui correspond à chaque âge au déficit de cycle de vie (Lee, 1994) :

(2)

$$(C(a) - Y^L(a)) = (Y^K(a) - S(a)) + (T^R(a) - T^V(a))$$

La différence entre la consommation et les revenus du travail donne lieu à des réallocations de ressources entre les âges qui prennent la forme soit de transferts publics ou privés nets $T^N(a) = T^R(a) - T^V(a)$, soit de réallocations reposant sur les actifs (*asset-based reallocations*), qui font référence aux revenus d'actifs nets de l'épargne $Y^K(a) - S(a)$. Pour chacune de ces composantes, la méthodologie retenue comprend trois étapes.

- La première consiste à calculer un profil par âge pour un flux donné et pour une année donnée. Ce profil $f(a)$ est obtenu à partir de données d'enquêtes.

- Dans un second temps, le profil fait l'objet d'un lissage de la série statistique $\tilde{f}(a)$ au cours des âges. Si ce profil est calculé au niveau individuel, il est aussi possible d'obtenir le profil agrégé qui prend en compte la structure par âge globale de la population. Chaque effectif d'âge de la population étant noté $N(a)$, le flux agrégé F est $F = \sum \tilde{f}(a) N(a)$.

- Enfin, la dernière étape consiste en un calage sur la Comptabilité nationale de telle sorte que le flux agrégé F coïncide avec l'agrégat comptable correspondant C l'année considérée. Le terme

correctif $c = F / C$ est alors calculé et appliqué aux séries lissées individuelles et agrégées. Les profils corrigés sont $\tilde{f}^c = \tilde{f} / c$ au niveau individuel et $F^c = F / c$ au niveau agrégé.

Les CTN ont été calculés pour la France en mobilisant des données issues de la Comptabilité nationale pour la détermination des agrégats, des données d'enquêtes réalisées auprès des ménages et d'autres sources de la statistique publique. La méthodologie et les différentes sources statistiques mobilisées font l'objet d'une description détaillée dans les compléments en ligne. Compte tenu de la disponibilité des différentes éditions de l'enquête *Budget de famille*, les CTN sont construits pour les années 1979, 1984, 1989, 1995, 2000, 2005 et 2011. Cette période, qui succède aux trente glorieuses, débute avec le second choc pétrolier et s'achève dans le prolongement de la crise financière de 2007-2010. Elle correspond dans son ensemble à une période de croissance économique modeste jusqu'au milieu des années 1990 et encore plus faible par la suite (Bergeaud et al., 2014)⁵.

Le déficit de cycle de vie en 2011 en France

Une consommation plus élevée à la retraite qu'aux âges adultes

Les dépenses totales de consommation représentaient 1 425 milliards d'euros en France pour l'année 2011. Ces dépenses se sont réparties en consommation privée pour 65.9 % et en consommation publique pour 34.1 % (cf. tableau 1). La structure des dépenses diffère fortement dans les deux cas. Pour la consommation privée, la contribution des dépenses d'éducation et de santé est très faible, 1.1 % et 3.8 % respectivement. Pour la consommation publique, les dépenses d'éducation ont pesé pour 18.8 %, les dépenses de santé pour 29.8 %, les dépenses liées au poste personnes âgées⁶ pour 4.2 %, les aides au logement pour 3.4 % et les autres dépenses non assignables telles que la défense, la justice ou bien les administrations publiques pour 43.8 %.

5. La croissance du PIB par habitant en France était de 1.8 % par an entre 1979 et 1995, puis de 1.0 % par an entre 1995 et 2011.

6. Le poste personnes âgées inclut les dépenses spécifiques pour ce groupe d'âge, notamment l'allocation personnalisée d'autonomie (APA). Des précisions sont données dans les compléments en ligne.

En 2011, le profil de consommation par tête révèle que la consommation privée et publique totale a augmenté fortement durant la période de jeunesse⁷, passant de 10 601 euros à l'âge de 0 an (entre la naissance et le premier anniversaire) à 22 810 euros à l'âge de 20 ans (figure I)⁸. Ensuite, le niveau de consommation est relativement stable jusqu'à l'âge de 50 ans (autour de 21 500 euros), âge à partir duquel la dépense totale a augmenté de façon quasi-linéaire jusqu'à l'âge de 66 ans. À cet âge, la somme des consommations privée et publique était maximale (27 202 euros). Au-delà, la consommation a oscillé entre 25 500 euros et 28 000 euros, sans tendance réelle à la baisse ou à la hausse. Ce profil par âge délivre deux enseignements majeurs. D'un côté, pour une année donnée, les niveaux de consommation totale observés pour les retraités excèdent substantiellement ceux qui sont observés aux âges adultes. De l'autre, la consommation moyenne est relativement stable aux âges élevés.

Si la répartition de la consommation privée suivant les âges dépendait pour l'essentiel des dépenses hors éducation et santé du fait du poids

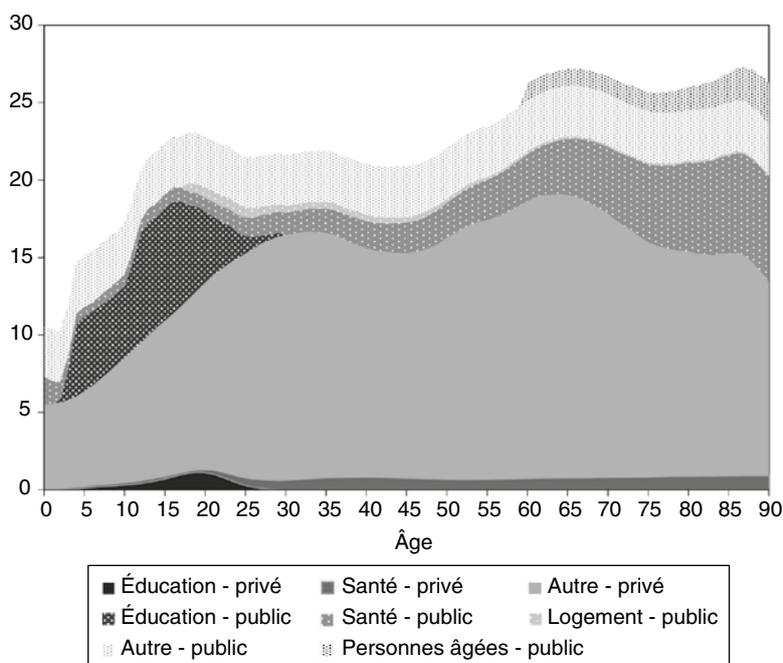
très faible de ces deux postes, la consommation publique a crû très fortement aux âges jeunes à travers les dépenses d'éducation et aux âges élevés sous l'influence du poste personnes âgées et des dépenses de santé. La dépense publique par tête était maximale aux âges les plus élevés, avec un montant moyen de 12 837 euros à 90 ans. Cette somme était plus de deux fois plus élevée que la consommation publique entre les âges allant de 30 à 40 ans (5 285 euros en moyenne). Elle était également plus élevée que la consommation publique à l'âge de 15 ans (11 455 euros).

7. On rappelle que l'on adopte dans cette partie de l'article une approche transversale en décrivant les profils par âge à une date donnée, 2011. Il ne s'agit pas d'une approche de cycle de vie dans laquelle on suivrait les individus au fur et à mesure de leur avancée en âge.

8. La hausse de la consommation privée hors santé et éducation, qui représente près de la moitié de la consommation totale lors de la jeunesse (45.6 % de 0 à 9 ans et 46 % de 10 à 19 ans) est très liée à la règle utilisée pour répartir la consommation privée (hors santé et éducation) au sein du ménage. Le poids relatif des enfants est supposé égal à 0.4 jusqu'à l'âge de 4 ans inclus, ensuite il croît proportionnellement jusqu'à l'âge de 20 ans pour s'établir à 1 et rester constant au-delà.

Figure I
Dépenses de consommation selon l'âge – profils par tête – France 2011

Montant (en milliers d'euros)



Lecture : en France, la consommation publique et privée moyenne était de 26 197 euros à l'âge de 60 ans pour l'année 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillon permanent des assurés sociaux 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

En 2011, le poids de la consommation publique dans la consommation totale s'élevait à 53 % pour les 0-9 ans et 50 % pour les 10-19 ans (tableau 1). La baisse observée pour les classes d'âge suivantes résultait de la forte hausse de la consommation privée. La contribution de la consommation publique variait entre 24.3 % et 29.8 % de 30 ans à 69 ans. Plus en détail, les dépenses publiques d'éducation représentaient 30.2 % de la consommation totale pour les 10-19 ans, mais seulement 8.5 % pour les 20-29 ans. La contribution des dépenses publiques de santé était minimale pour les 10-19 ans (4 %). Par rapport à ce groupe d'âge, le poids des dépenses publiques de santé était près de cinq fois plus important pour les 70-79 ans, presque six fois pour les 80-89 ans et même plus de six fois pour les plus de 90 ans⁹. Du fait de ces dépenses de santé croissantes aux âges élevés ainsi que des dépenses liées au poste personnes âgées, l'importance relative de la dépense privée dans la consommation totale diminuait avec l'âge : 74.1 % pour les 50-59 ans, 63 % pour les 70-79 ans et 50.5 % pour les 90 ans et plus.

Le profil en forme de M de la consommation privée selon l'âge observé en 2011, avec un premier mode à 33 ans, un second mode à 64 ans et un point bas entre ces deux modes à 45 ans, s'observe pour plusieurs pays prenant part au projet CTN (Tung, 2011). La forme en V entre 33 ans et 64 ans correspond aux âges auxquels les individus ont des enfants au sein de leur ménage, présence qui se traduit par des transferts descendants au sein des ménages pour financer la consommation des enfants. La diminution de la consommation après 64 ans peut s'expliquer par des contraintes de liquidité, la constitution d'une épargne de précaution ou un motif de transmission (Deaton, 1992). Une explication alternative à cette baisse vient de ce que le profil de consommation obtenu en 2011 mélange des générations nées entre les années 1930 et le début du *baby-boom*. Celles-ci ont vécu des périodes de guerre et de pénurie qui

9. Pour comparaison, le poids des dépenses privées de santé s'élève à 3.2 % pour les 70-79 ans, 3.3 % pour les 80-89 ans et 3.4 % pour les 90 ans et plus.

Tableau 1
Décomposition de la consommation totale par groupes d'âge décennaux – France 2011

En %

Groupe d'âge	Consommation privée				Consommation publique					
	Éducation	Santé	Autre	Total	Éducation	Santé	Pers. âgées	Logement	Autre	Total
0-9	0.8	0.6	45.6	47.0	22.3	6.8	0.0	0.0	23.9	53.0
10-19	3.3	0.7	46.0	50.0	30.2	4.0	0.0	0.5	15.3	50.0
20-29	2.1	1.9	64.4	68.4	8.5	5.2	0.0	2.9	14.9	31.6
30-39	0.0	3.4	72.3	75.7	0.0	7.2	0.0	2.0	15.1	24.3
40-49	0.0	3.6	69.9	73.5	0.0	9.3	0.0	1.7	15.6	26.5
50-59	0.0	2.9	71.2	74.1	0.0	11.0	0.0	0.9	14.0	25.9
60-69	0.0	2.8	67.3	70.2	0.0	13.0	4.0	0.5	12.2	29.8
70-79	0.0	3.2	59.9	63.0	0.0	19.0	4.9	0.5	12.6	37.0
80-89	0.0	3.3	53.6	57.0	0.0	23.2	7.0	0.5	12.3	43.0
90+	0.0	3.4	47.1	50.5	0.0	25.4	11.4	0.4	12.3	49.5
Ensemble	0.7	2.5	62.7	65.9	6.4	10.2	1.4	1.2	14.9	34.1

Note : la consommation privée d'éducation inclut les frais de scolarité qui sont à la charge du ménage (écoles privées et frais d'inscriptions du supérieur) et les achats de matériel scolaire également à la charge du ménage. La consommation privée de santé recouvre le reste à charge payé par le ménage. Les autres consommations privées correspondent aux autres postes de consommation privée (produits alimentaires et boissons non alcoolisées, boissons alcoolisées et tabac, articles d'habillement et chaussures, logement – y compris loyers imputés, meubles, articles de ménage et entretien courant de l'habitation, transports, communications, loisirs et culture, hôtels, cafés et restaurants, biens et services divers). La consommation publique d'éducation inclut les dépenses publiques pour l'enseignement primaire, l'enseignement secondaire et l'enseignement supérieur. La consommation publique de santé correspond aux dépenses de l'assurance maladie. Les dépenses publiques de dépendance ne sont pas incluses dans le poste « santé », mais dans le poste « personnes âgées » (voir les compléments en ligne). Le poste logement correspond à l'aide personnalisée au logement (APL). Enfin, les autres dépenses de consommation publique correspondent à toutes les dépenses publiques qui ne peuvent être allouées par âge aux individus (défense, justice, administrations publiques, etc.).

Lecture : en France, la consommation publique de santé représentait 11 % de la consommation totale de la classe d'âge 50-59 ans pour l'année 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillon permanent des assurés sociaux 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

ont marqué leurs comportements de consommation sur l'ensemble de leur cycle de vie (Bodier, 1999).

Le profil agrégé, qui prend en compte les effectifs de population, fait apparaître une baisse brutale de la consommation pour les âges supérieurs à 65 ans¹⁰. Cette rupture est liée aux évolutions démographiques, les individus âgés de 65 ans ou moins appartenant aux générations nombreuses du *baby-boom*. La consommation agrégée est maximale pour les âges allant de 60 à 63 ans, autour de 22 milliards d'euros par âge, sous l'effet d'un double phénomène. D'un côté, la consommation par tête est élevée à ces âges. De l'autre, les effectifs de population associés à ces âges qui correspondent aux premières cohortes suivant la fin de la Seconde Guerre Mondiale, nées entre 1948 et 1951, sont nombreux. Le niveau de consommation agrégé croît fortement de l'âge de 3 ans (9,6 milliards d'euros) jusqu'à l'âge de 19 ans (18,8 milliards d'euros), en lien avec la hausse des dépenses publiques d'éducation, et augmente ensuite à un taux plus faible durant la période d'activité. Aux âges élevés, la consommation agrégée est de 12,8 milliards d'euros à 70 ans, 11 milliards à 80 ans et 4,2 milliards à 90 ans.

Une concentration des revenus du travail entre 30 et 55 ans

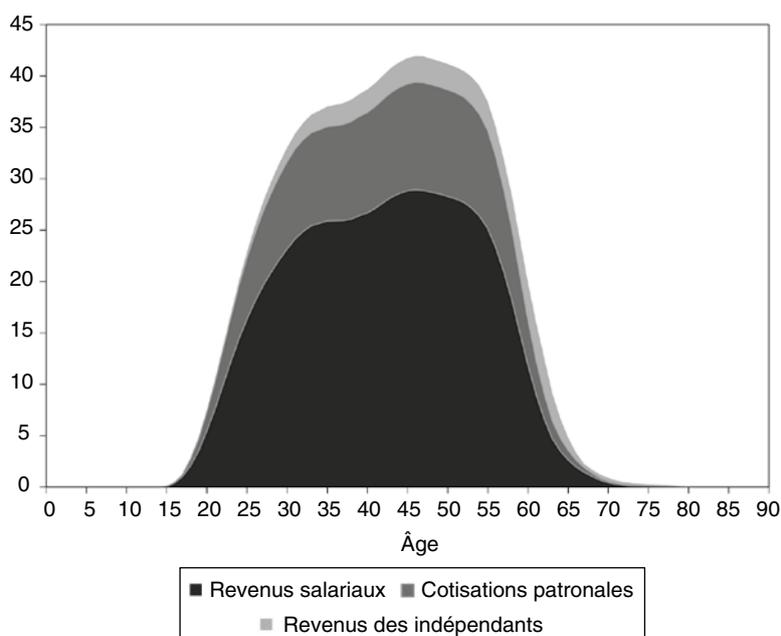
En France, la somme des revenus du travail s'est élevée à 1 214,1 milliards d'euros pour l'année 2011. Ces ressources correspondaient pour l'essentiel à des revenus salariaux (68,4 %) et dans une moindre mesure à des cotisations sociales employeurs (24,8 %), la contribution des revenus des indépendants étant plus limitée (6,8 %).

Le profil par âge des revenus du travail au niveau individuel suit approximativement une courbe en cloche (figure II). Trois périodes sont à distinguer. Tout d'abord, les revenus augmentent très fortement pour les âges allant de 20 à 35 ans, âge auquel le revenu moyen est égal à 37 023 euros. Ensuite, le revenu moyen continue de croître en fonction de l'âge, mais à un rythme plus ralenti, jusqu'à l'âge de 45 ans. À cet âge, les revenus du travail restent relativement stables pendant 5 années, autour d'un montant moyen de 42 000 euros. Enfin, après 54 ans, les revenus du travail se mettent à diminuer brutalement : 37 453 euros à 55 ans,

10. Figure C2-1 du complément en ligne C2.

Figure II
Revenus du travail – profils par tête – France 2011

Montant (en milliers d'euros)



Note: les revenus du travail comprennent les revenus salariaux, les cotisations patronales et les revenus des indépendants.

Lecture : en France, les revenus du travail moyens représentaient 41 948 euros à l'âge de 46 ans pour l'année 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 2011 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

28 326 euros à 58 ans, 19 872 euros à 60 ans, 12 657 euros à 62 ans, 6 737 euros à 64 ans et 3 325 euros à 66 ans.

De ce profil résulte une concentration assez forte des revenus du travail : les 18 (respectivement les 30) années caractérisées par les revenus les plus élevés en termes de revenus concentrent la moitié (respectivement 80 %) des revenus du travail. Des explications probables de cette concentration des revenus du travail résident d'une part dans l'allongement de la durée des études et les difficultés d'insertion des jeunes sur le marché du travail, donnant lieu à des salaires moyens très faibles aux âges jeunes, et d'autre part dans l'âge de départ à la retraite qui était en moyenne de 59.3 ans pour les hommes et de 59.6 ans pour les femmes en France pour l'année 2011 d'après l'OCDE¹¹.

Au niveau agrégé, le profil par âge des revenus du travail apparaît un peu différent du profil individuel¹². Les effets de l'ancienneté qui font croître régulièrement les salaires sur les âges de 25 à 40 ans au niveau individuel sont atténués. De 30 à 34 ans, la contribution au revenu agrégé total pour chacun de ces âges est à peu près stable, autour de 28 milliards d'euros pour l'année 2011. Les revenus du travail augmentent ensuite fortement jusqu'à 40 ans. Le profil agrégé souligne la contribution importante aux revenus totaux pour les individus âgés entre 40 et 50 ans inclus : l'apport de ce groupe d'âge représente exactement le tiers des revenus totaux. Enfin, les premières générations du *baby-boom* contribuent désormais très peu aux revenus du travail du fait de leur passage à la retraite.

Davantage d'années de déficit que de surplus

À chaque âge a , la différence entre la consommation totale $C(a)$ et les revenus du travail $Y^L(a)$ (c'est-à-dire la part de la consommation qui n'est pas financée par les revenus d'activité) est égale aux transferts publics reçus moins versés $TPU^R(a) - TPU^V(a)$ auxquels sont ajoutés les transferts privés reçus moins versés $TPR^R(a) - TPR^V(a)$ et les revenus d'actifs privés et publics nets de l'épargne privée et publique $Y^K(a) - S(a)$ ¹³. Les transferts publics reçus intègrent la consommation publique et les transferts publics en espèce (pensions de retraite, allocations chômage, prestations familiales, etc.), tandis que les transferts publics versés correspondent aux prélèvements obligatoires (cotisations sociales et patronales, impôts et taxes). Les transferts privés incluent les

aides au sein des ménages (financement de la consommation et transferts de loyers imputés) et les aides entre ménages (aides financières et en nature, hors héritages et hors donations).

Au niveau agrégé, l'écart entre la consommation et les revenus du travail $D = C - Y^L$ s'est élevé à 211 milliards d'euros en France en 2011, soit 10.2 % du PIB. Le financement de ce déficit global a été assuré par des revenus d'actifs nets de l'épargne (réallocations fondées sur les actifs) $Y^K - S$ pour un montant de 251.6 milliards et par des transferts publics ou privés nets pour un montant de -40.6 milliards. Les composantes publiques des revenus des actifs et de l'épargne sont négatives, -35.7 milliards et -76.4 milliards d'euros respectivement, ce qui s'explique par l'endettement public. Le fait que les transferts publics ou privés nets T^N soient négatifs correspond à une situation où les transferts versés au reste du monde excèdent les transferts reçus du reste du monde.

Le profil par tête du déficit de cycle de vie selon les âges pour l'année 2011 suit les grandes périodes de la vie (figure III). Aux jeunes âges, l'écart entre la consommation et les revenus du travail maximal est observé à l'âge de 16 ans, égal à 22 344 euros. Aux âges de la retraite, cet écart reste à peu près stable à partir de 68 ans, autour de 26 500 euros. Les âges auxquels l'écart entre la consommation et les revenus du travail est négatif sont compris entre 25 et 58 ans. Ainsi, les durées des périodes où la consommation excède les revenus du travail sont égales à 25 ans aux jeunes âges (de 0 à 24 ans) et 24 ans aux âges de la retraite (de 59 à 82 ans) sur la base d'une espérance de vie à la naissance de 82 ans observée en 2011¹⁴.

11. Les âges effectifs de départ à la retraite calculés par l'OCDE correspondent à des moyennes pondérées effectuées sur des périodes de 5 ans pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus. Pour 2011, la période prise en considération est 2006-2011.

12. Figure C2-2 du complément en ligne C2.

13. Plus précisément, l'épargne publique nette correspond à l'épargne brute des administrations publiques (APU) diminuée de la consommation de capital fixe des APU. L'épargne brute des APU est composée de la différence entre des flux entrants (revenu national brut des APU, impôts courants sur le revenu et le patrimoine nets des APU, autres transferts courants reçus) et des flux sortants (transferts publics en espèces et en nature, autres transferts courants versés). Cette épargne publique n'a pas de contrepartie dans les statistiques présentées habituellement dans les finances publiques. Les revenus d'actifs publics (avant déduction de l'épargne, mais nets de la consommation de capital fixe) sont composés des revenus du capital et des revenus de la propriété des administrations publiques. Les revenus de la propriété correspondent aux revenus issus des actifs détenus par les administrations publiques. Les revenus du capital public sont égaux à l'excédent net d'exploitation des administrations publiques.

14. L'espérance de vie à la naissance était de 78.4 ans pour les hommes et de 85 ans pour les femmes en 2011 (Beaumeil & Bellamy, 2013).

La durée de la période cumulée de 49 ans pour laquelle la différence entre la consommation et les revenus du travail est positive est inférieure à la durée de 34 ans pour la période où cet écart est négatif aux âges adultes (de 25 à 58 ans). Cette dernière représente ainsi 40 % de la durée de vie moyenne en 2011. Le surplus le plus important, égal à 20 952 euros, est observé à l'âge de 46 ans. Il excède 15 000 euros par an sur une période relativement courte de 20 années, entre les âges allant de 35 à 54 ans.

La comparaison des profils par tête et agrégé révèle des écarts qui s'observent surtout pour les âges élevés¹⁵. Au fur et à mesure que les effectifs de population diminuent du fait de la mortalité, il en résulte une baisse mécanique du montant agrégé de l'écart entre la consommation et les revenus du travail. Pour la période de vieillesse, l'écart maximal est atteint à l'âge de 64 ans (pour un montant de 15.7 milliards d'euros), ce qui correspond à la cohorte née en 1947. Le montant annuel du déficit décline ensuite lentement jusqu'à l'âge de 80 ans (11 milliards d'euros), âge à partir duquel il diminue beaucoup plus rapidement et ceci jusqu'à 90 ans (4.2 milliards d'euros). Au-delà, il est de faible ampleur compte tenu des petits effectifs observés pour les populations très âgées en 2011. Au niveau agrégé, les âges auxquels les revenus

du travail sont supérieurs à la consommation demeurent égaux à 25 ans et 58 ans.

La dynamique du déficit de cycle de vie

Un déficit qui se creuse progressivement

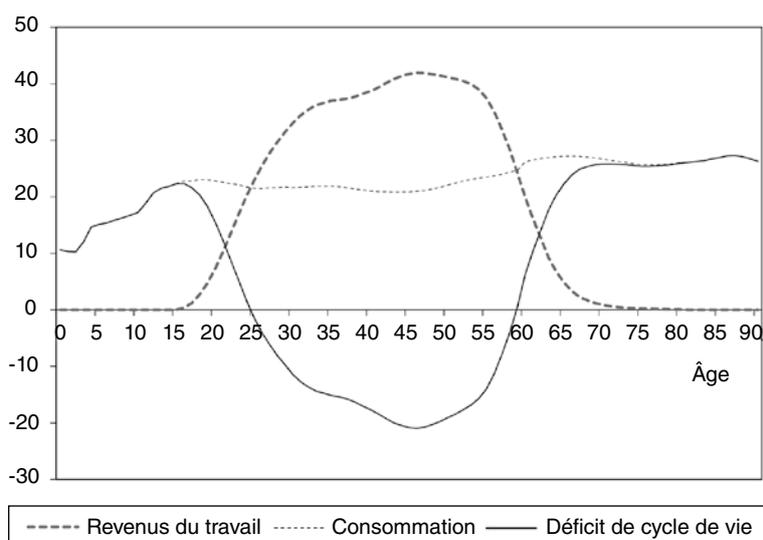
Au cours des trois dernières décennies, l'espérance de vie en France est passée de 74 ans en 1980 à 82 ans en 2011 et la structure de la population s'est modifiée avec l'avancée en âge des générations du *baby-boom*. L'âge moyen était de 40.3 ans en 2011, après 36.9 ans en 1991. L'économie française a traversé plusieurs crises économiques, en particulier en 1979-1981 (2^e choc pétrolier), en 1993 (crise du SME) et plus récemment avec la crise financière entamée en 2008, puis la crise de la zone euro en 2010.

La France a également connu de profondes transformations sociétales. Par exemple, la durée des études s'est fortement allongée puisque l'espérance de scolarisation de 2 à 29 ans est passée de 16.9 ans en 1985-1986 à 18.8 ans en 1995-1996, avant de diminuer légèrement jusqu'en 2013-2014 où elle a atteint 18.3 ans

15. Figure C2-3 du complément en ligne C2.

Figure III
Déficit de cycle de vie – profils par tête – France 2011

Montant (en milliers d'euros)



Lecture : en France, le déficit de cycle de vie (correspondant à l'écart entre la consommation totale et les revenus du travail) représentait une valeur négative de 20 952 euros à l'âge de 46 ans pour l'année 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillon permanent des assurés sociaux 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

(Ministère de l'éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche, 2016). Il y a également eu des modifications significatives dans la durée de cotisation et l'âge du départ à la retraite. En 1982, l'âge d'ouverture des droits à la retraite a été abaissé à 60 ans avec une durée d'assurance de 37.5 ans pour l'ouverture du droit au taux plein. La réforme Balladur de 1993 a ensuite augmenté cette durée d'assurance à 160 trimestres. La réforme Fillon de 2003 a aligné la durée d'assurance des fonctionnaires sur celle des salariés du privé, avant que la réforme de 2010 ne vienne accroître progressivement

jusqu'à 62 ans l'âge d'ouverture des droits au taux plein. Ces changements modifient l'écart entre la consommation et les revenus du travail, désormais étudié sur la période allant de 1979 à 2011 (tableau 2)¹⁶.

Au niveau agrégé, deux périodes sont à distinguer. Dans un premier temps, le déficit total

16. Les montants sont exprimés en euros de 2011. À ce jour, cet aspect dynamique dans le projet CTN a été abordé seulement aux États-Unis (Donehower et al., 2011), en Suède (Lindh et al., 2011) et à Taïwan (Lai & Tung, 2015).

Tableau 2
Évolution des agrégats des Comptes de transferts nationaux – France 1979-2011

Agrégat	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2011
1. Déficit de cycle de vie							
Consommation (en milliards d'euros)	761.0	848.6	975.6	1056.7	1182.9	1317.8	1425.0
Consommation privée (en %)	68.1	67.0	68.2	65.9	66.5	66.1	65.9
Education (en %)	0.8	0.8	1.0	0.9	0.9	0.9	1.1
Santé (en %)	2.1	2.4	2.9	3.4	3.3	3.5	3.8
Autre (en %)	97.1	96.8	96.2	95.7	95.8	95.5	95.1
Consommation publique (en %)	31.9	33.0	31.8	34.1	33.5	33.9	34.1
Education (en %)	22.9	22.0	20.5	22.0	22.0	20.6	18.8
Santé (en %)	24.2	24.1	25.7	26.1	26.4	29.2	29.8
Logement (en %)	2.1	3.1	3.5	4.1	4.0	3.5	3.4
Pers. âgées (en %)	3.8	3.8	4.0	4.0	3.7	3.9	4.2
Autre (en %)	46.9	47.0	46.3	43.8	43.9	42.8	43.8
Revenus du travail (en milliards d'euros)	776.8	805.7	874.8	925.8	1037.2	1138.5	1214.1
Salaires (en %)	63.8	63.2	63.7	66.0	67.8	68.0	68.4
Cotisations patronales (en %)	22.6	23.6	24.4	24.9	24.5	24.3	24.8
Revenu des indépendants (en %)	13.6	13.2	11.9	9.1	7.7	7.7	6.8
Ratio consommation / revenus du travail	0.98	1.05	1.12	1.14	1.14	1.16	1.17
Déficit de cycle de vie (en milliards d'euros)	- 15.8	42.9	100.7	130.8	145.7	179.3	211.0
Déficit de cycle de vie (en % de la consommation)	- 6.2	8.9	15.3	15.9	14.9	15.0	14.8
Variation (en %) du déficit de cycle de vie entre deux dates		- 371.4	134.8	29.9	11.4	23.0	17.6
2. Financement du déficit de cycle de vie							
Transferts publics ou privés nets	- 15.6	- 14.7	- 18.1	- 20.2	- 28.4	- 33.1	- 40.6
Revenus des actifs (en milliards d'euros)	121.3	112.1	234.2	241.2	327.5	327.2	316.4
Actifs privés (en %)	101.9	110.2	107.0	113.0	111.1	111.4	111.3
Actifs publics (en %)	- 1.9	- 10.2	- 7.0	- 13.0	- 11.1	- 11.4	- 11.3
Épargne (en milliards d'euros)	121.5	54.5	115.4	90.2	153.4	114.7	64.7
Épargne privée (en %)	82.0	117.9	94.7	150.1	99.5	131.1	217.9
Épargne publique (en %)	18.0	- 17.9	5.3	- 50.1	0.5	- 31.1	- 117.9
Ratio revenu des actifs / épargne	1.00	2.06	2.03	2.67	2.14	2.85	4.89
Ratio revenu des actifs nets de l'épargne / consommation	0.0	6.8	12.2	14.3	14.7	16.1	17.7

Lecture 1 : en France, la part de la consommation publique dans la consommation totale est passée de 31.9 % en 1979 à 34.1 % en 2011.

Lecture 2 : en France, le déficit de cycle de vie en euros constants a augmenté de 17.6 % entre 2005 et 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : données de la statistique publique (Comptes nationaux) et calculs des auteurs.

s'est fortement creusé de 1979 à 1989. Alors que les revenus du travail étaient supérieurs de 15.8 milliards à la consommation totale en 1979, l'écart entre la consommation et les revenus du travail s'est ensuite brutalement dégradé. Il devient positif dès 1981, puis croît fortement pour atteindre 100.7 milliards en 1989. Ce montant représentait 15.3 % de la consommation totale pour cette année-là. Les revenus du travail ne sont dès lors plus suffisants pour couvrir la consommation totale, qui doit être financée autrement, en particulier par les revenus d'actifs nets de l'épargne (publics et privés). On observe ainsi un accroissement de la part de ces derniers dans le financement de la consommation, de 0 % en 1979 à 6.8 % en 1984 et 12.2 % en 1989.

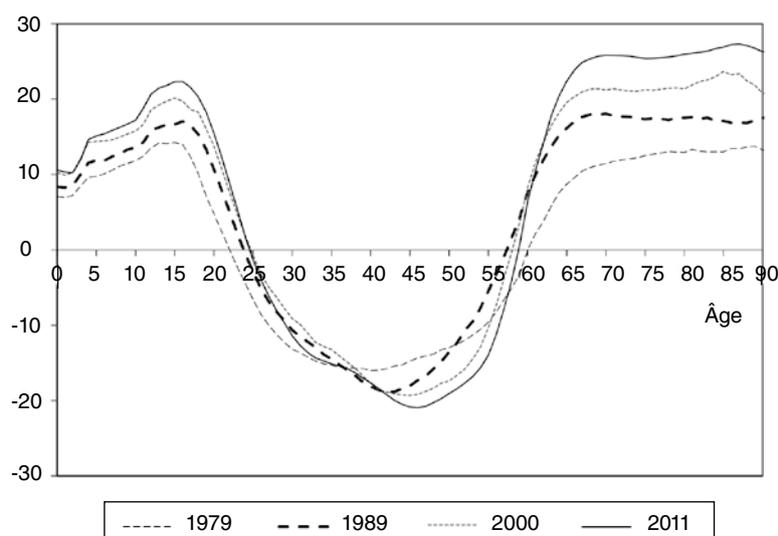
Dans un second temps, le ratio de la consommation sur les revenus du travail a vu sa progression se ralentir fortement, passant de 1.12 en 1989 à 1.17 en 2011. Depuis 1989, l'écart total entre la consommation et les revenus du travail représente environ 15 % du montant de la consommation privée et publique. Sur la dernière décennie, la croissance du déficit de cycle de vie s'est sensiblement ralentie mais elle reste encore forte (+ 23.1 % entre 2000 et 2005 et + 17.6 % entre 2005 et 2011).

Les profils de déficit de cycle de vie par tête selon l'âge se caractérisent par une forme en v minuscule, sur l'ensemble de la période étudiée, de 1979 à 2011 (figure IV). Quelle que soit l'année considérée, la différence entre la consommation et les revenus du travail est positive pour les âges jeunes et pour les personnes âgées, tandis que les classe d'âge intermédiaires en activité disposent de davantage de revenus qu'ils n'en consomment. La comparaison des quatre profils présentés (1979, 1989, 2000, 2011) montre clairement que l'écart entre la consommation et les revenus du travail devient de plus en plus élevé sur la période récente. Exprimé en euros constants, l'écart le plus élevé constaté pour les âges jeunes a été multiplié par environ 1.6 entre 1979 (14 249 euros) et 2011 (22 344 euros). Pour la période âgée, cet écart sur la même période a pratiquement doublé, de 13 979 euros en 1979 à 27 571 euros en 2011. Cette augmentation plus rapide du déficit de cycle de vie pour les plus âgés par rapport aux âges jeunes s'explique par la dynamique de l'accroissement de la consommation, plus marquée pour les 60 ans et plus entre 1979 et 2011.

Parallèlement, l'accroissement du surplus maximal apparaît d'une ampleur bien moindre, passant de 16 006 euros en 1979 à 20 951 euros

Figure IV
Évolution du déficit de cycle de vie selon l'âge – profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



Lecture : en France, à l'âge de 70 ans, le déficit de cycle de vie moyen est passé de 11 445 euros en 1979 à 18 068 en 1989, à 21 221 en 2000 et à 25 811 en 2011 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000 et 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, Irdes Enquête santé et protection sociale 1992 et 1998, échantillons permanents des assurés sociaux 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

en 2011 (soit une hausse de 30 %). La durée des périodes auxquelles la consommation est supérieure ou inférieure aux revenus du travail s'est modifiée en conséquence au cours du temps (tableau 3). Le nombre d'années où la consommation excède les revenus du travail durant la jeunesse a augmenté sensiblement entre 1979 et 1995 (de 22 à 26 années), puis est resté stable de 2000 à 2011 (25 années). L'âge auquel la consommation redevient plus importante que les revenus du travail se fait à 58 ans pour la majorité des années considérées, à l'exception de 1979, 2000 et 2011. Un individu donné consommait davantage qu'il ne produisait à l'âge de 61 ans en 1979 et de 59 ans en 2000 et en 2011.

Avec l'accroissement continu de l'espérance de vie en France, le nombre d'années en situation de déficit aux âges élevés a considérablement augmenté, passant de 14 années en 1979 à 24 années en 2011. Progressivement, le nombre d'années où l'écart entre consommation et revenus est positif pendant la vieillesse rejoint celui observé pendant la jeunesse. Du fait de l'allongement concomitant des périodes de déficit aux âges jeunes et élevés, le ratio des âges pour lesquels la consommation excède les revenus du travail par rapport aux âges où les revenus du travail sont plus importants que la consommation est passé de 0.92 en 1979 à 1.44 en 2011. En 1979, 49 % des âges se caractérisaient par un déficit pour une espérance de vie égale à 74 ans. Ce ratio a ensuite augmenté avant de se stabiliser autour de 60 % depuis 1995.

Au niveau agrégé, le profil de déficit de cycle de vie conserve une forme en v minuscule pour les différentes années retenues¹⁷. Pour l'année 1979, les revenus du travail excèdent la consommation de 11 milliards d'euros pour les âges de 29 à 32 ans, correspondant aux premières cohortes du *baby-boom* nées entre 1947 et 1950. Ces cohortes sont également celles pour lesquelles la différence entre la consommation et les revenus du travail est minimale en 1989 (elles ont alors entre 39 et 42 ans), mais elles ne se distinguent pas des autres cohortes en 2000. En revanche, l'écart durant la période de la vieillesse est maximal (supérieur à 14 milliards d'euros) pour les cohortes 1947 et 1948 qui étaient âgées de 64 et 63 ans respectivement en 2011. L'augmentation de l'écart moyen, qui touche particulièrement les âges élevés, a un impact majeur sur l'écart agrégé dans un contexte démographique où la part de la population âgée augmente.

Une amélioration de la situation relative des 60 ans et plus

La composition de la consommation s'est substantiellement modifiée au cours de la période. Le poids de la consommation privée a reculé au profit de la consommation publique, passant de 68.1 % en 1979 à 65.9 % en 2011 (tableau 2). Cette proportion est toutefois remarquablement stable depuis 1995, autour de 66 %. À un

17. Figure C2-4 du complément en ligne C2.

Tableau 3
Caractérisation de l'écart entre la consommation et les revenus du travail au niveau individuel – France 1979-2011

Consommation – revenus du travail	1979	1984	1989	1995	2000	2005	2011
Jeunesse – dernier âge où $C > Y^L$	21	22	23	25	24	24	24
Jeunesse – nombre d'années où $C > Y^L$	22	23	24	26	25	25	25
Vieillesse – premier âge où $C > Y^L$	61	58	58	58	59	58	59
Vieillesse – nombre d'années où $C > Y^L$	14	18	20	21	21	23	24
Nombre total d'années où $C > Y^L$	36	41	44	47	46	48	49
Nombre total d'année où $C < Y^L$	39	35	34	32	34	33	34
Ratio années où $C > Y^L$ / années où $C < Y^L$	0.92	1.17	1.29	1.47	1.35	1.45	1.44
Ratios années où $C > Y^L$ / espérance de vie	0.49	0.55	0.57	0.60	0.58	0.60	0.60

Note : le nombre d'années où la consommation publique et privée C excède les revenus du travail Y^L durant la période de vieillesse est donné par la différence entre l'espérance de vie et le premier âge où $C > Y^L$ (inclus). L'espérance de vie à la naissance était de 74 années en 1979, 75 en 1984, 77 en 1989, 78 en 1995, 79 en 2000, 80 en 2005 et 82 en 2011.

Lecture : en France, l'âge auquel les revenus du travail sont devenus insuffisants pour couvrir la consommation totale durant la vieillesse est passé de 61 ans en 1979 à 58 ans en 1995 et à 59 ans en 2011.

Champ : France métropolitaine et DOM.

Sources : enquête Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000 et 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, Irdes Enquête santé et protection sociale 1992 et 1998, échantillons permanents des assurés sociaux 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

niveau plus fin, les dépenses privées d'éducation sont très faibles tandis que celles liées à la santé tendent à croître régulièrement (2.1 % de la consommation privée en 1979, 3.4 % en 1995 et 3.8 % en 2011). Les dépenses publiques de santé ont également fortement augmenté sur la période, passant de 24.2 % de la consommation publique en 1979 à 29.8 % de la consommation publique en 2011. Dans le même temps, la part de la consommation publique consacrée à l'éducation a eu tendance à diminuer sur la dernière décennie (22 % en 2000, 20.6 % en 2005 et 18.8 % en 2011).

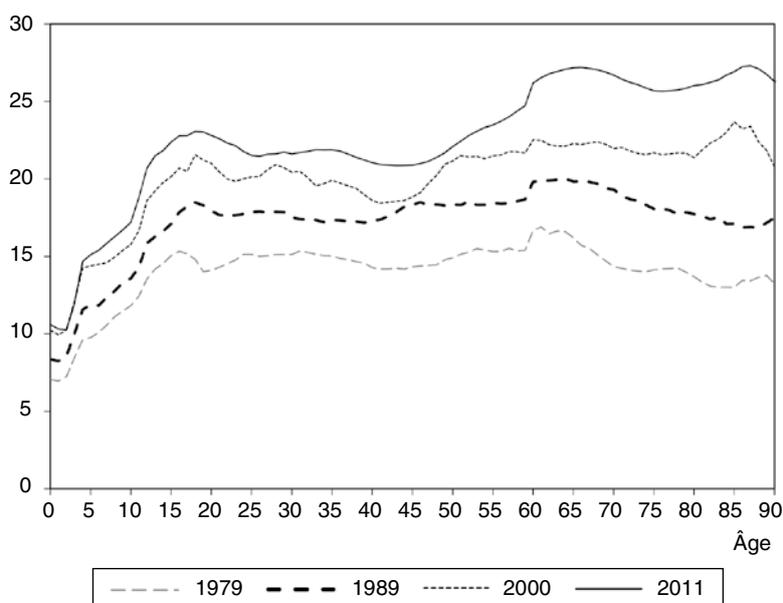
Au niveau individuel, le profil par âge de la consommation totale se caractérise par deux transformations principales. D'un côté, les profils annuels sont translatés vers le haut avec le temps. Les niveaux de consommation ont été systématiquement plus importants à chaque âge depuis 1979 (figure V). De l'autre, la forme générale de ce profil s'est déformée sur la période. En 1979, la consommation augmentait fortement de 0 jusqu'à 16 ans et le profil variait ensuite très peu de 20 à 60 ans. À partir de 2000, les variations de la consommation apparaissent plus marquées aux âges adultes. Depuis 1989,

le niveau de consommation se caractérise par un premier pic autour de 18 ans. Au-delà de cet âge s'observe une légère diminution de la consommation jusque vers 40 ans, puis au-delà le niveau de consommation amorce une remontée dont l'ampleur s'est accrue sur la période récente. Cette remontée de la consommation totale en seconde partie de vie active coïncide avec des âges où les parents n'ont plus à assurer la prise en charge financière de leurs enfants.

La comparaison des niveaux de consommation moyens des trois grands groupes d'âge (jeunes, adultes, personnes âgées) met en évidence cette amélioration relative de la situation des plus âgés. En 1979, les personnes âgées de 60 à 79 ans se caractérisaient par un niveau de consommation supérieur de 1.7 % en moyenne à celui des 20-59 ans. Cette différence s'est accentuée sur l'ensemble de la période : + 7.5 % en 1989, + 8.7 % en 2000 et + 17 % en 2011. À l'inverse, sur l'ensemble de la période, la consommation des 20-59 ans est restée en moyenne entre 22 et 28 % supérieure à celle des jeunes âgés de 0 à 19 ans. La dynamique de la consommation des 60-79 ans s'explique essentiellement par une augmentation de leur niveau de consommation

Figure V
Évolution des dépenses de consommation totale selon l'âge – Profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



Lecture : en France, la consommation publique et privée moyenne à l'âge de 60 ans est passée de 16 680 euros en 1979 à 19 821 euros en 1989, à 22 527 euros en 2000 et à 26 197 euros en 2011 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000 et 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, Irdes Enquête santé et protection sociale 1992 et 1998, échantillons permanents des assurés sociaux 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

privée par rapport aux classes d'âge plus jeunes, car le niveau relatif de consommation publique entre classes d'âge est resté stable entre 1979 et 2011. Le ratio de la consommation privée des 60-79 par rapport aux 20-59 est passé de 0.88 en 1979 à 1.11 en 2011.

Dans le même temps, le ratio pour la consommation publique est passé de 1.49 à 1.46. Ce résultat peut sembler surprenant, car les dépenses publiques liées à la santé occupent une part croissante dans la consommation totale des 60-79 ans (13.3 % en 1979, 15.3 % en 2000 et 15.4 % en 2011). Or, la consommation publique de santé occupe également une place de plus en plus importante pour les adultes qui ont entre 20 et 59 ans (7 % en 1979, 7.1 % en 2000 et 8.3 % en 2011), ce qui se traduit par une tendance à la stabilité du ratio relatif de consommation publique entre ces deux classes d'âge.

Au niveau agrégé, l'allongement de la durée de vie observée tout au long de la période vient renforcer la contribution des âges élevés à la consommation totale. Les personnes âgées de 60 ans et plus représentaient 18.1 % de la consommation privée et publique en 1979, 20.8 % en 1989, 23 % en 2000 et 27.9 % en 2011. Cet accroissement significatif en toute fin de période vient de ce que les cohortes nées entre 1946 et 1950 ont au moins 60 ans en 2011. Avec l'avancée en âge des cohortes du *baby-boom*, le mode du profil agrégé se déplace rapidement vers la droite¹⁸. Les profils agrégés se déformant du fait des évolutions temporelles des profils individuels et des changements démographiques, il est possible de neutraliser les effets liés à l'allongement de la durée de vie en raisonnant à structure de population inchangée (Lee & Mason, 2011).

L'âge moyen \bar{a}_c auquel un euro est consommé en France pour les différentes années retenues est tel que $\bar{a}_c = \sum aC(a) / \sum C(a)$ avec $C(a)$ la consommation agrégée à l'âge a calculé pour la structure par âge de la population cette année-là. Cet âge a augmenté de 17.5 % sur l'ensemble de la période (36.8 ans en 1979, 38.5 ans en 1989, 40.5 ans en 2000 et 43.2 ans en 2011). Cette hausse apparaît beaucoup plus mesurée lorsque l'on retient pour le calcul de cet âge moyen la structure de la population par âge de l'année 2011. Net de l'incidence de l'allongement de la durée de vie, l'âge moyen auquel un euro est consommé est passé de 41.6 ans en 1979 à 43.2 ans en 2011, soit une hausse de seulement 3.9 %. Ceci suggère donc que l'effet démographique est le principal facteur

explicatif du relèvement de l'âge moyen auquel un euro est consommé.

La principale modification observée pour les revenus porte sur la nette diminution de la contribution des indépendants, surtout en début de période (tableau 2). En 1979 et 1984, les revenus des indépendants représentaient plus de 13 % des revenus du travail. Cette proportion n'était plus que de 7.7 % en 2000 et en 2005 et même de 6.8 % en 2011. Les revenus du travail ont été multipliés par plus de 1.5 entre 1979 et 2011. Outre des niveaux de revenus plus élevés à chaque âge avec le temps, tout du moins pour les âges de 25 à 55 ans, les profils par âge au niveau individuel se sont transformés (figure VI). L'âge modal a sensiblement varié en 30 ans en se déplaçant vers la droite¹⁹. En 1979, le revenu du travail moyen était le plus élevé à l'âge de 36 ans. Cette année-là, les individus âgés de 30 à 39 ans gagnaient en moyenne 20 % de plus que les 50-59 ans. En 1989, l'âge modal était passé à 43 ans et le groupe d'âge le mieux rémunéré était les 40-49 ans. Cet âge modal a continué à croître en 2000 (49 ans) pour toutefois revenir à 46 ans au cours de l'année 2011. Globalement, les profils ont eu tendance à se verticaliser progressivement, à la fois en début et en fin de vie active.

Au niveau agrégé, la hausse de l'âge modal observé pour le profil individuel de revenu et le vieillissement des cohortes du *baby-boom* ont conduit à un relèvement des âges auxquels sont reçus l'essentiel des revenus du travail. L'âge modal associé au revenu agrégé le plus élevé est passé de 31 ans en 1979 à 49 ans en 2000²⁰. En 1979, la classe d'âge quinquennale contribuant le plus au revenu agrégé total correspondait aux 30-34 ans (dans une proportion de 15 %). Depuis 1996, la classe d'âge modale est représentée par les 45-49 ans (17 % en 1996 et 15.7 % en 2011). L'âge moyen auquel un euro est gagné a augmenté entre 1979 (40 ans) et 2011 (42.6 ans), soit une hausse de 6.5 %. Cet accroissement est surtout lié à la modification de la structure par âge de la population sur la période. Pour la structure par âge de la population française en 2011, la progression de l'âge moyen auquel un euro est gagné est très faible, passant de 42.1 ans en 1979 à 42.2 ans en 2000.

18. Figure C2-5 du complément en ligne C2.

19. L'âge modal correspond à la cohorte née en 1943 pour l'année 1979, à celle née en 1946 pour l'année 1989, à celle née en 1951 pour l'année 2000 et à celle née en 1965 pour l'année 2011.

20. Figure C2-6 du complément en ligne C2.

Une lecture générationnelle

Les évolutions observées entre 1979 et 2011 suggèrent l'existence d'un déplacement des ressources au profit des individus plus âgés en France. Si la consommation privée et publique a augmenté à chaque âge avec le temps, ce sont les plus de 60 ans qui se caractérisent par les niveaux de consommation les plus élevés depuis 2000. En 1979, le montant cumulé de déficit durant les âges jeunes était deux fois plus élevé que celui pendant les âges élevés. Ce ratio a fortement diminué par la suite, passant à 1.4 en 1989 et 1.1 en 2000. En 2011, le montant de déficit cumulé pendant la vieillesse excédait de 7.8 % celui cumulé pendant la jeunesse.

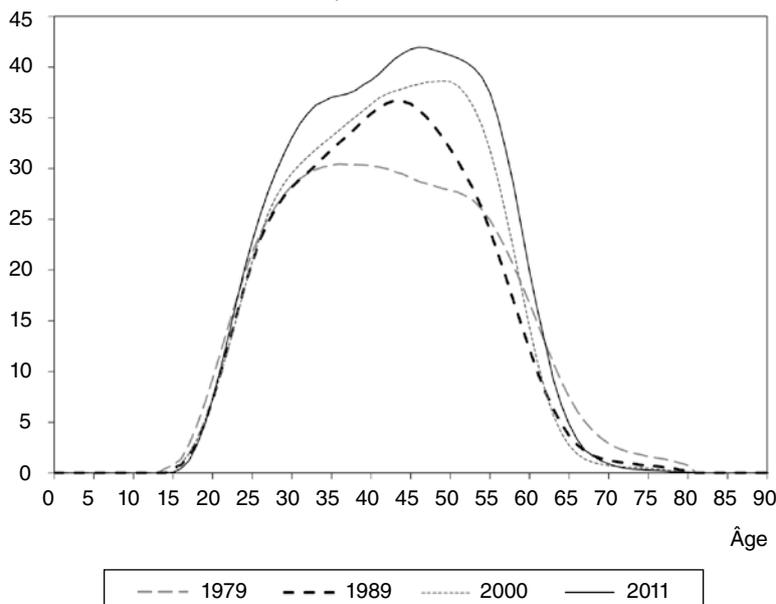
Ces réallocations de ressources à travers les âges sont en partie imputables aux évolutions de la structure par âge de la population française. Au niveau agrégé, l'importance du déficit total de cycle de vie pour une année donnée croît de façon mécanique au fur et à mesure que le nombre de personnes âgées augmente. L'incidence de ce facteur démographique est neutralisée en appliquant la structure par âge de la population observée en 2011. Si la

structure par âge de la population en 1979 avait été celle de 2011, alors le montant cumulé de déficit total aux âges jeunes n'aurait été que de 22.3 % supérieur à celui cumulé pendant la vieillesse. Le déficit total qui caractérise la jeunesse aurait été relativement plus faible que celui des personnes âgées dès 1984 (- 3.7 %) et aurait été bien inférieur en 2005 (- 9 %) et en 2011 (- 7.8 %).

La question d'intérêt est alors de savoir si cette réallocation des ressources entre les groupes d'âges à une date donnée, qui s'opère progressivement vers les âges plus élevés, vient modifier les situations relatives des différentes générations. Par définition, l'approche par le déficit de cycle de vie consiste à comparer à une date donnée des âges différents, donc des générations différentes. La construction des CTN pour la France sur trois décennies permet d'apporter des éléments de lecture au niveau générationnel par la construction de cohortes. D'après les profils par âge de déficit de cycle de vie pour des cohortes nées entre 1900 et 2000 (avec un espacement de 10 ans entre chaque cohorte), la superposition des différentes courbes par génération donne bien lieu à un écart qui suit globalement une forme en

Figure VI
Évolution des revenus du travail selon l'âge – profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



Lecture : en France, les revenus du travail moyens à l'âge de 40 ans sont passés de 30 281 euros en 1979 à 38 690 euros en 2011 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquêtes Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000, 2011 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

v minuscule (figure VII). Le constat n'est pas surprenant dans la mesure où les individus ne disposent d'aucun revenu du travail en début et en fin de cycle de vie quelle que soit la période considérée, même si la durée de ces épisodes est variable suivant les générations.

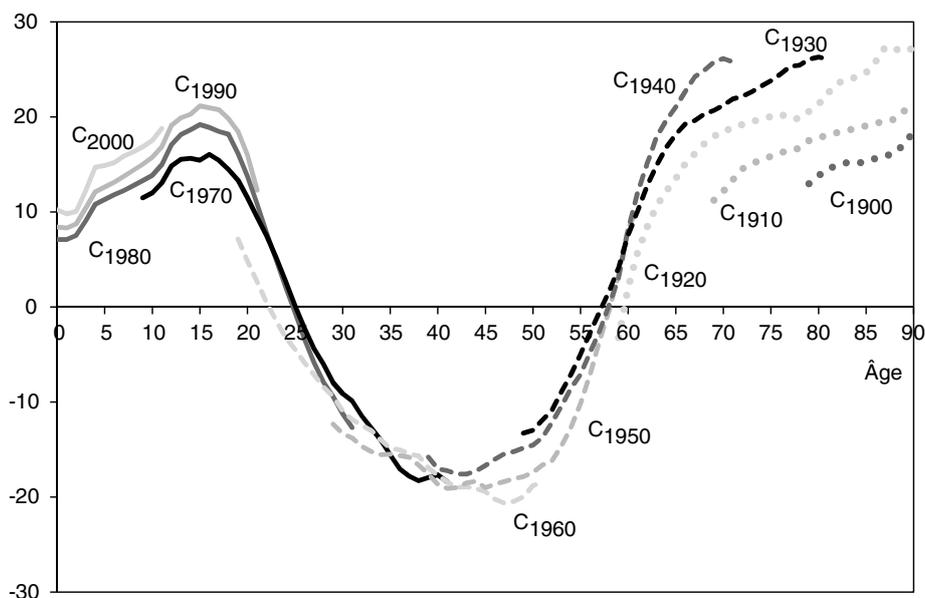
L'analyse de la situation des cohortes successives révèle que les écarts entre générations les plus perceptibles s'observent aux âges élevés. La comparaison des cohortes nées en 1900, 1910, 1920 et 1930 montre que le niveau de déficit a augmenté rapidement aux différents âges en fin de vie. À l'âge de 80 ans, le niveau de déficit d'une personne née en 1900 était de 13 850 euros (en euros constants de 2011). Au même âge, ce niveau était de 29 % plus élevé pour la génération 1910, de 54,2 % pour la génération 1920 et 90 % pour la génération 1930. Cette progression rapide s'observe aussi à l'âge de 65 ans. Le niveau de déficit à cet âge pour la cohorte 1940 était de 16 % supérieur à celui de la cohorte 1930, la hausse étant de 34,1 % entre les cohortes 1930 et 1920.

Ces évolutions sont uniquement liées à la dynamique de la consommation étant donné que les revenus sont très faibles après 60 ans et nuls après 80 ans. La progression rapide de la consommation d'une génération aux âges élevés pourrait s'expliquer par trois hypothèses : une forte diminution du taux d'épargne d'une génération à l'autre, la montée en puissance du système de retraite par répartition ou l'augmentation des revenus d'actifs. La première hypothèse peut être écartée d'emblée car les générations nées dans l'entre-deux guerres se caractérisent plutôt par un niveau d'épargne élevé (Mathé et al., 2012).

Les deux explications suivantes semblent plus plausibles pour expliquer la forte augmentation du niveau de consommation d'une génération à l'autre aux âges élevés. D'une part, les pensions de retraites se sont fortement améliorées d'une génération à l'autre. Leur montant moyen a ainsi évolué plus rapidement que les revenus d'activité dans l'ensemble de l'économie, de manière quasi-continue entre les générations 1939 et 1947 (COR,

Figure VII
Évolution du déficit de cycle de vie par cohortes de naissance – profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



Lecture : en France, le déficit de cycle de vie annuel moyen à l'âge de 75 ans est passé de 15 866 euros pour la génération née en 1910 à 20 064 euros pour la génération née en 1920 et à 23 811 euros pour la génération née en 1930 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000 et 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, Irdes Enquête santé et protection sociale 1992 et 1998, échantillons permanents des assurés sociaux 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

2014). D'autre part, le niveau de patrimoine est de plus en plus concentré aux âges élevés (Arrondel et al., 2014), ce qui se traduit par une augmentation des niveaux de revenus d'actifs au fil des générations (Navaux, 2016). Par ailleurs, une rupture nette apparaît pour les cohortes 1920 et 1930 quand on considère l'âge auquel le déficit devient strictement positif en fin de vie active. Il est de 60 ans pour la cohorte 1920 et de 58 ans pour la cohorte 1930, reflétant le recul de l'âge de départ à la retraite mis en œuvre en avril 1983 et la diffusion des dispositifs de préretraite (Burrigand & Roth, 2000).

Aux âges jeunes, les montants de déficit à âge donné tendent également à augmenter avec les générations successives. À l'âge de 10 ans, le montant du déficit par tête qui était en moyenne de 12 027 euros pour la cohorte 1970 a augmenté : + 15.3 % pour la cohorte 1980, + 31.1 % pour la cohorte 1990 et + 45.9 % pour la cohorte 2000. L'ordre de grandeur de ces accroissements apparaît de moindre ampleur en comparaison avec les générations plus anciennes, en lien avec le poids croissant des dépenses de santé publiques qui bénéficient en premier lieu aux personnes plus âgées et en lien avec les dépenses privées par tête qui augmentent plus rapidement aux âges élevés. Il existe également une rupture entre la cohorte 1960 et la cohorte 1970. Pour la première, l'écart entre la consommation et les revenus du travail devient négatif à l'âge de 23 ans alors que cet âge est de 26 ans pour la cohorte de 1970. Ce recul peut tenir à l'allongement de la durée des études ou au contexte économique du moment qui rend l'accès à l'emploi plus ou moins facile.

Le montant de consommation totale augmente beaucoup plus fortement avec l'âge au niveau de la cohorte en comparaison avec le profil obtenu pour les différentes années d'observation (figure VIII-A). Les cohortes nées en 1940 et en 1950 ont vu leur montant moyen de consommation multiplié par plus de 1.5 entre les âges allant de 40 et 60 ans. La situation relative des générations concernées s'est donc améliorée. Si l'on considère l'évolution de la consommation entre les âges de 30 à 40 ans, le montant moyen a augmenté de 14.7 % pour la cohorte 1950, de 5 % pour la cohorte 1960 et de 2.5 % pour la cohorte 1970. Autrement dit, si les générations les plus récentes se caractérisent par des consommations plus élevées plus tôt dans le cycle de vie, l'amélioration se fait à un rythme décroissant.

Les profils de revenus du travail suivant l'âge obtenus à partir d'une représentation des cohortes sont très proches de ceux obtenus à partir de l'analyse transversale (figure VIII-B). Là encore, on observe clairement une amélioration du revenu moyen à chaque âge pour les cohortes successives²¹. Si les profils des cohortes 1920, 1930 et 1940 tendent à se confondre pour les âges allant de 60 à 65 ans, la courbe est quelque peu décalée vers la droite pour la cohorte 1950 qui va être amenée à travailler plus longtemps. Ceci explique la hausse des revenus moyens du travail aux âges proches de la retraite. La progression des revenus du travail d'une génération à l'autre, très visible des générations 1930 à 1950 semble s'être momentanément interrompue entre les générations 1950 et 1960. Ainsi, jusqu'à 40 ans, les revenus du travail des générations 1950 et 1960 sont identiques en euros constants²², la croissance ne reprenant pour la dernière qu'après cet âge. La situation s'améliore pour les générations 1970 et suivantes pour lesquelles la croissance des revenus du travail à chaque âge reprend, même si cette croissance est moins forte que pour les générations 1940 et 1950²³.

Au total, ces résultats apportent un premier éclairage en termes d'équité intergénérationnelle dans la mesure où les générations précédant le *baby-boom* apparaissent avoir été favorisées en termes de consommation et les générations du *baby-boom* ont bénéficié de l'augmentation des revenus du travail entre 50 et 60 ans. Toutefois, pour réellement apprécier l'évolution de la consommation et des revenus d'une génération à l'autre, il est nécessaire de distinguer l'effet qu'il convient d'attribuer à la cohorte de naissance des effets liés à l'âge ou à la période d'observation des cohortes. D'Albis et Badji (dans ce numéro) proposent une telle analyse et montrent que la situation relative des cohortes nées entre 1901 et 1979 s'est améliorée et, en particulier, que la génération du *baby-boom* n'a pas eu un niveau de vie supérieur à celui des générations nées dans les années 1970.

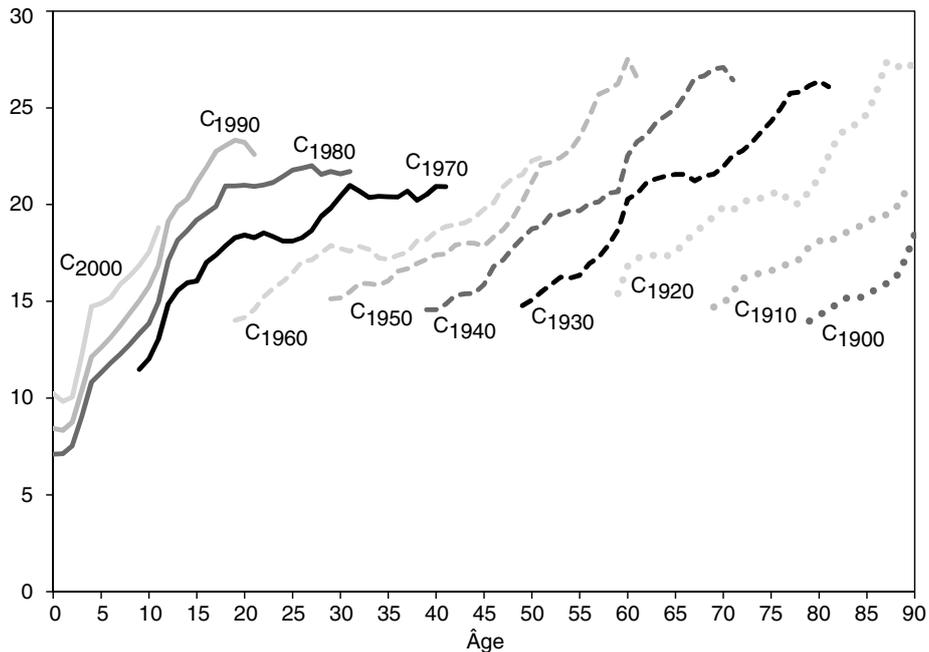
21. La situation particulière de la cohorte 1910 s'explique par une sortie du marché du travail beaucoup plus tardive, donnant lieu à des revenus du travail en moyenne plus élevés pour les plus âgés.

22. Une stabilité en euros constants signifie une dégradation si on tient compte de la croissance générale des revenus.

23. Ce constat fait écho à celui de Clerc et al. (2011).

Figure VIII-A
Évolution de la consommation par cohortes de naissance – profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



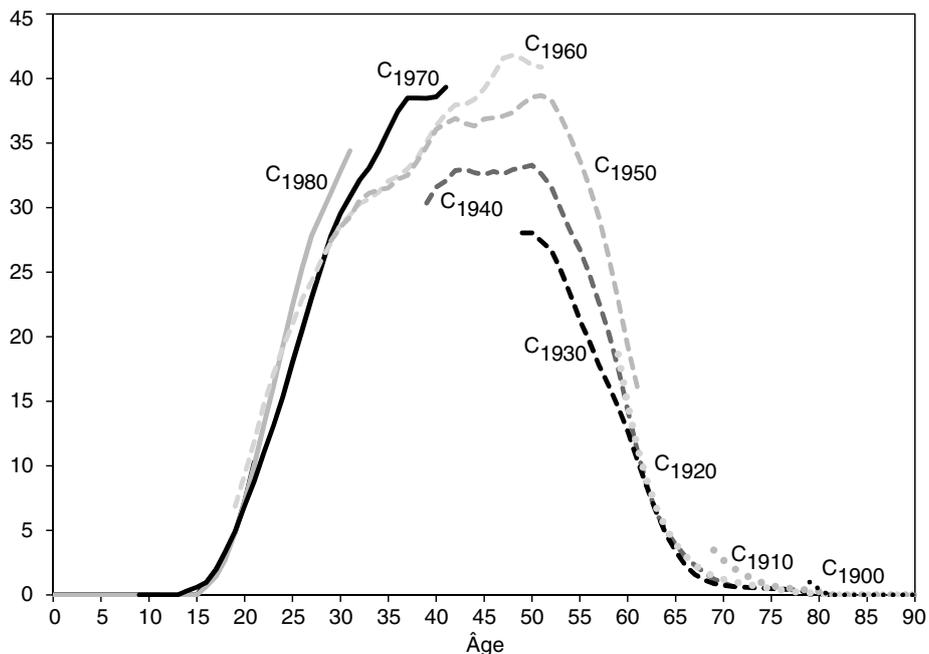
Lecture : en France, la consommation publique et privée annuelle moyenne à l'âge de 75 ans est passée de 16 576 euros pour la génération née en 1910 à 20 550 euros pour la génération née en 1920 et à 24 292 euros pour la génération née en 1930 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquête Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000 et 2011, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, Irdes Enquête santé et protection sociale 1992 et 1998, échantillons permanents des assurés sociaux 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

Figure VIII-B
Évolution des revenus du travail par cohortes de naissance – profils par tête – France 1979-2011

Montant (en milliers d'euros constants de 2011)



Lecture : en France, les revenus du travail annuels moyens à l'âge de 75 ans sont passés de 710 euros pour la génération née en 1910 à 486 euros pour la génération née en 1920 et à 481 euros pour la génération née en 1930 (en euros constants de 2011).

Champ : France métropolitaine et DOM.

Source : enquêtes Insee Budget de famille 1979, 1989, 2000, 2011 et données de la statistique publique, calculs des auteurs.

La France dans une position similaire à ses voisins européens

Le profil par âge en *v* minuscule mis en évidence en France pour le déficit de cycle de vie se veut universel puisque la survie nécessite une consommation à chaque âge tandis que les revenus du travail sont perçus aux seuls âges adultes. Ceci n'exclut toutefois pas la possibilité de variations entre pays, par exemple dans le nombre d'années passées en situation de déficit aux différents âges²⁴. A partir des données disponibles du projet international des CTN, la situation de la France en 2005 est désormais mise en perspective avec celle des pays suivants : Allemagne (2003), Espagne (2000), États-Unis (2003), Finlande (2004), Italie (2008), Japon (2004), Royaume-Uni (2007) et Suède (2005). La comparaison porte sur les profils par âge de consommation privée et publique et de revenus du travail qui sont présentés au niveau individuel.

Pour les pays européens, deux profils par âge distincts apparaissent pour la consommation totale (figure IX-A)²⁵. Après une phase de croissance assez rapide de la consommation aux âges jeunes puis une certaine stabilité pendant la période adulte, les pays d'Europe du Nord et d'Europe du Sud se distinguent vers l'âge de 75 ans. Pour les premiers, le niveau de consommation totale s'accroît sensiblement aux âges élevés, en particulier en Suède et en Finlande. L'explication la plus vraisemblable est liée aux dépenses publiques consacrées pour la dépendance à ces âges avancés (Fürnkranz-Prskawetz & Hammer, 2012). A l'inverse, le profil de la France se rapproche de celui observé en Allemagne, en Espagne et en Italie à partir de 60 ans. Les profils de consommation totale restent relativement stables durant la période de vieillesse, y compris après 75 ans. En ce sens, la situation de la France se distingue de celle observée au Japon et plus encore aux États-Unis où ce sont les dépenses privée de santé et de dépendance qui expliquent la très forte croissance de la consommation à partir de 85 ans (Chawla et al., 2011).

Les profils par âge pour les revenus du travail diffèrent suivant l'amplitude des âges sur lesquels sont perçus ces revenus et la croissance de ce profil liée à des effets d'ancienneté. Pour les pays européens, seul le Royaume-Uni se distingue des autres pays en début de vie active puis les revenus sont en moyenne sensiblement plus élevés jusqu'aux âges de 30 ans

(figure IX-B). Au-delà de 30 ans, le revenu par âge tend à décroître légèrement. Ce résultat contraste avec la situation observée en Italie, en France ou en Allemagne où les revenus sont croissants de 30 ans jusque vers 50 ans. Les effets de l'ancienneté apparaissent les plus importants en France et en Italie. Au-delà de 60 ans, la France fait partie des pays où les revenus du travail sont les plus faibles à l'inverse de la Suède où les sorties du marché du travail sont plus tardives. Sur le plan international, les niveaux de revenus du travail aux âges élevés sont beaucoup plus élevés aux États-Unis qu'en France, notamment chez les 60-65 ans.

Les profils de déficit de cycle de vie par âge au niveau international sont très similaires (figure IX-C). Pour l'ensemble des pays européens considérés, les écarts sont tenus jusque vers 30 ans. L'écart entre la consommation et les revenus du travail double pour la plupart des pays entre les âges de 0 et 18 ans et le premier âge auquel le niveau devient négatif oscille entre 25 ans (France, Royaume-Uni) et 27 ans (Allemagne, Italie). Les niveaux de surplus maximal atteints sont plus faibles en Espagne et en Italie. L'écart redevient positif à 58 ans en France, en Allemagne et Royaume-Uni, 59 ans en Italie et en Espagne, 60 ans en Finlande et enfin 64 ans en Suède (tableau 4). Combiné aux variations d'espérance de vie entre les pays, le nombre total d'années en situation de déficit aux âges élevés est compris entre 18 ans pour la Suède et 24 ans pour l'Italie. Aux États-Unis, le nombre d'années de déficit pour la vieillesse est également de 18 ans alors qu'il est de 23 ans au Japon du fait du différentiel d'espérance de vie (82 ans au Japon, 77 ans aux États-Unis).

24. *Celui-ci sera plus élevé dans un pays où les jeunes générations connaissent des difficultés pour accéder au marché du travail et où les seniors partent à la retraite à un âge précoce. Une espérance de vie élevée viendra également accroître le nombre d'années en situation de déficit aux âges élevés.*

25. *Suivant les recommandations de Lee et Mason (2011), les profils pour cette section ont été normalisés sur les revenus du travail moyens des personnes de 30 à 49 ans afin de faciliter les comparaisons internationales. À chaque âge, la valeur par tête est divisée par les revenus du travail moyens de la classe d'âge 30-49 ans.*

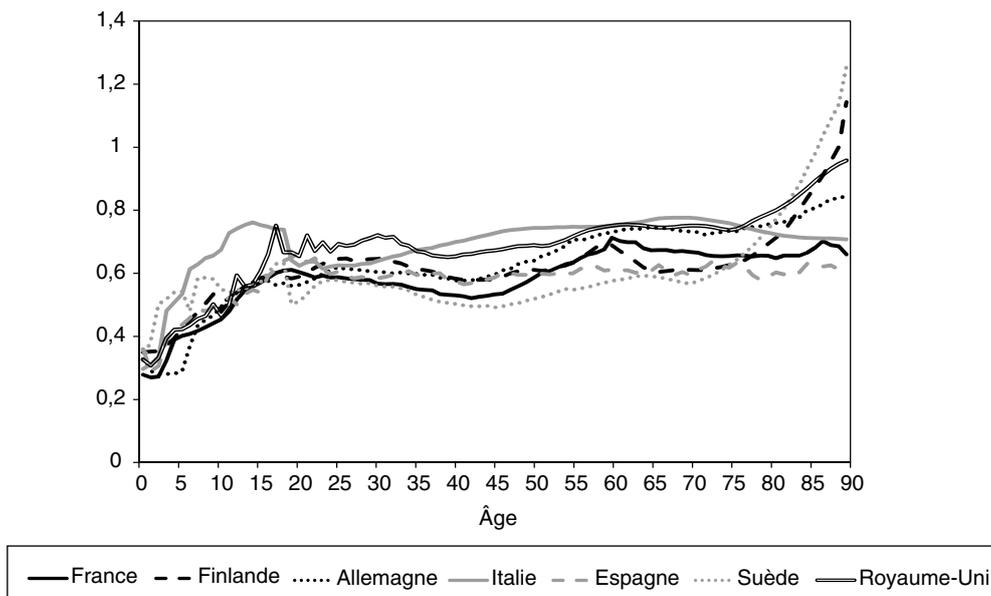
La comparaison met en avant des similitudes dans les profils de consommation totale et de revenus du travail par âge pour les différents pays développés sélectionnés. Au cours de sa vie, chaque individu est dans une situation de surplus entre les âges allant de 24-26 ans à

58-60 ans selon les pays (exception faite de la Suède). Si ces variations dans les âges seuils peuvent paraître limitées, elles n'en demeurent pas moins conséquentes conditionnellement à la durée de vie moyenne dans ces pays. En 2008, les âges pour lesquels la consommation

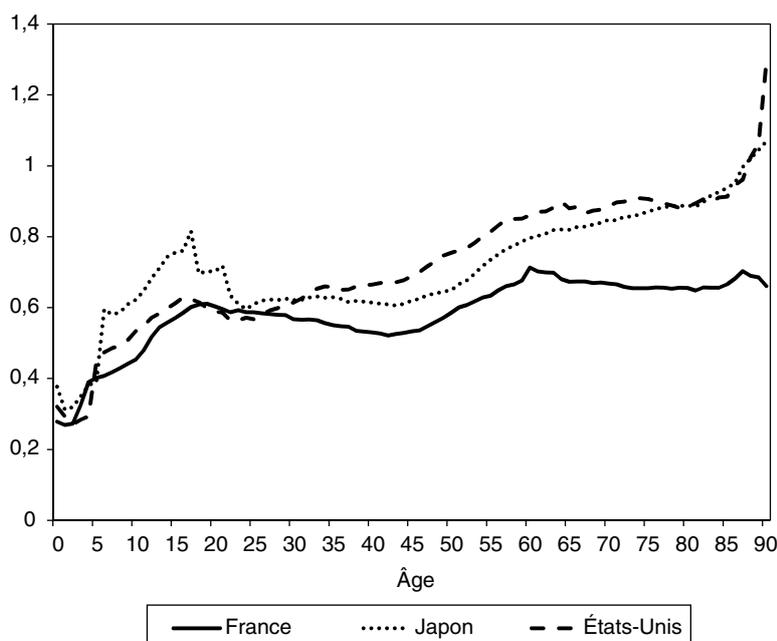
Figure IX-A

Comparaison internationale de la consommation totale selon l'âge – profils par tête

Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Lecture : en France, la consommation publique et privée moyenne à l'âge de 60 ans représentait 71.3 % des revenus du travail moyens reçus entre 30 et 49 ans pour l'année 2005.
 Source : pour la France, enquête Insee Budget de famille 2005, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillons permanents des assurés sociaux 2004 et 2006 et données de la statistique publique, calculs des auteurs ; pour les autres pays, données internationales des Comptes de transferts nationaux.

dépassait les revenus du travail excédaient de 59 % ceux passés en situation d'excédent en Italie. À l'inverse, cet excédent n'était que de 16 % pour la Suède en 2005 et 29 % pour les États-Unis en 2003. La France se retrouve dans une situation intermédiaire, avec un excès de

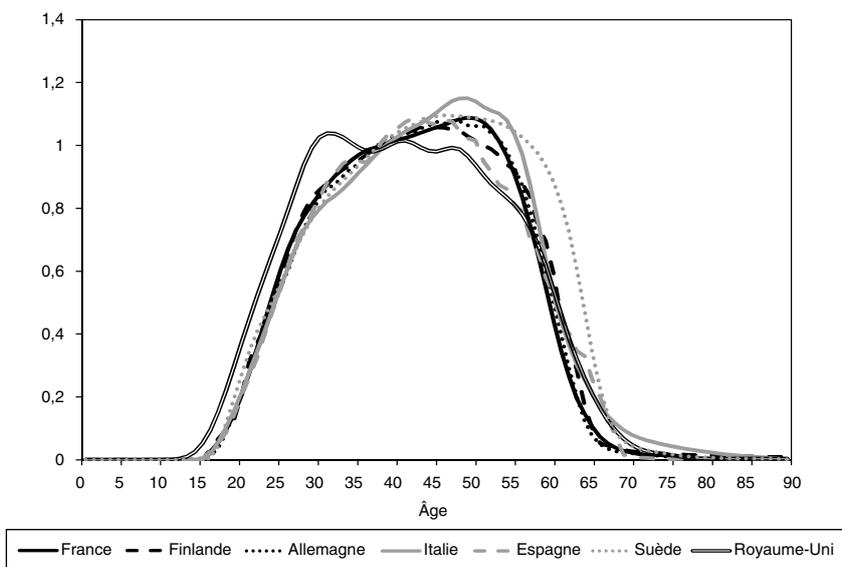
45 % des âges caractérisés par un déficit par rapport aux âges caractérisés par un surplus.

* *
*

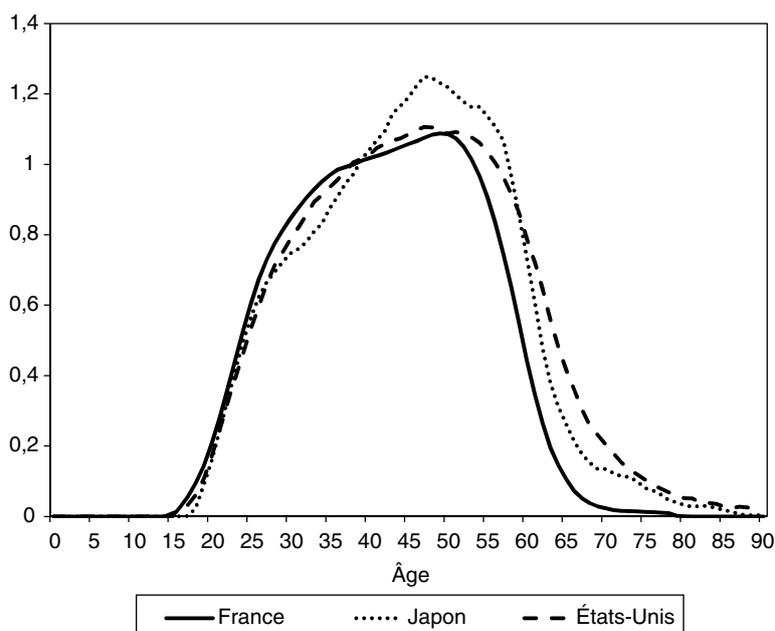
Figure IX-B

Comparaison internationale des revenus du travail selon l'âge – profils par tête

Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Lecture : en France, les revenus du travail moyens à l'âge de 60 ans représentaient 44.4 % des revenus du travail moyens reçus entre 30 et 49 ans pour l'année 2005.
Source : pour la France, enquête Insee Budget de famille 2005 et données de la statistique publique, calculs des auteurs ; pour les autres pays, données internationales des Comptes de transferts nationaux.

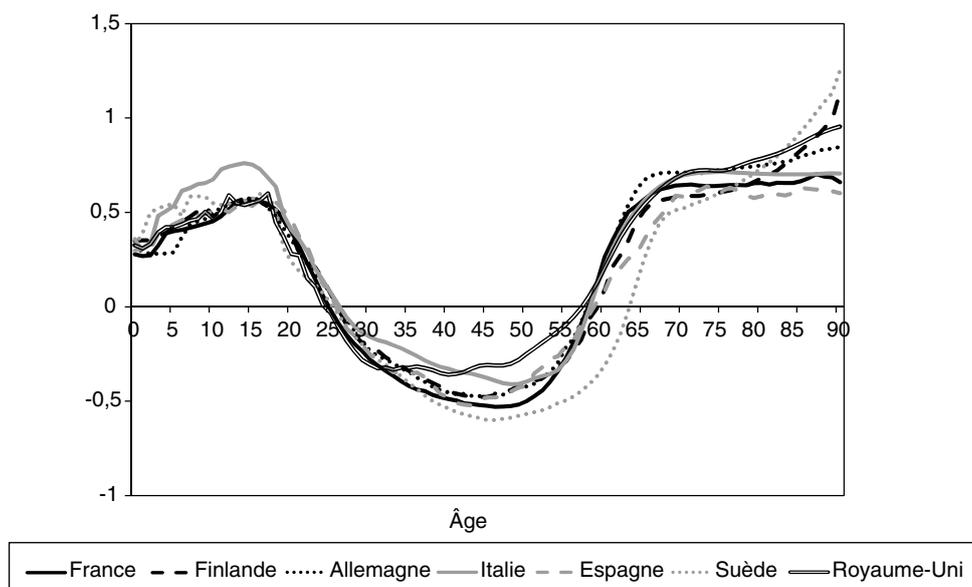
La mise en œuvre de la première phase des CTN pour la France a permis de montrer que les niveaux de consommation et de revenus du travail se sont améliorés pour toutes les générations lorsqu'on les compare aux mêmes âges. Les niveaux de consommation ont augmenté

plus rapidement à partir de 40 ans et surtout après 60 ans et l'évolution des revenus a surtout bénéficié aux générations qui avaient entre 50 et 60 ans de 1979 à 2011, sans toutefois remettre en cause l'amélioration du niveau de vie d'une cohorte à l'autre. Enfin, la période

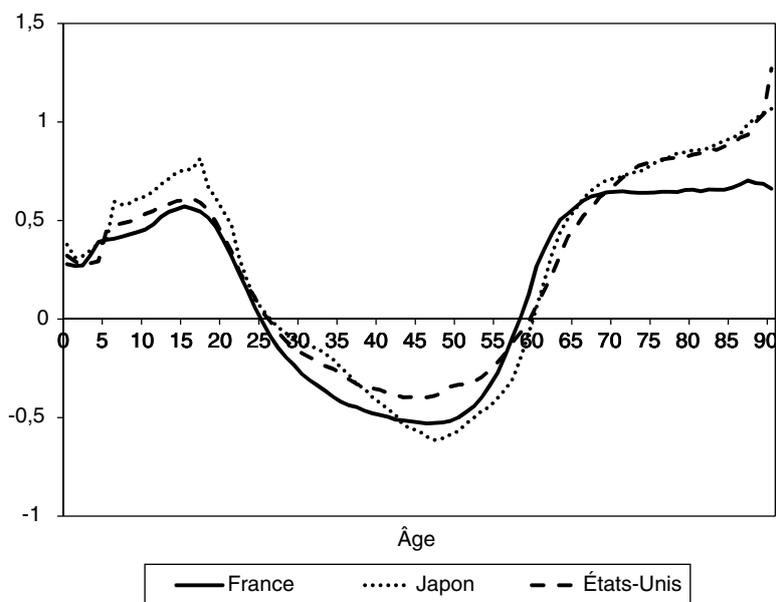
Figure IX-C

Comparaison internationale du déficit de cycle de vie selon l'âge – profils par tête

Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Montant (normalisé sur le revenu moyen des 30-49 ans)



Lecture : en France, le déficit de cycle de vie moyen à l'âge de 60 ans représentait 26.9 % des revenus du travail moyens reçus entre 30 et 49 ans pour l'année 2005.

Source : pour la France, enquête Insee Budget de famille 2005, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillons permanents des assurés sociaux 2004 et 2006 et données de la statistique publique, calculs des auteurs ; pour les autres pays, données internationales des Comptes de transferts nationaux.

Tableau 4

Caractérisation du déficit de cycle de vie au niveau individuel – comparaison internationale

	France	Finlande	Allemagne	Italie	Japon	Espagne	Suède	Royaume-Uni	États-Unis
	2005	2004	2003	2008	2004	2000	2005	2007	2003
Espérance de vie à la naissance	80	79	78	82	82	79	81	79	77
Jeunesse – dernier âge où C > YL	24	25	26	26	25	25	25	24	25
Jeunesse – nombre d'années où C > YL	25	26	27	27	26	26	26	25	26
Vieillesse – premier âge où C > YL	58	60	58	59	60	59	64	58	60
Vieillesse – nombre d'années où C > YL	23	20	21	24	23	21	18	22	18
Nombre total d'années où C > YL	48	46	48	51	49	47	44	47	44
Nombre total d'années où C < YL	33	34	31	32	34	33	38	33	34
Ratio années où C > YL / années où C < YL	1.45	1.35	1.55	1.59	1.44	1.42	1.16	1.42	1.29
Ratios années où C > YL / espérance de vie	0.60	0.58	0.62	0.62	0.60	0.59	0.54	0.59	0.57
Âge moyen à la consommation d'un euro	41.9	42.1	44.8	44.2	45.7	40.6	42.6	42.5	41.4
Âge moyen à la production d'un euro	41.9	43.0	42.1	43.3	45.0	40.8	44.1	40.8	43.6

Lecture : en 2005, le dernier âge auquel la consommation est supérieure aux revenus du travail durant la jeunesse est de 24 ans en France et de 25 ans en Suède.

Source : pour la France, enquête Insee Budget de famille 2005, enquête Drees Handicap Santé Ménage 2008 et Handicap Santé Institutions 2009, échantillons permanents des assurés sociaux 2004 et 2006 et données de la statistique publique, calculs des auteurs ; pour les autres pays, données internationales des Comptes de transferts nationaux.

durant laquelle les revenus du travail excèdent la consommation privée et publique a eu tendance à se contracter, principalement en raison de l'allongement de la durée de vie moyenne. Ces résultats conduisent à s'interroger sur la façon dont le financement de ce déficit de cycle de vie est assuré chaque année, ce qui fera l'objet de la prochaine phase du projet des CTN.

La question est d'importance dans un contexte où la population des personnes âgées de 60 ans et plus devrait représenter plus d'un tiers de la population française dès 2060 d'après les projections de l'Insee (Blanpain & Buisson, 2016). Comprendre le financement du déficit de cycle de vie nécessite de calculer des profils par âge pour les revenus d'actifs nets de l'épargne et pour les transferts privés et publics dont le poids croissant a été récemment souligné pour la France (Conseil des prélèvements obligatoires, 2008 ; Piketty, 2011). Avec la détermination du financement des CTN, il sera

possible de comparer les poids de chaque type de financement pour les jeunes inactifs comme pour les retraités.

Ces nouvelles données sont utiles pour proposer de nouveaux éléments de diagnostic sur la question des inégalités intergénérationnelles, l'intérêt central de la méthode des CTN étant l'intégration de l'ensemble des flux publics et privés qui circulent entre les générations. Si de nombreux travaux se sont intéressés en France à des indicateurs de justice entre générations, ceux-ci privilégient usuellement une seule dimension, qu'il s'agisse des revenus du travail (Chauvel & Schröder, 2014), des transferts publics ou des transferts privés (Spilerman & Wolff, 2012 ; Arrondel et al., 2014). Néanmoins, la mise en œuvre de comparaisons intergénérationnelles se trouvera toujours contrainte par les données disponibles, qui ne permettent actuellement de reconstituer que des parties du cycle de vie pour chaque génération. □

BIBLIOGRAPHIE

- Accardo, J. (2002).** Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996. *Economie et Prévision*, 154, 43–58.
- Albis (d'), H., Bonnet, C., Navaux, J., Pelletan, J., Toubon, H. & Wolff, F.-C. (2015).** The Lifecycle Deficit for France, 1979–2005. *Journal of the Economics of Ageing*, 5, 79–85.
- Albis (d'), H. & Badji, I. (2017),** Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France. *Economie et Statistique*, ce numéro.
- Albis (d'), H. & Moosa, D. (2015).** Generational Economics and the National Transfers Accounts. *Journal of Demographic Economics*, 81, 409–441.
- Arrondel, L., Garbinti, B. & Masson, A. (2014).** Inégalités de patrimoine entre générations : les donations aident-elles les jeunes à s'installer ? *Economie et Statistique*, 472-473, 65–100.
- Arrondel, L. & Masson, A. (2007).** Solidarités publiques et familiales. Quelles priorités pour les transferts publics entre les âges ? In: Cohen D. (Ed.), *Une jeunesse difficile. Portrait économique et social de la jeunesse française*. Paris: Editions de la rue d'Ulm, collection du Cepremap N° 6, pp. 148–190.
- Beaumel, C. & Bellamy, V. (2013),** Bilan démographique 2012. La population croît, mais plus modérément. *Insee Première* N° 1429.
- Bergeaud, A., Cette, G. & Lecat, R. (2014).** Le produit intérieur brut par habitant sur longue période en France et dans les pays avancés : le rôle de la productivité et de l'emploi. *Economie et Statistique*, 474, 5–34.
- Blanpain, N. & Buisson, G. (2016).** Projections de population à l'horizon 2070. Deux fois plus de personnes de 75 ans ou plus qu'en 2013. *Insee Première* N° 1619.
- Bodier, M. (1999).** Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation. *Economie et Statistique*, 324-325, 163–180.
- Bonnet, C. (2002).** Comptabilité générationnelle appliquée à la France : quelques facteurs d'instabilité des résultats. *Economie et Prévision*, 154, 59–78.
- Burricand, C. & Roth, N. (2000).** Les parcours de fin de carrière des générations 1912-1941 : l'impact du cadre institutionnel. *Economie et Statistique*, 335, 63–79.
- Chauvel, L. & Schröder, M. (2014).** Generational inequalities and welfare regimes. *Social Forces*, 92, 1259–1283.
- Chawla, A., Matsukura, R. & Ogawa, N. (2011).** The elderly as latent assets in aging Japan. In: Lee, R. & Mason, A. (Eds.), *Population Aging and the Generational Economy: A Global Perspective*. Northampton (MA): Edward Elgar, pp. 475–487.
- Clerc, M.-E., Monso, O. & Pouliquen, E. (2011).** Les inégalités entre générations depuis le baby-boom. *L'économie française, édition 2011*, pp. 47–67.
- Conseil d'orientation des retraites (2014).** Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport annuel du COR, juin.
- Conseil des prélèvements obligatoires (2008).** *La répartition des prélèvements obligatoires entre générations et la question de l'équité intergénérationnelle*. Paris: La Documentation française.
- Deaton, A. (1992).** *Understanding Consumption*. Oxford: Clarendon Press.
- Donehower, G., Lee, R. & Miller, T. (2011).** The changing shape of the economic lifecycle in the United States, 1960 to 2003 Ronald Lee, Gretchen. In: R. Lee & A. Mason (Eds.). *Population Aging and the Generational Economy: A Global Perspective*. Northampton (MA): Edward Elgar, pp. 313–326.
- Fürnkranz-Prskawetz, A. & Hammer, B. (2012).** The Public Reallocation of Resources across Age: A Comparison of Austria and Sweden. mimeo, *Working Paper ECON WPS N°05-2012*.
- Lai, M. S. & Tung, A.-C. (2015).** Who supports the elderly? The changing economic lifecycle reallocation in Taiwan, 1985 and 2005. *Journal of the Economics of Ageing*, 5, 63–68.
- Lee, R. (1980).** Age Structure, Intergenerational Transfers and Economic Growth: An Overview. *Revue Économique*, 31, 1129–1156.
- Lee, R. (1994).** The formal demography of population aging, transfers and the economic life cycle. In: Martin, L.G & Preston, S.H. (Eds.), *Demography of Aging*. Washington (DC): National Academy Press, pp. 8–49.

- Lee, R. & Mason, A. (Eds.) (2011).** *Population Aging and the Generational Economy: A Global Perspective*, Northampton (MA): Edward Elgar.
- Lee, R., Mason, A. & members of the NTA Network (2014).** Is low fertility really a problem? Population aging, dependency, and consumption. *Science*, 346, 229–234.
- Lindh, T., Oeberg, G. & Sanchez-Romero, M. (2011).** Backcasting National Transfer Accounts in Sweden from 1800 to 2009. Mimeo, paper presented at the 4th EuroNTA Workshop, 13 May 2010, Budapest.
- Mason, A. (1988).** Saving, economic growth, and demographic change. *Population and Development Review*, 14, 113–144.
- Masson, A. (1986).** A Cohort Analysis of Wealth-Age Profiles Generated by a Simulation Model in France (1949-1975). *Economic Journal*, 96, 173–190.
- Mathé, T., Hébel, P., Perrot, M. & Robineau, D. (2012).** Comment consomment les seniors ? *Cahier de Recherche du Crédoc* N° C296, décembre.
- Ministère de l'éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche (2016),** *L'état de l'école 2016* N° 26.
- Navaux, J. (2016).** *Les transferts intergénérationnels en France : stabilités et ruptures des répartitions entre classes d'âge*. Thèse de doctorat (Université Paris Dauphine), 247 p.
- Piketty, T. (2011).** On the long-run evolution of inheritance: France 1820-2050. *Quarterly Journal of Economics*, 126, 1071–1131.
- Spilerman, S. & Wolff, F. C., (2012).** Parental wealth and resource transfers: How they matter in France for home ownership and living standards. *Social Science Research*, 41, 207–223.
- Tung, A.-C. (2011).** Consumption over the life-cycle: an international comparison. In: Lee, R. D. & Mason, A. (Eds.), *Population Aging and the Generational Economy: A Global Perspective*. Northampton (MA): Edward Elgar, pp. 136–160.
- United Nations (2013).** *National Transfer Accounts manual: Measuring and analysing the generational economy*. Department of Economic and Social Affairs, Population Division.
-

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-détendanciatisé (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'expliquer 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 Guillerm (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 Guillerm (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 recalcul 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 recalculé 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.

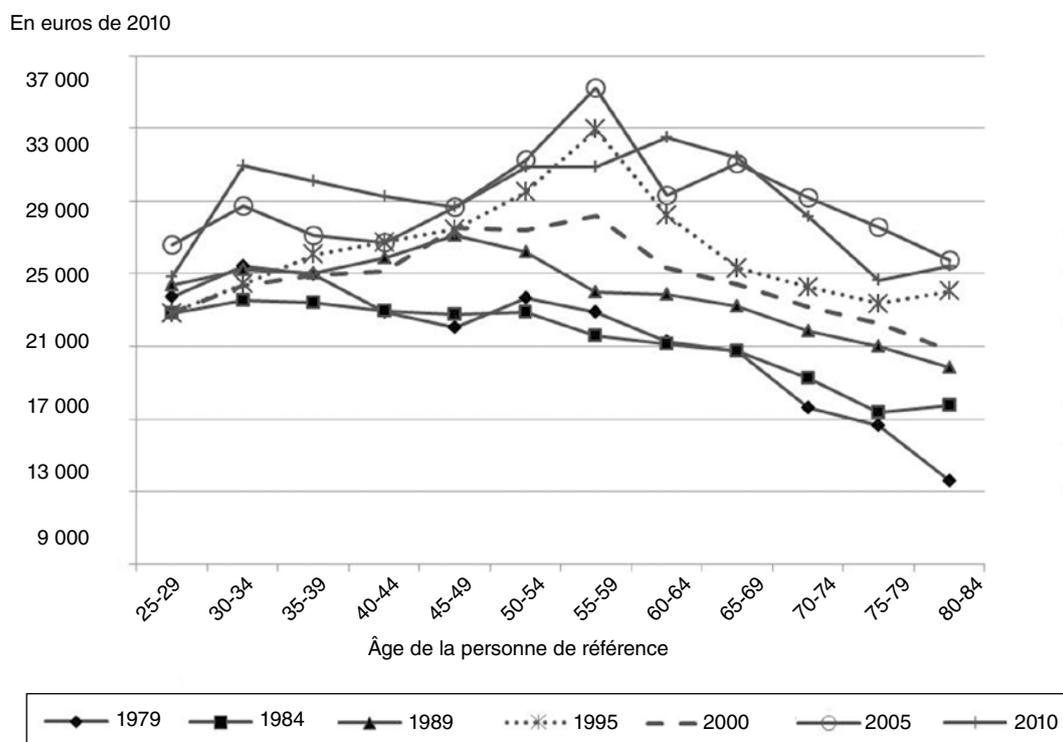
de données en coupe transversale (constituées à partir des sept enquêtes *BdF*). Nous avons tout d'abord formé 79 cohortes annuelles, définies selon la date de naissance de la personne de référence, allant de la cohorte née en 1901 à celle née en 1979. Les générations sont ensuite définies à partir de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



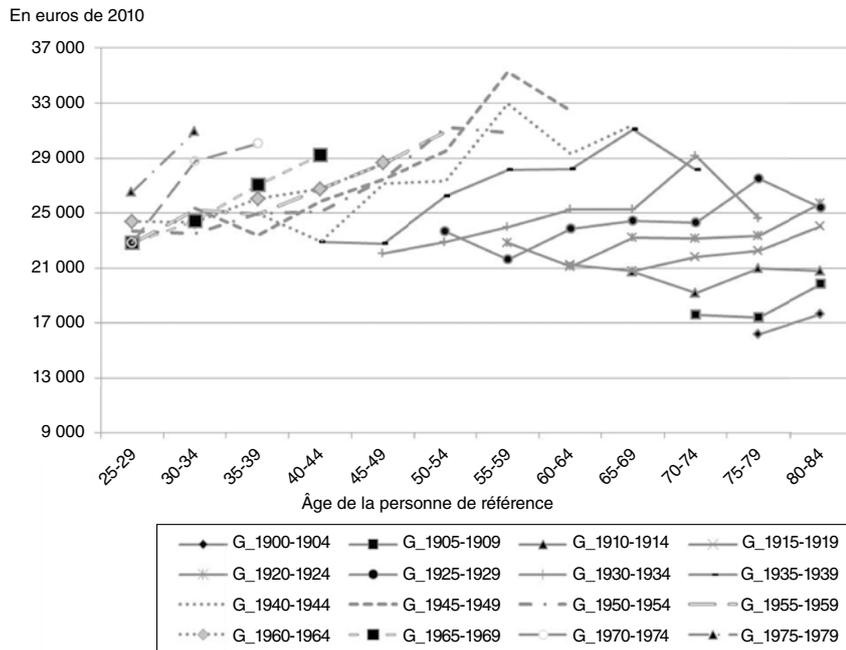
Note : le revenu disponible est l'ensemble des ressources (loyers imputés compris) dont dispose le ménage après déduction des impôts et prélèvements sociaux. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée.

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



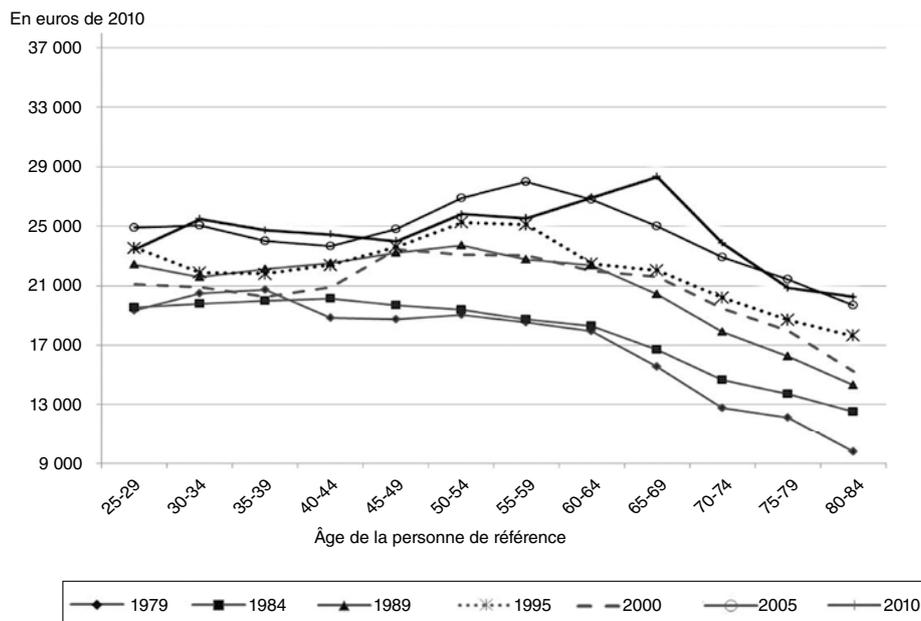
Note : le revenu disponible est l'ensemble des ressources (loyers imputés compris) dont dispose le ménage après déduction des impôts et prélèvements sociaux. Unités de consommation calculées avec l'échelle dite de l'OCDE-modifiée.

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

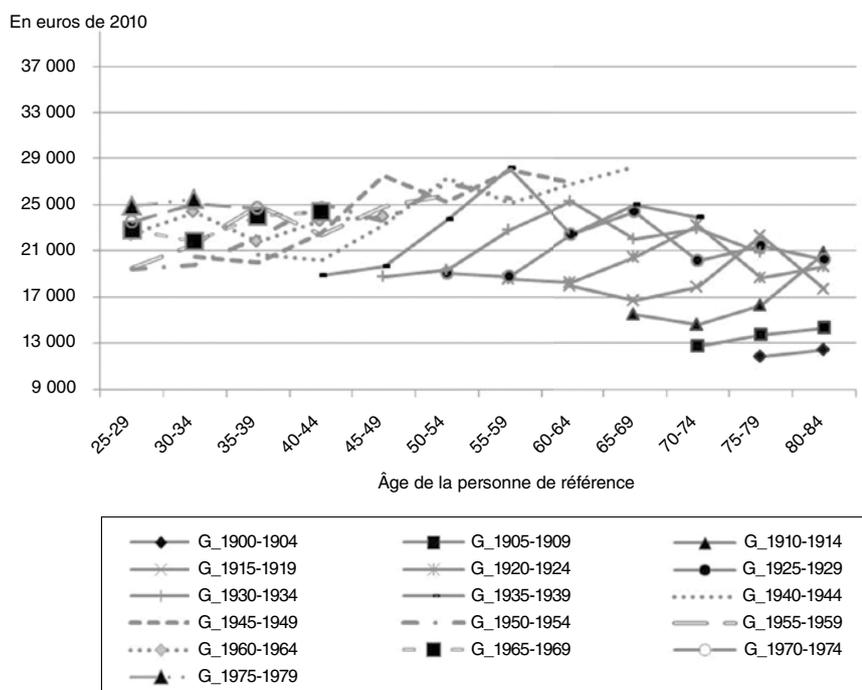
récente de la méthode est proposée par Guillerm (2017).

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).

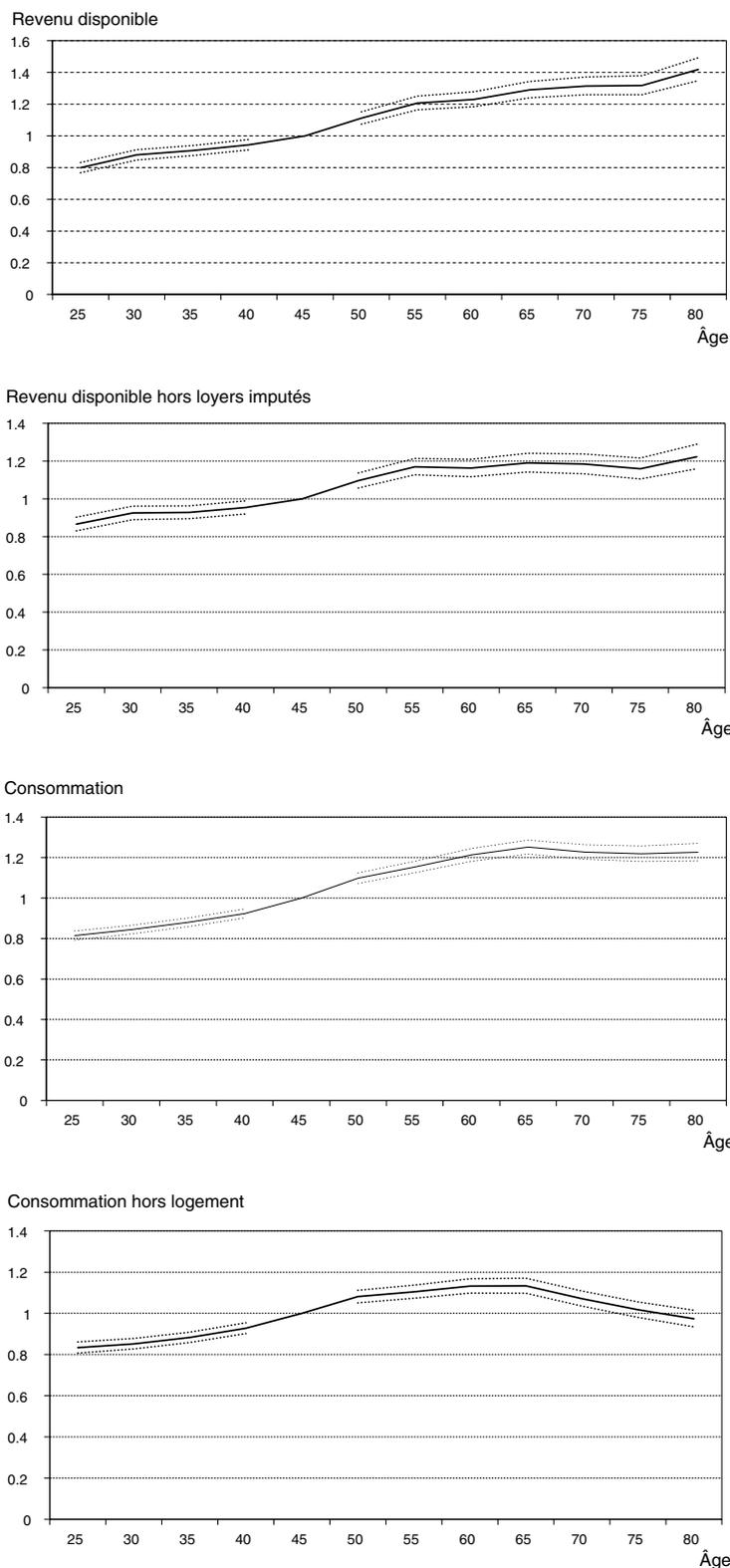
9. Les coefficients sont reportés dans le tableau C2-1 du complément en ligne C2.

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

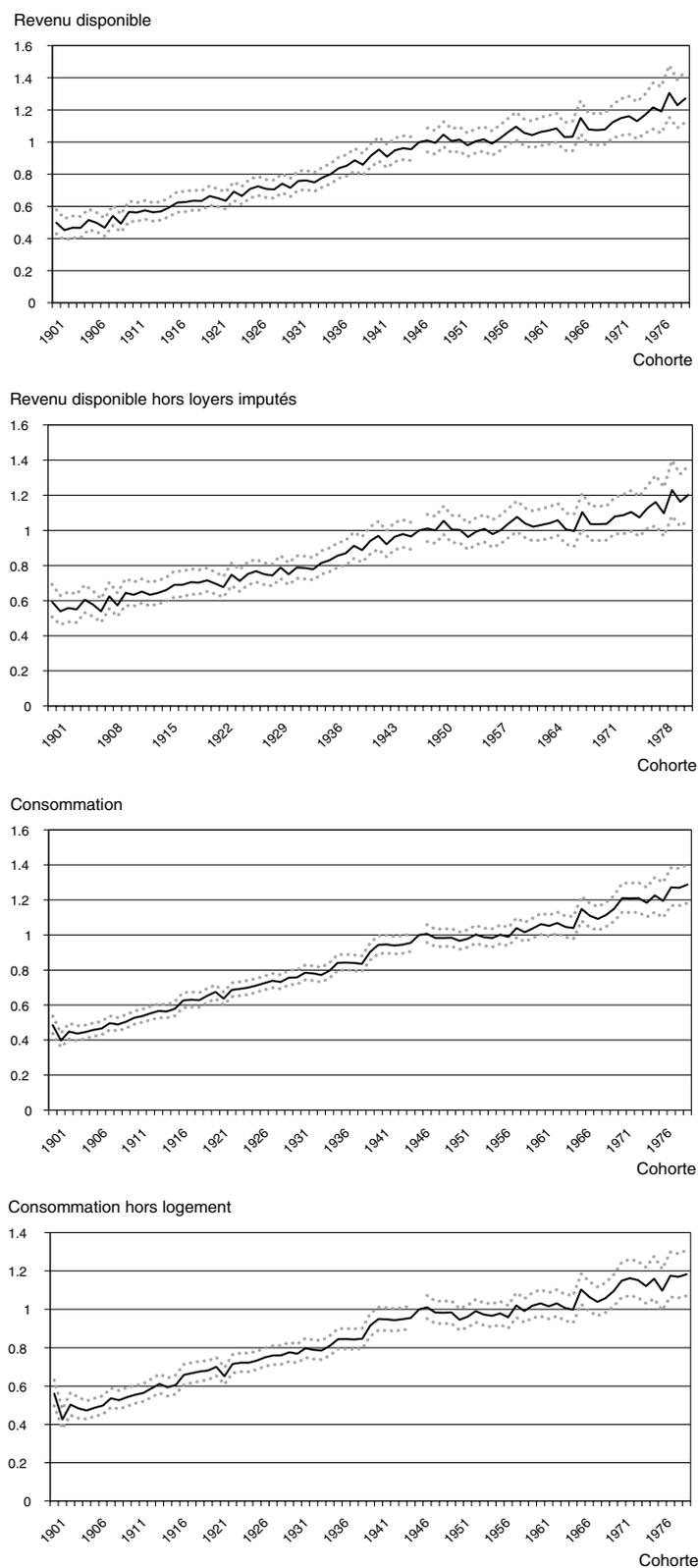
générations. Par ailleurs, les différences sont moins marquées lorsque l'on regarde le revenu plutôt que la consommation. Cette amélioration du niveau de vie est somme toute assez cohérente avec les statistiques descriptives présentées plus haut.

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 Guillerm (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 1976.

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.

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

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 pension 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.

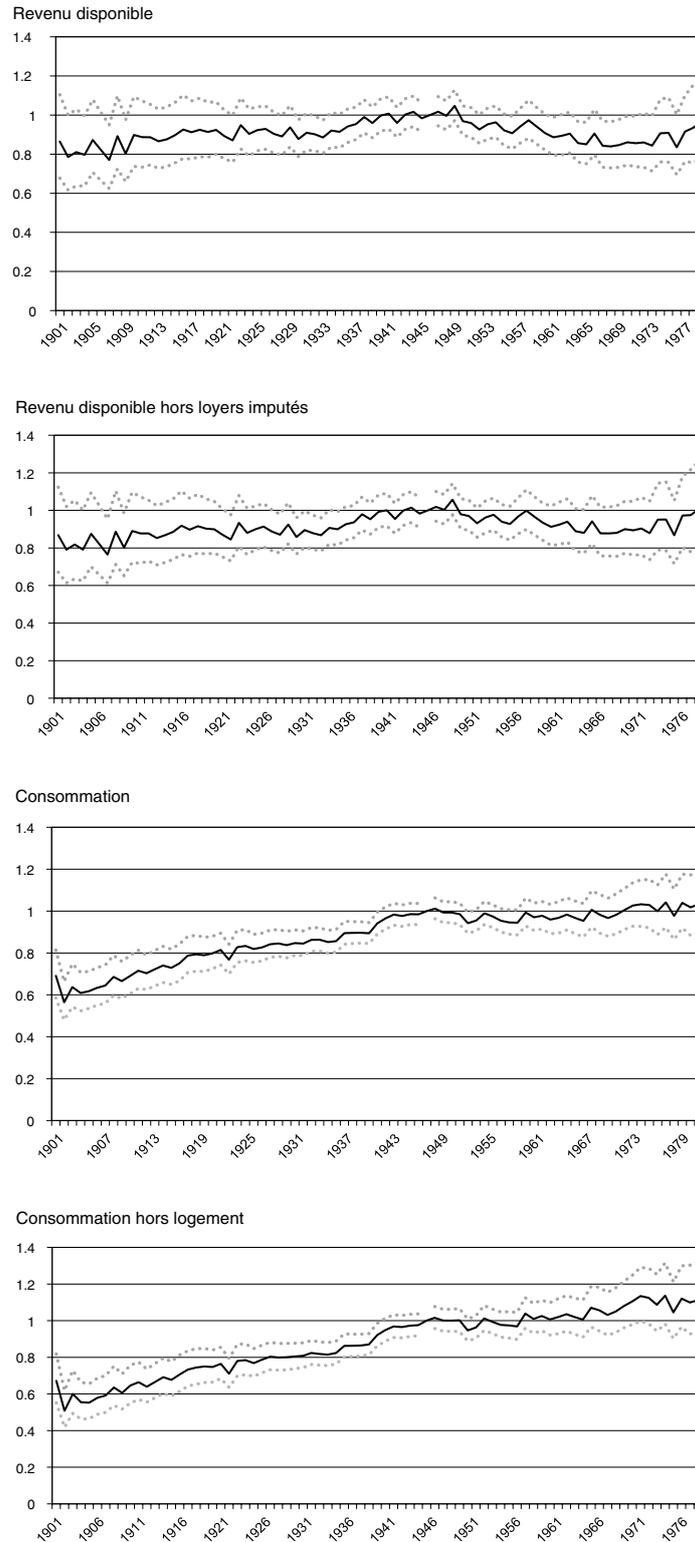
En analysant l'évolution du niveau de vie en fonction de l'âge, on s'abstrait des considérations liées aux générations ou à la période d'observation. En cohérence avec les études précédentes sur le sujet, nous avons montré que le niveau de vie était croissant avec l'âge jusqu'à environ 60 ans. La dynamique 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 Lifecycle 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.

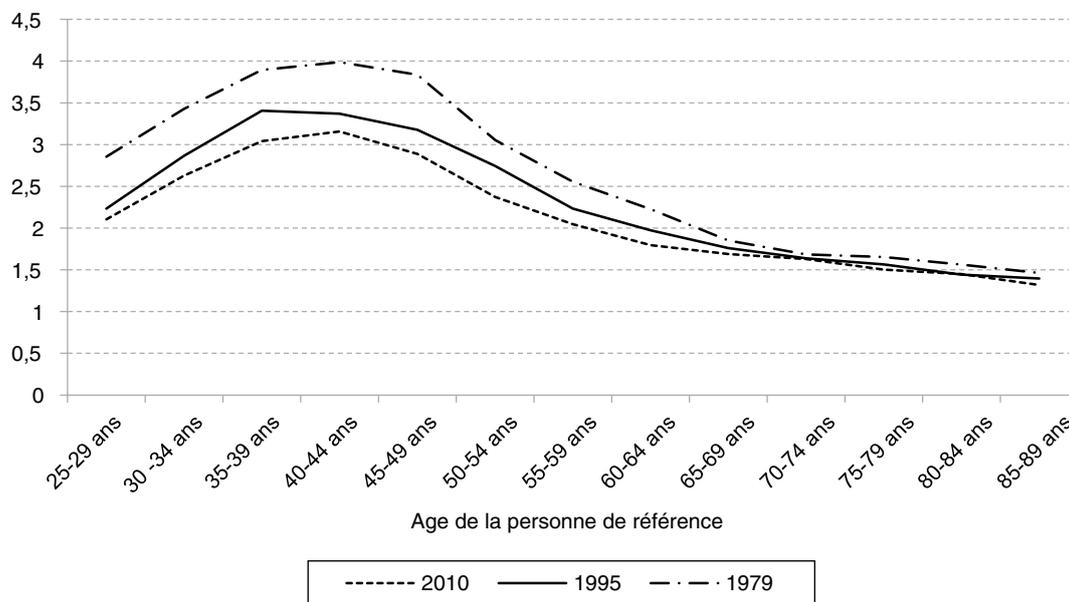
- Guillerm, M. (2017).** Les méthodes de pseudo-panel. *Économie et Statistique*, ce numéro.
- Gourinchas, P.-O. & Parker, J. A. (2002).** Consumption over the Lifecycle. *Econometrica*, 70(1), 47–89.
- Herpin, N. & Michel, C. (2012).** Avec le passage à la retraite, le ménage restructure ses dépenses 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.

Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ?

Henri Martin *

Les échelles d'équivalence, utilisées pour comparer les niveaux de vie de ménages de taille et composition diverses, visent à prendre en compte les économies d'échelle qui résultent de la mise en commun des ressources et des dépenses au sein des ménages. Pour estimer ces échelles, deux approches sont possibles : une approche « objective », basée sur la modélisation des dépenses de consommation des ménages ou une approche « subjective », qui s'appuie sur le ressenti des ménages concernant leur niveau de vie. C'est cette dernière qui est privilégiée ici.

À partir des données des éditions de 1995 à 2011 de l'enquête *Budget de famille* de l'Insee, les différentes estimations d'échelles d'équivalence présentées mettent en lumière la sensibilité des résultats à la spécification des modèles, au choix du champ des estimations, au choix des indicateurs subjectifs de niveau de vie retenus, et à des conventions concernant le calcul du coût associé aux enfants à la charge des ménages.

L'approche subjective ne permet pas d'identifier de manière robuste une échelle d'équivalence unique. Elle donne en revanche une indication d'un « ordre des possibles » ; ainsi, l'équivalent-adulte va de 0.15 à 0.8 pour un enfant de moins de 14 ans, là où les échelles d'équivalence les plus couramment utilisées reposent sur un choix conventionnel, par exemple 0.3 avec l'échelle OCDE-modifiée. Ainsi, pour la conduite des études mobilisant ces outils comme pour les choix de politiques publiques il peut être préférable d'utiliser un jeu d'échelles d'équivalence plutôt qu'une échelle unique.

Codes JEL : D13, J18.

Mots clés : échelles d'équivalence, économies d'échelles, approche subjective, coût de l'enfant.

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.

* Drees (henri.martin@drees.fr).

L'auteur tient particulièrement à remercier Augustin Vicard sous la direction duquel il a conduit ces travaux ainsi que les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions.

Pour étudier de nombreux thèmes comme la pauvreté, ou les inégalités, les économistes cherchent à saisir le niveau de vie des ménages, définis comme des ensembles de personnes qui mettent en commun leurs ressources et partagent des dépenses. Comparer les niveaux de vie des ménages implique de tenir compte à la fois de la composition démographique de ces ménages, de leur revenu disponible mais aussi des économies d'échelle rendues possibles par la mutualisation des ressources et des dépenses. Par exemple entre un couple sans enfant, dont les revenus mensuels sont de 1 500 euros, et un couple avec deux enfants à charge, dont les revenus mensuels sont de 2 100 euros, lequel dispose d'un niveau de vie plus élevé ? Le revenu du second couple est certes supérieur, mais il doit faire face à des dépenses plus importantes liées à la présence de ses enfants à charge. Dans la pratique, les échelles d'équivalence les plus utilisées assignent à chaque individu d'un ménage un « poids » qui rend compte du surplus de revenu dont doit disposer un ménage avec chaque individu supplémentaire pour atteindre le même niveau de vie que si le ménage ne comptait qu'une seule personne. En raison de l'existence d'économies d'échelle, c'est-à-dire le fait que les besoins de deux (trois, etc.) personnes vivant ensemble ne sont pas deux (trois, etc.) fois plus élevés que ceux d'une personne seule, le rapport entre individus supplémentaires et supplément nécessaire de revenu pour maintenir le même niveau de vie est inférieur à l'unité : les individus supplémentaires ont ainsi tous un poids inférieur à l'unité. On obtient le niveau de vie d'un ménage en rapportant son revenu disponible¹ à la somme de ces poids (somme parfois appelée nombre d'unités de consommation ou d'« équivalents adultes »). La valeur de ces poids diverge cependant selon les méthodologies et les approches.

Après un rapide panorama des échelles d'équivalence les plus utilisées et des critiques qui leur sont adressées, cette contribution se concentre sur le problème de leur estimation. Les données mobilisées sont celles des dernières éditions de l'enquête *Budget de famille* de l'Insee (1995, 2001, 2006 et 2011). La dernière publication consacrée à ce thème en France est un article paru à la fin des années 1990 (Hourriez & Olier, 1997) dans lequel les auteurs s'interrogent sur la pertinence d'un changement de l'échelle d'équivalence adoptée jusqu'alors pour les statistiques et les études sur les revenus des ménages. Dans la lignée de cette contribution, cette étude examine l'intérêt de disposer d'un jeu d'échelles d'équivalence

plutôt que d'une échelle d'équivalence unique. L'objectif est de montrer que les méthodes actuellement disponibles ne permettent pas de statuer sur une échelle d'équivalence unique mais donnent simplement un « ordre des possibles » des coefficients. Cet outil est donc à utiliser avec précautions.

Bref retour sur les échelles d'équivalence

La problématique des échelles d'équivalence remonte aux lendemains de la Seconde Guerre mondiale avec la mise en œuvre de politiques publiques visant à lutter contre la pauvreté. Les économistes se sont intéressés depuis longtemps à la question, et c'est au cours de cette même période que paraissent les premiers articles qui proposent des méthodes pour les estimer (Prais, 1953 ; Friedman, 1952 ; Prais & Houthakker, 1955). L'échelle dite « d'Oxford » s'est imposée dans la littérature à partir des années 1950 (cf. Hourriez & Olier, 1997) et, en 1982, un rapport de l'OCDE en préconise l'utilisation. C'est pourquoi on la trouve également dans la littérature sous l'appellation d'échelle « de l'OCDE ». Avec cette échelle, le premier adulte d'un ménage a un poids de 1, chaque adulte additionnel un poids de 0.7 et chaque enfant (personne de moins de 14 ans) a un poids de 0.5 ; la somme de ces poids donne le nombre d'équivalents-adultes dans le ménage. Mais au début des années 1990, suite à une revue de travaux empiriques sur le sujet, 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, qui assure la production de statistiques européennes harmonisées, a progressivement remplacé au cours des années 1990 l'échelle d'Oxford par une autre échelle, dite « OCDE-modifiée » (bien que l'OCDE ne l'utilise pas ou peu) qui émergeait alors dans la littérature (cf. Hagenaars et al., 1994). Par rapport à l'échelle d'Oxford, cette échelle « OCDE-modifiée » attribue un poids plus faible aux individus additionnels (cf. tableau 1).

1. La somme de tous les revenus reçus dans le ménage (revenus d'activité, revenus du patrimoine, prestations sociales, et transferts nets avec les autres ménages) nette des prélèvements obligatoires.

Cette échelle sera adoptée par l'Insee à la fin des années 1990 pour le calcul du niveau de vie des ménages dont est déduit le seuil et le taux de pauvreté². Si l'utilisation de cette échelle est généralisée dans la plupart des pays européens, certains chercheurs continuent d'avoir recours à l'échelle d'Oxford. Certains pays privilégient également d'autres approches pour définir le seuil de pauvreté. Aux États-Unis, le US Census Bureau définit le seuil de pauvreté à partir d'un panier de biens essentiellement alimentaires³.

En théorie, les échelles d'équivalence dépendent du système social en vigueur. Le fait que certaines dépenses soient socialisées ou au contraire laissées à la charge des ménages influence ces échelles. Par exemple, dans les pays anglo-saxons où l'enseignement supérieur est essentiellement à la charge des ménages, le coût d'un enfant est probablement plus élevé (surtout après 18 ans) que dans un pays comme la France où l'enseignement supérieur est subventionné. En théorie donc, une échelle d'équivalence est valable pour un système socio-fiscal donné et est donc susceptible de se déformer lorsque ce dernier évolue. En pratique cependant, les échelles OCDE-modifiée et Oxford sont devenues des normes internationales.

Le concept d'échelle d'équivalence et les hypothèses sur lesquelles il repose ont fait, de longue date, l'objet de critiques de divers ordres (voir par exemple Lechêne, 1993). L'une porte sur l'approche théorique implicite, dite « unitaire », du comportement du ménage. Celle-ci suppose que le ménage maximise une fonction d'utilité sous contrainte de ses ressources. Or ces deux points sont problématiques, en contradiction avec le principe d'individualisme

méthodologique (Chiappori, 1992) et posant le problème de l'agrégation des utilités des différents individus qui composent le ménage. Sur ce problème, aucune des solutions proposées dans la littérature n'est totalement convaincante (voir Blackorby & Donaldson, 1993). De plus, l'application d'une échelle d'équivalence postule implicitement la mise en commun des revenus de tous les membres du ménage et exclut la possibilité d'inégalités au sein du ménage : tous ses membres sont supposés avoir le même niveau de vie. Or cette hypothèse peut masquer des inégalités au sein du ménage, entre hommes et femmes ou entre parents et enfants par exemple. Ces diverses critiques sont à l'origine des approches dites « collectives » du ménage (voir notamment Chiappori, 1988 ; Browning et al., 1994 ; pour une présentation non formalisée, Donni & Ponthieux, 2011). Cette approche reconnaît explicitement que le ménage est constitué de plusieurs individus qui possèdent chacun leurs préférences et leur fonction d'utilité propres. Plusieurs contributions récentes proposent le concept « d'échelle d'indifférence » qui consiste à comparer l'utilité d'un même individu dans deux situations familiales différentes (Browning et al., 2013 ; Chiappori, 2016). Des données européennes et françaises sur le partage des ressources financières au sein des ménages ont par ailleurs permis de montrer que les modalités de leur mise en

2. Actuellement en France comme pour les statistiques européennes, le seuil de pauvreté est défini égal à 60 % du niveau de vie médian ; il était fixé à 50 % jusqu'à la fin des années 1990 et de nombreux travaux académiques utilisent encore ce seuil.

3. Ce panier de bien est revalorisé annuellement de l'inflation. Pour une personne seule, le seuil de pauvreté est de 1 026 dollars mensuels, soit environ 850 euros, en 2014 (hors Alaska et Hawaii). À titre de comparaison, ce seuil est de 1 007 euros mensuels en France pour la même année.

Tableau 1
Échelles d'équivalence les plus couramment utilisées pour quelques cas types

Composition du ménage	Échelle d'équivalence				Racine de N*
	Oxford		OCDE-modifiée		
Personne seule	1		1		1
Couple sans enfant	1.7		1.5		1.41
Couple avec enfant					
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	
Couple + 1 enfant	2.2	2.4	1.8	2.0	1.73
Couple + 2 enfants	2.7	3.1	2.1	2.5	2.00
Couple + 3 enfants	3.2	3.8	2.4	3.0	2.23
Parent seul + 1 enfant	1.5	1.7	1.3	1.5	1.41
Parent seul + 2 enfants	2.0	2.4	1.6	2.0	1.73
Parent seul + 3 enfants	2.5	3.1	1.9	2.5	2.00

* : N est le nombre de personnes du ménage.

Lecture : avec l'échelle d'Oxford, pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple sans enfant doit disposer d'un revenu égal à 1.7*R.

commun peuvent varier sensiblement : ainsi, les couples mettent plus souvent leurs revenus totalement en commun que d'autres types de ménages. Néanmoins en France par exemple, moins des deux tiers des couples déclarent mettre intégralement en commun leurs ressources (Ponthieux, 2013).

Une autre critique fréquemment adressée aux échelles d'équivalence souligne qu'elles conduisent à supposer que le « coût » d'un individu supplémentaire est proportionnel au revenu du ménage. À titre d'exemple, en utilisant l'échelle ODCE-modifiée, le coût d'un enfant de moins de 14 ans est évalué à 0.3 fois le revenu d'une personne seule, ce qui représentait en 2014 environ 300 euros mensuels pour un personne seule dont le niveau de vie est proche du seuil de pauvreté, 500 euros mensuels si ce niveau de vie est médian et 900 euros mensuels s'il appartient au neuvième décile⁴. Cette hypothèse est très discutable (Koulovatianos et al., 2004) mais ne pas la poser imposerait de définir autant d'échelles qu'il y a de niveaux de vie.

Si ces critiques sont justifiées et bien connues, aucune méthodologie alternative pour le calcul des niveaux de vie ne s'est imposée jusqu'à maintenant (Groupe de Canberra, 2011). Cette contribution demeure ainsi dans le cadre standard des échelles d'équivalence (c'est-à-dire l'approche unitaire du ménage).

Deux approches de l'estimation d'une échelle d'équivalence

Dans la littérature, deux approches ont été développées pour estimer ces échelles : l'une dite « objective » et l'autre dite « subjective ».

L'approche objective consiste à modéliser la demande des ménages pour différents biens comme une fonction à la fois du revenu mais aussi de la composition du ménage. Néanmoins pour être identifiés, ces modèles ont besoin d'une hypothèse identifiante et celle-ci n'est pas vérifiable à partir de données d'enquête (Blundell & Lewbel, 1991). Concrètement, il s'agit pour le statisticien de définir lui-même une mesure du niveau de vie du ménage. Deux grandes hypothèses ont été proposées dans la littérature : la première est l'hypothèse d'Engel (1857) selon laquelle le niveau de vie d'un ménage dépend de la part de son budget qu'il consacre aux dépenses d'alimentation. Plus un ménage dépense une part importante de son budget en alimentation, plus son niveau de vie est faible.

C'est donc le coefficient budgétaire associé à l'alimentation qui 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. Autrement dit plus un ménage dépense (en valeur absolue) pour l'achat de biens destinés aux adultes, plus il dispose d'un niveau de vie élevé. Le problème pour le statisticien est alors d'isoler parmi les dépenses du ménage celles qui concernent exclusivement les adultes. Dans la littérature, les vêtements pour adulte ou encore les dépenses en tabac et alcool ont été les biens privilégiés.

Si elles ont l'intérêt de s'appuyer sur des données objectives (les dépenses de consommation des ménages) ces hypothèses sont critiquables sur plusieurs aspects. D'abord, le choix d'une mesure du niveau de vie est très largement conventionnel et l'échelle estimée reflète alors la définition du niveau de vie posée en amont par le statisticien. Ensuite, ces hypothèses ne tiennent pas compte de l'évolution des préférences des ménages quand la taille de ces derniers augmente. Or, par exemple, la naissance d'un enfant peut amener un couple à modifier son mode de vie et réduire fortement ses dépenses en « biens pour adulte » sans que cela ne soit lié à une diminution de son niveau de vie. Or même si l'hypothèse formulée sur la définition du niveau de vie apparaît globalement crédible, il suffit que la réalité s'en écarte même légèrement pour que les estimations soient faussées.

L'autre approche, dite « subjective », a été proposée pour la première fois dans la littérature par Kapteyn et Van Praag (1976). C'est celle-ci qui sera privilégiée dans la suite. Son principal attrait est (contrairement à l'approche objective) de ne pas faire reposer les estimations sur une définition du niveau de vie posée de manière arbitraire par le statisticien (Hourriez & Olier, 1997). En effet, le niveau de vie attribué à chaque ménage reposera soit sur l'opinion qu'a ce ménage de son propre niveau de vie soit

4. Le seuil de pauvreté est ici considéré au niveau de 60 % du revenu médian. En 2014, le niveau de vie médian de la population française s'élevait à 20 150 euros annuels, et le dernier décile à 37 300 euros annuels (Argouarc'h & Boiron, 2016).

sur l'opinion moyenne de la population sur les niveaux de vie. Les variables mobilisées ne sont donc pas les dépenses des ménages mais des questions qui saisissent le ressenti sur le niveau de vie. De manière générale, cette approche a été moins utilisée dans la littérature par les économistes souvent enclins à accorder davantage de crédit à ce que font véritablement les individus qu'à ce qu'ils déclarent (Accardo, 2007). Néanmoins plusieurs auteurs ont mis en œuvre une approche subjective, à partir de questions qui interrogent directement les ménages sur leur niveau de vie (Flik & Van Praag, 1991) ou sur le niveau de revenu qu'ils considèrent comme minimum, moyen ou confortable pour un ménage tel que le leur (Van Der Bosch, 1996). En France, plusieurs travaux ont aussi eu recours à cette approche à l'image des études publiées par Bloch et Glaude (1983), Glaude et Moutardier (1991) et Hourriez et Olier (1997). Toutes s'appuient sur différentes éditions de l'enquête *Budget de famille*. Par rapport à la littérature existante l'apport de cette contribution

est triple. D'abord, les estimations sont conduites sur les dernières éditions de l'enquête ce qui permet d'interroger l'évolution récente des coefficients estimés. Ensuite, des intervalles de confiance sont fournis ce que n'avaient pas été en mesure de produire les travaux précédents. Enfin de nombreux tests de robustesse sont menés.

Des estimations fondées sur une approche subjective

Dans l'enquête *Budget de famille*, trois variables permettent de saisir le niveau de vie ressenti d'un ménage : AISE, NIVEAU et RMINI. Les deux premières interrogent le ménage sur son sentiment respectivement par rapport à sa situation financière et par rapport à son niveau de vie. La troisième consiste à lui demander le revenu minimum qu'il estime nécessaire pour qu'un ménage comme le sien puisse subvenir à ses besoins (encadré).

Encadré

LE RESENTI DES MÉNAGES SUR LEUR NIVEAU DE VIE DANS LES ENQUÊTES BUDGET DE FAMILLE

L'enquête *Budget de famille* est une enquête quinquennale menée par l'Insee depuis 1979 auprès de la population vivant dans les ménages ordinaires. L'enquête a eu lieu en 1979, 1985, 1989, 1995, 2001, 2006 et 2011. Son objectif principal est d'étudier à la fois les revenus et les dépenses de consommation des ménages. À cela s'ajoutent des questions portant sur le ressenti du ménage face à sa situation financière. Trois variables, AISE, NIVEAU et RMINI peuvent être mobilisées pour estimer une échelle d'équivalence par une approche subjective.

La variable AISE 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 %)

La variable NIVEAU a été introduite lors de l'édition 1995 de l'enquête. 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 %)
- Très faible (4 %)

Pour ces deux variables, les fréquences de réponse à chaque modalité pour l'édition 2011 sont indiquées entre parenthèses.

La variable RMINI correspond à la question suivante : « Actuellement, quel est selon vous, le revenu mensuel minimal dont un ménage comme le vôtre doit absolument disposer pour pouvoir simplement subvenir à ses besoins ? ».

Contrairement aux deux précédentes, RMINI est une variable continue et elle est présente sous la même forme dans toutes les éditions de l'enquête depuis 1979. À titre indicatif, dans l'édition 2011, la moyenne de cette variable est de 2 230 euros mensuels (elle varie évidemment avec la taille du ménage). Cette variable est plus difficile à utiliser puisqu'elle ne donne pas directement une mesure du niveau de vie du ménage.

Jean-Michel Hourriez (1996) montre que les réponses fournies par les ménages à ces différentes questions sont cohérentes entre elles (les corrélations sont fortes) et qu'elles varient dans le sens attendu lorsqu'elles sont croisées avec d'autres variables sociodémographiques (notamment le revenu et le nombre d'individus qui composent le ménage).

Précisément, l'approche subjective repose sur la modélisation d'un indicateur de niveau de vie, ou fonction d'utilité inobservée, U du ménage, fonction croissante de son revenu R et décroissante de sa taille N . Les paramètres de cet indicateur du niveau de vie U sont estimés à l'aide d'un modèle logistique ordonné sur les variables AISE et NIVEAU. L'indicateur correspond alors à la variable latente du modèle. Des variables sociodémographiques sont également introduites afin de contrôler au mieux de l'hétérogénéité observée des ménages. L'indicateur de niveau de vie s'écrit :

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

L'idée est d'identifier le surplus de revenu nécessaire pour maintenir le niveau de vie du ménage lorsqu'une personne supplémentaire est à sa charge. Autrement dit, par quel facteur multiplicatif $m(N)$ faut-il multiplier le revenu R d'une personne seule afin qu'elle conserve le même niveau de vie lorsqu'elle a $N-1$ individus supplémentaires (conjoint ou enfant) à charge ? Algébriquement, cela revient à résoudre l'équation suivante :

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

Au final, sont obtenus des facteurs multiplicatifs, ou encore échelles d'équivalence, de la forme :

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

Afin de tenir compte de l'âge des enfants, Hourriez et Olier définissent N comme la taille « corrigée » du ménage, avec $N_{\text{moins de 14 ans}}$ le nombre d'enfants de moins de 14 ans du ménage et $N_{\text{14 ans et plus}}$ le nombre de personnes (enfants et adultes) de 14 ans ou plus de ce même ménage. Après estimation du facteur de pondération relatif aux enfants de moins de 14 ans, les auteurs retiennent pour la taille corrigée du ménage :

$$N = 0.55 \cdot N_{\text{moins de 14 ans}} + N_{\text{14 ans et plus}}$$

Dans un premier temps, cette définition de la taille corrigée du ménage avec un facteur de pondération de 0.55 sera reprise, afin d'utiliser une méthodologie comparable à celle des auteurs. La dernière partie de cette étude discutera ce choix du facteur de pondération de 0.55 et celui du seuil de 14 ans pour les enfants.

Contrairement aux variables AISE et NIVEAU, la variable RMINI est une variable continue.

Dans ce cas, suivant la méthode proposée par Kapetyn et Van Praag (1976), l'indicateur de niveau de vie du ménage est défini comme

$$U = \log\left(\frac{R}{RMINI}\right) \text{ où } R \text{ désigne toujours le}$$

revenu du ménage. Le niveau de vie du ménage est donc déterminé par le rapport entre le revenu dont il dispose effectivement et celui qu'il estime nécessaire pour subvenir à ses besoins. Un ménage dont le revenu est inférieur au revenu qu'il estime minimal pour subvenir à ses besoins se voit attribuer un faible niveau de vie. À l'inverse, si son revenu est très supérieur à ce revenu minimal, son niveau de vie sera considéré comme élevé. Le modèle estimé est alors une régression linéaire :

$$\log(RMINI) = \text{constante} + \alpha \cdot \log(R) + \beta \cdot N + \gamma \cdot \log(N) + \text{contrôles} + \varepsilon$$

Ce qui équivaut à :

$$\begin{aligned} U(R, N) &= \log\left(\frac{R}{RMINI}\right) \\ &= -\text{constante} + (1 - \alpha) \cdot \log(R) \\ &\quad - \beta \cdot N - \gamma \cdot \log(N) - \text{contrôles} - \varepsilon \end{aligned}$$

Les échelles d'équivalence associées sont alors de la forme :

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

Dans un premier temps, la méthode d'estimation d'Hourriez et Olier (H&O 1997 ensuite) est reprise à l'identique. Les modèles, les variables utilisées (annexe 1) et le champ des estimations sont donc identiques. Celui-ci porte sur l'ensemble des ménages constitués d'une personne seule, d'un couple avec ou sans enfant de moins de 25 ans à charge, ou d'une famille monoparentale. La définition du revenu utilisée par les auteurs (il s'agit d'un revenu avant impôt déclaré) est conservée. L'objectif est double. D'abord s'interroger sur les évolutions des échelles d'équivalence au cours du temps en conduisant les mêmes estimations sur des données plus récentes. Ensuite, fournir des intervalles de confiance pour les estimations des coefficients (ce que n'avaient pas été en mesure de faire les auteurs). Ces derniers sont obtenus en ayant recours à la méthode delta qui permet d'obtenir des estimateurs de la variance pour des transformations non linéaires des paramètres estimés. Ces intervalles sont précieux pour apprécier l'évolution des échelles d'équivalence entre 1995 et 2011. H&O 1997

avaient fait le choix d'utiliser essentiellement la variable AISE pour leurs estimations c'est pourquoi sont d'abord présentés les résultats obtenus en utilisant cet indicateur (tableau 2).

Compte tenu des intervalles de confiance, il n'est pas possible de conclure à une évolution linéaire des échelles d'équivalence entre 1995 et 2011. Les intervalles de confiance donnent néanmoins une idée de la précision des estimations. Par exemple, pour un couple avec 2 enfants de 14 ans et plus à charge et avec les données de l'édition 2011 de l'enquête, l'intervalle de confiance s'établit entre 2.44 et 3.02.

Afin d'interroger la robustesse des estimations au choix de l'indicateur de niveau de vie, des

estimations similaires ont été conduites à partir des variables NIVEAU et RMINI pour la dernière édition de l'enquête (tableau 3). Il en ressort une forte sensibilité des résultats. Les estimations sont même parfois contradictoires quand les intervalles de confiance ne se recoupent pas. C'est le cas notamment de certaines estimations issues de la variable RMINI dont les intervalles de confiance associés sont bien plus étroits que pour les estimations issues des autres indicateurs⁵. L'échelle obtenue à partir de la variable AISE est relativement proche de celle de l'OCDE-modifiée malgré de larges intervalles de confiance. La variable NIVEAU

5. Cela s'explique par le caractère continu de la variable RMINI.

Tableau 2
Estimation d'échelles d'équivalence avec l'indicateur AISE par la méthode H&O 1997

Composition du ménage	Échelle OCDE-modifiée	H&O 1997 1995	1995	2001	2006	2011
Personne seule	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1.5	1.42	1.42 [1.33 ; 1.50]	1.44 [1.37 ; 1.52]	1.51 [1.43 ; 1.59]	1.51 [1.41 ; 1.61]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	2.0	1.86	1.86 [1.72 ; 2.00]	1.87 [1.75 ; 1.98]	2.02 [1.90 ; 2.15]	2.08 [1.91 ; 2.24]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	2.5	2.38	2.37 [2.16 ; 2.59]	2.31 [2.13 ; 2.49]	2.60 [2.38 ; 2.81]	2.73 [2.44 ; 3.02]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	3.0	3.00	2.98 [2.59 ; 3.36]	2.79 [2.46 ; 3.11]	3.24 [2.85 ; 3.63]	3.51 [2.95 ; 4.06]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode H&O 1997 sur l'enquête Budget de famille 2011, un couple sans enfant doit disposer d'un revenu égal à 1.51*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec enfants de moins de 25 ans et de familles monoparentales avec enfants de moins de 25 ans, soit 8 820 ménages en 1995, 9 479 ménages en 2001, 9 539 ménages en 2006 et 14 053 ménages en 2011.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

Tableau 3
Estimation d'échelles d'équivalence en 2011 pour les trois indicateurs de niveau de vie, méthode H&O 1997

Composition du ménage	Échelle d'équivalence			Estimation pour les trois indicateurs		
	Oxford	OCDE-modifiée	Racine de N	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1	1	1	1
Couple sans enfant	1.5	1.7	1.41	1.48 [1.47 ; 1.50]	1.32 [1.23 ; 1.41]	1.51 [1.41 ; 1.61]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	2.0	2.4	1.73	1.74 [1.72 ; 1.76]	1.60 [1.48 ; 1.73]	2.08 [1.91 ; 2.24]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	2.5	3.1	2.00	1.85 [1.83 ; 1.87]	1.89 [1.70 ; 2.07]	2.73 [2.44 ; 3.02]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	3.0	3.8	2.24	1.87 [1.84 ; 1.89]	2.18 [1.87 ; 2.49]	3.51 [2.95 ; 4.06]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode d'estimation H&O 1997 avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.32*R pour avoir même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant, couples avec enfants de moins de 25 ans et de familles monoparentales avec enfants de moins de 25 ans, soit 14 053 ménages.

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

au contraire accorde un nombre d'unités de consommation plus faible aux familles : elle semble conduire à des économies d'échelle plus importantes que la variable AISE. La variable RMINI présente une forme non linéaire : chaque individu supplémentaire apporte un nombre très fortement décroissant d'unité de consommation (0.48 pour le premier puis 0.26, 0.11 et enfin 0.02 pour le quatrième).

La sensibilité des estimations au choix de l'indicateur de niveau de vie invite à s'interroger sur l'information saisie par ces variables. NIVEAU semble interroger plus directement le ménage sur son niveau de vie, mais cela suppose en amont que ce concept difficile à appréhender soit compris par les enquêtés. Les modalités médianes (niveau de vie « moyennement élevé » et « moyennement faible ») sont très majoritairement choisies par les ménages (près de 80 % d'entre eux), ce qui ne permet pas de bien discriminer les niveaux de vie. La variable AISE pose d'autres problèmes. Elle introduit des considérations presque objectives de gestion de trésorerie : le budget y est directement mentionné ainsi que la notion de dettes, et ces considérations peuvent être déconnectées de l'appréciation du niveau de vie. Par exemple, un ménage aisé peut déclarer un niveau de vie « élevé » ou « très élevé » et répondre « C'est juste mais ça va ». Enfin, en ce qui concerne RMINI, il est possible que les personnes interrogées entendent par « revenu » un revenu « ressenti » qui comprendrait les revenus d'activité ainsi que les principaux revenus de transfert (allocations chômage et pensions de retraite) mais qui serait aveugle aux autres prestations sociales (allocations familiales, aides au logement, aides à la petite enfance, ...)⁶. L'approche subjective prend le parti d'estimer les échelles d'équivalence à partir de « l'utilité » (ou du niveau de vie) déclarée par le ménage. Si un enfant est désiré et apporte un surplus d'utilité, alors le « coût » de cet enfant pourrait être négatif (quand le surplus d'utilité excède les dépenses liées à l'enfant). Or la variable NIVEAU saisit plutôt un niveau de vie qui pourrait être assimilé à l'utilité totale du ménage alors que la variable AISE se focalise davantage sur les considérations financières. Finalement, bien que cela soit moins manifeste que pour l'approche objective, en mobilisant une approche subjective, le statisticien propose implicitement une définition du niveau de vie *via* la formulation des questions.

Dans un second temps, l'objectif de cette étude est d'enrichir la méthodologie adoptée par Hourriez et Olier. Pour cela une analyse des

principaux déterminants du niveau de vie ressenti des ménages a été menée (Martin, 2015) et les choix suivants ont été opérés :

- Le champ des estimations est resserré. Plus précisément les familles monoparentales et les ménages dont la personne de référence est âgée de plus de 64 ans sont exclus. En effet, ces ménages ont des comportements de réponse particuliers aux questions AISE et NIVEAU (Martin & Périvier, 2015). Il s'agit donc de se limiter aux personnes seules et aux couples dont la personne de référence est âgée de 25 à 64 ans au moment de l'enquête.

- Ensuite, la notion de revenu disponible du ménage est préférée à celle de revenu avant impôt déclaré. Dans l'édition 2011 de l'enquête *Budget de famille*, les revenus sont obtenus par appariement avec les fichiers fiscaux, ce qui garantit une meilleure fiabilité.

- Enfin, deux nouvelles variables de contrôle sont introduites (annexe 1) : l'évolution récente du niveau de vie du ménage et le patrimoine de celui-ci. Ces variables apparaissent comme des déterminants importants du niveau de vie ressenti (Martin, 2015). Dans la suite du texte, cet enrichissement sera appelé méthode « H&O enrichie ».

Les résultats soulignent de nouveau que le choix d'un indicateur plutôt que d'un autre conduit à des estimations différentes. Il ressort aussi une forte sensibilité des estimations à la spécification des modèles (cf. tableaux 3 et 4). En faisant évoluer à la marge le champ, la définition du revenu et les variables de contrôle introduites, les résultats des estimations s'avèrent différents. Par exemple avec la variable AISE, un ménage composé d'un couple et de deux enfants de 14 ans et plus se voit affecter un coefficient de 3.27 avec la méthode enrichie contre 2.73 avec la méthode H&O 1997. Pour mieux comprendre l'origine des écarts entre les deux méthodes, nous avons mené deux autres estimations en faisant varier d'abord uniquement le champ des estimations puis le champ et la définition du revenu. Les résultats (annexe 2) montrent que l'essentiel des variations s'explique par l'ajout de nouvelles variables de contrôle.

L'indicateur RMINI fournit des résultats très différents des indicateurs AISE et NIVEAU. Avec cette variable, chaque individu supplémentaire

6. Cette hypothèse est proposée par Jean-Michel Hourriez (1996).

apporte un nombre très fortement décroissant d'unités de consommation. Dans l'estimation du modèle linéaire sur la variable RMINI, les paramètres β et γ , associés respectivement aux variables N et $\log(N)$ sont de signes contraires. L'échelle d'équivalence obtenue n'est donc pas strictement croissante en N . Ce résultat contre-intuitif amène à s'interroger sur la pertinence de l'indicateur. Dans une étude consacrée à RMINI, Gardes et Loisy (1997) montrent que les comportements de réponse des ménages varient sensiblement avec le revenu de ces derniers. Pour les ménages situés aux deux extrêmes de l'échelle des revenus (ménages les moins aisés et les plus aisés) RMINI correspond plutôt à une évaluation des besoins fondamentaux de subsistance. À l'inverse, pour les ménages intermédiaires RMINI est davantage synonyme d'une revendication d'accroissement du niveau de vie. Ces éléments suggèrent que le rapport entre le revenu du ménage et RMINI n'est pas un indicateur fiable du niveau de vie. C'est pourquoi la suite de l'étude se focalise sur les indicateurs AISE et NIVEAU.

Quel seuil d'âge pour les enfants ?

Les échelles d'Oxford et de l'OCDE-modifiée postulent une rupture du « coût de l'enfant » à 14 ans. Dans le cas de l'échelle ODCE-modifiée, par exemple, un enfant de moins de 14 ans représente 60 % du coût d'un adulte⁷. Au-delà de 14 ans, l'enfant est supposé « coûter » autant

qu'un adulte. Ce seuil pouvait paraître adapté dans les années 1950 : le budget des ménages était alors consacré essentiellement aux dépenses d'alimentation, et l'âge de 14 ans marque l'entrée dans l'adolescence, moment où les besoins alimentaires deviennent comparables à ceux des parents. Or, ces dernières années, les dépenses liées à l'enseignement supérieur ont connu une forte croissance alors qu'elles ne concernaient qu'un nombre limité de ménages dans les années 1950. Il semble donc envisageable que les enfants âgés de plus de 18 ans (qui accèdent à l'enseignement supérieur) engendrent des dépenses supplémentaires pour leur famille, et que la rupture du coût de l'enfant se déplace progressivement autour de 18 ans.

L'ensemble des résultats présentés précédemment reposent sur deux hypothèses fortes : une rupture du coût de l'enfant à 14 ans, et un coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans par rapport à un adulte de 0.55. Il s'agit alors d'interroger ces deux hypothèses. Afin d'estimer le coût des enfants en fonction de leur âge, H&O 1997 proposent la modélisation logistique ordonnée suivante pour la variable AISE :

$$U(R, N) = \alpha \cdot \log(R) + \beta_1 \cdot N_{0-4} + \beta_2 \cdot N_{5-9} + \beta_3 \cdot N_{10-14} + \beta_4 \cdot N_{15-19} + \beta_5 \cdot N_{19-24} + \beta_6 \cdot N_{adultes} + \text{contrôles} + \varepsilon$$

7. $(0.3/0.5) = 0.6$.

Tableau 4
Estimation d'échelles d'équivalence en 2011 pour les trois indicateurs de niveau de vie, méthode H&O enrichie

Composition du ménage	RMINI		NIVEAU		AISE	
	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Personne seule	1		1		1	
Couple sans enfant	1.43 [1.39 ; 1.48]		1.33 [1.20 ; 1.47]		1.56 [1.42 ; 1.70]	
Couple avec enfant						
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant	1.57 [1.52 ; 1.61]	1.64 [1.58 ; 1.69]	1.51 [1.42 ; 1.70]	1.68 [1.49 ; 1.87]	1.93 [1.74 ; 2.12]	2.29 [2.05 ; 2.63]
Couple + 2 enfants	1.65 [1.61 ; 1.70]	1.71 [1.64 ; 1.77]	1.70 [1.62 ; 1.79]	2.07 [1.80 ; 2.33]	2.38 [2.12 ; 2.63]	3.27 [2.84 ; 3.70]
Couple + 3 enfants	1.70 [1.65 ; 1.76]	1.69 [1.61 ; 1.78]	1.90 [1.81 ; 2.00]	2.51 [2.06 ; 2.95]	2.89 [2.55 ; 3.23]	4.60 [3.73 ; 5.48]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode la méthode H&O enrichie avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.33*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou 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 8 601 ménages pour la variable RMINI, 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU (les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables).

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

où les variables N_{x-y} désignent le nombre d'enfants à charge du ménage dont l'âge est compris entre x et y années et R le revenu avant impôt du ménage. Pour connaître le coût d'un enfant de la tranche d'âge $x-y$, on regarde par quel facteur c il faut multiplier le revenu d'une personne seule avec un enfant à charge dans cette tranche d'âge afin que ce ménage dispose du même niveau de vie qu'une personne seule. On résout alors :

$$U(Rc, N_{x-y} = 1) = U(R, N = 0)$$

Cela donne : $c = e^{-\beta_{x-y}/\alpha}$, où β_{x-y} désigne le paramètre associé à la variable N_{x-y} . Ce paramètre c fournit alors un coût de l'enfant en pourcentage du revenu pour une personne vivant seule. Dans une optique de comparabilité des résultats, la méthodologie H&O 1997 a été employée en utilisant les données des dernières éditions de l'enquête *Budget de famille* (tableau 5).

Les intervalles de confiance étant relativement larges, il est difficile d'identifier une évolution significative du coût de l'enfant par catégorie d'âge entre 1979 et 2011. Toutefois, l'édition 2011 se distingue avec un coût de l'enfant entre 0 et 4 ans particulièrement élevé, et relativement faible pour les 20-24 ans. Pour tester la robustesse de ces résultats une estimation identique est conduite à partir de l'indicateur NIVEAU (tableau 6).

Ici encore, les deux indicateurs du niveau de vie (AISE et NIVEAU) donnent des estimations différentes. Par exemple pour l'édition 2011 de l'enquête, avec NIVEAU, le coût ressenti de l'enfant âgé de 10 à 14 ans n'est même pas significativement différent de 0 (tableau 6) ce qui est le cas de l'estimation issue de la variable AISE (tableau 5). De manière générale, le coût ressenti pour un enfant est plus faible avec la variable NIVEAU qu'avec la variable AISE. Deux seuils d'âge à partir desquels le coût de l'enfant augmente semblent se distinguer. Le premier se situe autour de 14 ans et le second autour de 20 ans. Néanmoins les valeurs prises par les intervalles de confiance et la sensibilité de l'estimation au choix de l'édition de l'enquête *Budget de famille* ne permettent pas de trancher pour l'un ou l'autre de ces seuils. Dans la suite de cette étude, le seuil de 14 ans a donc été conservé.

Concernant le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, noté μ , celui-ci intervient dans le calcul de la taille corrigée du ménage de la façon suivante :

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

μ désigne donc le rapport entre le coût de l'enfant de moins de 14 ans et le coût de l'adulte, $N_{\text{moins de 14 ans}}$ désigne le nombre d'enfants de moins de 14 ans du ménage et $N_{\text{14 ans et plus}}$ le nombre d'individus (enfants et adultes) de

Tableau 5
Estimation du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge, méthode H&O 1997 avec l'indicateur de niveau de vie AISE (%)

Âge de l'individu additionnel	Résultats d'Hourriez et Olier (1997)				Estimations avec la méthode H&O 1997			
	1979	1985	1989	1995	1995	2001	2006	2011
moins de 5 ans	21	20	18	12	21 [14 ; 28]	18 [12 ; 25]	17 [10 ; 24]	32 [21 ; 42]
5 à 9 ans	16	15	16	11	10 [4 ; 17]	17 [10 ; 23]	20 [14 ; 27]	22 [12 ; 31]
10 à 14 ans	22	18	20	18	18 [14 ; 28]	13 [7 ; 18]	12 [6 ; 19]	17 [8 ; 26]
15 à 19 ans	29	34	28	28	23 [15 ; 30]	19 [12 ; 25]	25 [18 ; 32]	29 [18 ; 40]
20 à 24 ans	45	38	49	41	36 [26 ; 46]	37 [27 ; 48]	42 [30 ; 53]	32 [18 ; 46]
25 ans et plus	43	47	45	44	42 [32 ; 52]	44 [36 ; 52]	50 [41 ; 58]	47 [37 ; 58]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : avec l'indicateur de niveau de vie AISE, une personne avec un enfant âgé de moins de 5 ans doit avoir un revenu de 32 % plus élevé que si elle était seule pour atteindre le même niveau de vie.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. L'estimation comporte 8 820 ménages pour 1995, 9 479 ménages pour 2001, 9 539 ménages pour 2006 et 14 053 ménages pour 2011.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

14 ans et plus de ce même ménage. Hourriez et Olier (1997) estiment μ à partir de la variable AISE en utilisant le modèle logistique ordonné suivant :

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

Le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans est alors donné par le rapport $\mu = \frac{\gamma}{\beta}$.

Avec la méthodologie H&O 1997, les estimations de μ obtenues à partir des dernières

éditions de l'enquête *Budget de famille* permettent de s'interroger sur l'évolution de ce paramètre au cours du temps (tableau 7).

Hourriez et Olier retiennent finalement une valeur de 0.55 pour le paramètre μ . Dans une optique de comparaison des résultats, c'est aussi cette même valeur qui a été dans un premier temps retenu. Néanmoins, les estimations sur lesquelles repose ce choix sont fragiles (tableau 7). En fonction de l'édition de l'enquête *Budget de famille* sur laquelle est conduite l'estimation, de l'indicateur de niveau de vie retenu et en tenant compte des intervalles de confiance les valeurs possibles pour le paramètre μ s'échelonnent en

Tableau 6
Estimation du coût ressenti pour un individu supplémentaire à charge en fonction de son âge, méthodologie H&O 1997 avec indicateur de niveau de vie NIVEAU (%)

Âge de l'individu additionnel	1995	2001	2006	2011
moins de 5 ans	20 [14 ; 27]	17 [11 ; 24]	14 [7 ; 21]	18 [9 ; 27]
5 à 9 ans	8 [3 ; 13]	8 [3 ; 13]	12 [6 ; 18]	13 [5 ; 22]
10 à 14 ans	18 [13 ; 24]	7 [2 ; 13]	10 [4 ; 17]	3 [- 3, 11]
15 à 19 ans	12 [6 ; 18]	16 [10 ; 21]	17 [10 ; 23]	18 [10 ; 26]
20 à 24 ans	26 [18 ; 33]	19 [12 ; 26]	27 [18 ; 37]	21 [10 ; 33]
25 ans et plus	39 [30 ; 47]	34 [27 ; 41]	35 [27 ; 43]	31 [22 ; 40]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant l'indicateur de niveau de vie NIVEAU, une personne avec un enfant de moins de 5 ans doit avoir un revenu de 18 % plus élevé que si elle était seule pour atteindre le même niveau de vie.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. L'estimation comporte 8 682 ménages pour 1995, 9 422 ménages pour 2001, 9 483 ménages pour 2006 et 13 897 ménages pour 2011.

Source : Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006 et 2011.

Tableau 7
Estimation du coût relatif μ de l'enfant de moins de 14 ans pour les indicateurs de niveau de vie AISE et NIVEAU, méthodologie H&O 1997

	Résultats d'Hourriez et Olier (1997)				Estimations avec la méthodologie H&O 1997			
	1979	1985	1989	1995	1995	2001	2006	2011
AISE	0.54	0.55	0.56	0.44	0.54 [0.41 ; 0.67]	0.57 [0.44 ; 0.70]	0.56 [0.43 ; 0.59]	0.77 [0.57 ; 0.96]
NIVEAU	-	-	-	-	0.71 [0.54 ; 0.87]	0.54 [0.38 ; 0.71]	0.59 [0.42 ; 0.76]	0.60 [0.35 ; 0.86]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : sur le champ des données de l'édition 2011 de l'enquête Budget de famille et en utilisant l'indicateur de niveau de vie NIVEAU et la méthode H&O 1997, le coût de l'enfant de moins de 14 ans relatif à celui de l'adulte est de 0.60.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge et de familles monoparentales avec au moins un enfant de moins de 25 ans à charge. Pour AISE, l'estimation comporte 8 820 ménages pour 1995, 9 479 ménages pour 2001, 9 539 ménages pour 2006 et 14 053 ménages pour 2011. Pour NIVEAU, l'estimation porte sur 8 682 ménages pour 1995, 9 422 ménages pour 2001, 9 483 ménages pour 2006 et 13 897 ménages pour 2011. Les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables.

Source : Hourriez & Olier (1997) et Insee, enquêtes Budget de famille 1995, 2001, 2006, et 2011.

fait entre 0.35 et 0.96. Or, la valeur choisie pour le paramètre conditionne elle-même très largement l'estimation des échelles d'équivalence puisqu'elle détermine la définition de la taille corrigée du ménage. Afin d'interroger la sensibilité des estimations au choix de la valeur retenue pour le paramètre μ , plusieurs estimations ont été conduites pour des valeurs différentes de ce paramètre. Les estimations sont menées à partir de l'indicateur AISE, de la dernière édition de l'enquête *Budget de famille* et de la méthode « H&O enrichie ». Il ressort cette fois une relative robustesse des résultats (tableau 8).

Une dernière estimation qui se veut la plus juste possible (c'est-à-dire sans considérer le paramètre μ comme fixé *a priori* à 0.55 et en utilisant la méthode H&O enrichie) a été conduite à partir des données de la dernière édition de l'enquête *Budget de famille*. Le paramètre μ est estimé selon la méthode présentée plus haut. Deux intervalles de confiance sont fournis. Le premier est estimé par méthode delta en considérant comme figé le paramètre μ à la valeur issue de son estimation. Le second est estimé par bootstrap avec 999 répliques. À chaque itération un échantillon est sélectionné avec remise. Sur cet échantillon une première estimation est conduite pour le paramètre μ puis une seconde pour estimer les coefficients de l'échelle d'équivalence. Pour cette seconde estimation la taille corrigée du ménage (N) est recalculée à partir de l'estimation de μ . Un écart-type peut alors être déduit. Cette méthode permet de tenir compte

dans l'estimation de l'intervalle de confiance de l'incertitude inhérente à l'estimation du paramètre μ . L'écart entre les deux intervalles permet d'apprécier l'incertitude dans l'estimation des coefficients liée à l'incertitude propre à l'estimation du paramètre μ (tableau 9).

À partir de cette dernière estimation, il est possible de proposer un « ordre des possibles » des échelles d'équivalence borné par une échelle haute et une échelle basse (tableau 10). Pour cela, il faut tenir compte à la fois des intervalles de confiance et de la sensibilité de l'estimation au choix de l'indicateur de niveau de vie. Par souci de simplicité, la forme d'une échelle linéaire qui dissocie les unités de consommation associées aux enfants de moins de 14 ans de celles associées aux adultes a été privilégiée. L'échelle haute a été construite en considérant pour chaque situation familiale la borne haute des intervalles de confiance à 95 %. Le nombre d'unités de consommation considérées est de 1.64 pour un couple, 2.35 pour un couple et un enfant de 14 ans et plus, 3.25 pour un couple et deux enfants de 14 ans et plus et 4.50 pour un couple et trois enfants de 14 ans et plus. Le nombre d'unité de consommation attribuée à chaque adulte ou enfant de 14 ans et plus supplémentaire et donc de 0.64 pour le premier, 0.71 pour le second, 0.9 pour le troisième et 1.25 pour le quatrième. Soit une moyenne de 0.875 arrondie à 0.9. Le même raisonnement permet de déduire le nombre d'unités de consommation associé aux enfants de moins de 14 ans.

Tableau 8
Estimation d'échelles d'équivalence par la méthode H&O enrichie en fonction de la valeur retenue pour le paramètre μ pour l'indicateur de niveau de vie AISE, 2011

Composition du ménage	$\mu = 0.40$		$\mu = 0.55$		$\mu = 0.70$	
Personne seule	1		1		1	
Couple sans enfant	1.66 [1.54 ; 1.80]		1.56 [1.42 ; 1.70]		1.51 [1.36 ; 1.65]	
Couple avec enfant						
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant	1.95 [1.90 ; 2.01]	2.42 [2.17 ; 2.66]	1.93 [1.74 ; 2.12]	2.29 [2.05 ; 2.63]	1.95 [1.84 ; 2.05]	2.17 [1.93 ; 2.42]
Couple + 2 enfants	2.26 [2.15 ; 2.36]	3.31 [2.85 ; 3.76]	2.38 [2.12 ; 2.63]	3.27 [2.84 ; 3.70]	2.50 [2.32 ; 2.68]	3.08 [2.68 ; 3.47]
Couple + 3 enfants	2.58 [2.43 ; 2.73]	4.39 [3.49 ; 5.29]	2.89 [2.55 ; 3.23]	4.60 [3.73 ; 5.48]	3.19 [2.93 ; 3.44]	4.32 [3.60 ; 5.05]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

Lecture : en utilisant la méthode H&O enrichie, avec l'indicateur de niveau de vie AISE et en fixant à 0.40 le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.66*R pour avoir le même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou 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 porte sur 9 020 ménages.

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

Une méthode symétrique est utilisée pour la construction de l'échelle basse. L'échelle centrale est obtenue à partir des moyennes des estimations issues des indicateurs NIVEAU et AISE⁸.

* *
*

L'objectif de cette contribution est de souligner les limites inhérentes à l'estimation d'une échelle d'équivalence. L'approche objective pose problème puisqu'elle implique pour le statisticien de poser sa propre définition du niveau de vie d'un ménage. L'approche subjective soulève des difficultés différentes. D'abord,

les intervalles de confiance des coefficients estimés sont particulièrement larges. Ensuite, les résultats des estimations dépendent du choix de l'indicateur de niveau de vie retenu. Or, il est difficile de trancher en faveur de l'un ou de l'autre. Enfin, ces estimations sont aussi sensibles aux spécifications des modèles. Au final, l'approche subjective ne permet pas de dégager une échelle d'équivalence unique. Il convient plutôt de parler d'un « ordre des possibles » défini par les intervalles de confiance issus des différentes estimations et d'utiliser un

8. Par exemple pour un couple sans enfant le nombre d'unités retenues est la moyenne de 1.32 et 1.50 soit 1.41. Un tel calcul aurait conduit à un coefficient un peu plus élevé pour les enfants de moins de 14 ans (0.35) mais nous avons préféré conserver 0.3 pour se ramener à l'échelle de l'OCDE-modifiée.

Tableau 9
Estimation d'échelles d'équivalence pour les indicateurs de niveau de vie NIVEAU et AISE, avec une estimation préalable du paramètre μ (méthodologie d'Hourriez et Olier enrichie), 2011

Indicateur de niveau de vie	NIVEAU		AISE	
	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Estimation de μ	0.74 [0.35 ; 1.12]		0.88 [0.65 ; 1.11]	
Personne seule	1		1	
Couple sans enfant	1.32		1.50	
IC pour μ fixé	[1.18 ; 1.44]		[1.37 ; 1.64]	
IC pour μ estimé	[1.17 ; 1.45]		[1.37 ; 1.64]	
Couple avec enfant				
Âge des enfants	Moins de 14 ans	14 ans et plus	Moins de 14 ans	14 ans et plus
Couple + 1 enfant	1.54	1.62	2.02	2.09
IC pour μ fixé	[1.43 ; 1.65]	[1.44 ; 1.81]	[1.90 ; 2.14]	[1.87 ; 2.31]
IC pour μ estimé	[1.36 ; 1.72]	[1.41 ; 1.84]	[1.81 ; 2.22]	[1.84 ; 2.35]
Couple + 2 enfants	1.78	1.96	2.63	2.82
IC pour μ fixé	[1.62 ; 1.94]	[1.72 ; 2.20]	[2.43 ; 2.83]	[2.49 ; 3.16]
IC pour μ estimé	[1.53 ; 2.03]	[1.65 ; 2.27]	[2.30 ; 2.97]	[2.39 ; 3.25]
Couple + 3 enfants	2.04	2.33	3.39	3.74
IC pour μ fixé	[1.84 ; 2.23]	[1.96 ; 2.70]	[3.10 ; 3.67]	[3.17 ; 4.31]
IC pour μ estimé	[1.68 ; 2.39]	[1.86 ; 2.81]	[2.82 ; 3.96]	[2.99 ; 4.50]

Note : deux intervalles de confiance sont présentés. Le premier, pour le paramètre μ fixé, est obtenu par méthode delta. Le second, qui intègre l'incertitude inhérente à l'estimation de ce paramètre, est obtenu par bootstrap avec 999 répliques.

Lecture : en utilisant la méthode H&O enrichie, avec l'indicateur de niveau de vie AISE le coût relatif de l'enfant de moins de 14 ans est estimé à 0.88. Par ailleurs, en fixant ce coût à 0,88 il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.50*R.

Champ : ensemble des ménages composés de personnes seules, de couples sans enfant ou 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 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU (la différence provient de la non-réponse à ces variables).

Source : Insee, enquête Budget de famille 2011.

Tableau 10
Gamme d'échelles d'équivalence : coefficients associés à une personne supplémentaire selon son âge

	Enfants de moins de 14 ans	Adultes et enfants de 14 ans et plus
Échelle haute	0.8	0.9
Échelle centrale (échelle OCDE-modifiée)	0.3	0.5
Échelle basse	0.15	0.2

Lecture : l'échelle haute attribue 0.8 unité de consommation à chaque enfant de moins de 14 ans à charge du ménage.

jeu d'échelles dont la construction constitue le principal apport de cette contribution. Les chargés d'étude et chercheurs qui mobilisent des échelles d'équivalence dans le cadre de leurs travaux sont appelés à utiliser ces outils avec précautions. Il est préférable de tester systématiquement si les résultats obtenus sont robustes au choix d'une échelle plutôt que d'une autre

dans l'ensemble de l'ordre des possibles. Le législateur doit également être conscient que le choix de l'échelle de l'OCDE-modifiée – qui sous-tend la construction de nombreux indicateurs (comme le taux de pauvreté ou la définition des ménages pauvres) et de certains dispositifs de politique publique – est très largement conventionnel. □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo, J. (2007). Du bon usage des échelles d'équivalence. *Informations sociales* N° 137, 36–45. www.cairn.info/revue-informations-sociales-2007-1-page-36.htm

Agouarc'h, J. & Boiron, A. (2016). Les niveaux de vie en 2014, *Insee Première* N° 1614. www.insee.fr/fr/statistiques/2121597.

Barten, A. P. (1964). Family composition, Prices and Expenditure Patterns. *Econometric Analysis for National Economic Planning*. Londres: Butterworth.

Blackorby, C. & Donaldson, D. (1993). Adult-equivalence scales and the economic implementation of interpersonal comparisons of well-being. *Social Choice and Welfare*, 10(4), 335–361.

Bloch, L. & Glaude, M. (1983). Une approche du coût de l'enfant. *Économie et Statistique*, 155(1), 51–67. www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1983_num_155_1_4752

Blundell, R. & Lewbel, A. (1991). The information content of scale equivalence. *Journal of Econometrics*, 50(1), 49–68.

Browning, M., Chiappori, P.-A. & Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies*, 80(4), 1267–1303.

Chiappori, P.-A. (2016). Equivalence versus indifference scales. *The Economic Journal*, 126(592), 523–545.

Chiappori, P.-A. (1988). Rational Household Labor Supply. *Econometrica*, 56(1), 63–89.

Donni, O. & Ponthieux, S. (2011). Approches économiques du ménage. Du modèle unitaire aux décisions collectives. *Travail, genre et société*, 26, 67–83. doi: 10.3917/tgs.026.0067

Engel, E. [1857]. *Les conditions de la production et de la consommation en Saxe*. Bureau de la Statistique du Ministère de l'Intérieur.

Flik, R. & Van Praag, B. (1991). Subjective poverty line. *De Economist*, 139(3), 311–330.

Friedman, M. (1952). A Method of Comparing Incomes of Families Differing in Composition. NBER, *Studies in Income and Wealth*, Vol. 15, 9–24. www.nber.org/chapters/c9763.pdf

Gardes, F. & Loisy, C. (1997). La pauvreté selon les ménages : une évaluation subjective et indexée sur leur revenu. *Économie et statistique*, 308-310, 95–112. http://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1998_num_308_1_2592

Glaude, M. & Moutardier, M. (1991). Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989, *Économie et Statistique*, 248, 33–49. http://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1991_num_248_1_5603

Groupe de Canberra (2011). *Handbook on Household Income Statistics*. 2nd Edition. Geneva: United Nations Economic Commission for Europe. www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/groups/cgh/Canberra_Handbook_2011_WEB.pdf

Hagenaars, A., De Vos, K. & Zaidi, M. A. (1994). *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

- Hotte R. & Martin H. (2015).** Mesurer le coût de l'enfant: deux approches à partir des enquêtes Budget de famille. Drees, *Dossier Solidarité Santé* N° 62. <https://drees.social-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dss62.pdf>
- Hourriez, J.-M. (1996).** Estimation d'échelles d'équivalence à partir de variables subjectives. Étude préliminaire (non publiée). Insee.
- 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. doi: 10.3406/estat.1998.2591
- Kapteyn, A. & Van Praag, B. (1976).** A new approach of the Construction of Family Equivalence Scales. *European Economic Review*, 7(4), 313-335.
- Koulovatianos, C., Schroder, C. & Schmidt, U. (2004).** On the Income Dependence of Equivalence Scales. *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 967-996.
- Lechene, V. (1993).** Une revue de la littérature sur les échelles d'équivalence. *Économie et prévision*, 110-111, 169-182. doi: 10.3406/ecop.1993.5640
- Martin, H. & Périvier, H. (2015).** Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Document de travail* OFCE. www.ofce.sciences-po.fr/pdf/dtravail/WP2015-16.pdf
- Muellbauer, J. (1977).** Testing the Barten model of household composition effect the cost of children. *The Economic Journal*, 87(347), 460-487.
- OCDE (1982).** *Liste des indicateurs sociaux de l'OCDE*. Paris: OCDE.
- Ponthieux, S. (2013).** Income pooling and equal sharing within the household – What can we learn from the 2010 EU-SILC module. *Eurostat Methodologies and working papers series*. doi: 10.2785/21993
- Prais, S. J. (1953).** The estimation of equivalent adult scales from family budget. *The Economic Journal*, 63(252), 791-810.
- Prais, S. J. & Houthakker, H. S. ([1955] 1971).** *The analysis of family budgets*. Cambridge: CUP.
- Rothbarth, E. (1943).** Note on a Method of Determining Equivalent Incomes for Families of Different Composition. In: Madge C. (Ed.). *War Time Pattern of Saving and Spending*. Occasional Papers IV, National Institute of Economic and Social Research.

LES VARIABLES DE CONTRÔLE DES MODÈLES ESTIMÉS

Pour les estimations qui reprennent la méthode d'Hourriez et Olier (H&O 1997), les variables de contrôles sont les suivantes :

- le statut d'activité de la personne de référence du ménage sous la forme d'indicatrices pour le chômage, la retraite, et l'inactivité (hors retraités) ; l'emploi constitue la modalité de référence ;
- la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage sous la forme d'indicatrices pour les cadres, les indépendants, les professions intermédiaires et les ouvriers ; les employés constituent la modalité de référence ;
- la situation face au logement sous la forme d'indicatrices pour les propriétaires et les propriétaires accédants ; les locataires constituent la modalité de référence ;
- l'âge sous la forme d'indicatrices pour les tranches d'âges 18-29 ans, 30-39 ans, et plus de 50 ans ; la modalité 40-49 ans joue le rôle de référence ;

- une indicatrice pour les familles monoparentales ;
- une indicatrice de résidence à Paris ;
- une indicatrice de l'inactivité du conjoint.

Pour la méthode appelée « Hourriez et Olier enrichie » les variables suivantes ont ajoutées :

- l'appréciation du ménage à propos de l'évolution récente de son niveau de vie sous la forme d'indicatrices si celui-ci déclare avoir subi une diminution forte de son niveau de vie, une diminution légère de son niveau de vie ou au contraire une amélioration de son niveau de vie ; la stabilité du niveau de vie constitue la modalité de référence.
 - le patrimoine du ménage sous la forme d'indicatrices pour les patrimoines inférieurs à 100 000 euros et les patrimoines supérieurs à 500 000 euros ; les patrimoines compris entre 100 000 et 500 000 euros jouent le rôle de référence.
-

ANNEXE 2

**ESTIMATIONS DES ÉCHELLES D'ÉQUIVALENCE EN MODIFIANT SUCCESSIVEMENT
LE CHAMP DES ESTIMATIONS PUIS LE CHAMP DES ESTIMATIONS
ET LA DÉFINITION DU REVENU PAR RAPPORT À LA MÉTHODE H&O 1997**

Tableau A.1
Modification du champ des estimations uniquement

Composition du ménage	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1
Couple sans enfant	1.48 [1.46 ; 1.50]	1.28 [1.17 ; 1.39]	1.43 [1.32 ; 1.54]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	1.73 [1.71 ; 1.75]	1.54 [1.39 ; 1.69]	1.93 [1.75 ; 2.10]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	1.84 [1.82 ; 1.86]	1.80 [1.60 ; 2.00]	2.54 [2.26 ; 2.80]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	1.85 [1.82 ; 1.87]	2.08 [1.76 ; 2.40]	3.29 [2.79 ; 3.79]

Note : les intervalles de confiance à 95 % (obtenus par méthode delta) sont indiqués entre crochets.

*Lecture : en modifiant seulement le champ des estimations mais en conservant les autres éléments de la méthode H&O 1997, avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.28*R.*

Champ : ensemble des personnes seules, des couples sans enfant ou 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 8 601 ménages pour la variable RMINI, 9 020 ménages pour la variable AISE et 8 932 ménages pour la variable NIVEAU. Les différences s'expliquent par la non-réponse à ces variables.

Source : enquête Budget de famille 2011, Insee.

Tableau A.2
Modification du champ des estimations et de la définition du revenu

Composition du ménage	RMINI	NIVEAU	AISE
Personne seule	1	1	1
Couple sans enfant	1.48 [1.45 ; 1.49]	1.28 [1.16 ; 1.41]	1.46 [1.33 ; 1.58]
Couple + 1 enfant de 14 ans et plus	1.72 [1.70 ; 1.73]	1.48 [1.41 ; 1.75]	2.02 [1.83 ; 2.21]
Couple + 2 enfants de 14 ans et plus	1.81 [1.79 ; 1.83]	1.91 [1.67 ; 2.13]	2.75 [2.44 ; 3.06]
Couple + 3 enfants de 14 ans et plus	1.81 [1.78 ; 1.84]	2.28 [1.90 ; 2.66]	3.70 [3.10 ; 4.30]

Note : cf. tableau A.1.

*Lecture : en modifiant à la fois le champ des estimations et la définition du revenu mais en conservant les autres éléments de la méthode H&O 1997, avec l'indicateur de niveau de vie NIVEAU il ressort que pour bénéficier du même niveau de vie qu'une personne seule disposant d'un revenu R, un couple doit disposer d'un revenu égal à 1.28*R.*

Champ : cf. tableau A.1.

Source : cf. tableau A.1.

Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine

Marine Guillerm*

Les méthodes de pseudo-panel sont une alternative à l'utilisation de données de panel pour l'estimation de modèles à effets fixes, lorsque seules des données en coupes répétées indépendantes sont disponibles. Leur usage est courant pour estimer des élasticités-prix ou revenu et mener des analyses en cycle de vie qui demandent des données sur longue période, alors que les données de panel présentent des limites de disponibilité dans le temps et rencontrent des problèmes d'attrition.

Les pseudo-panels consistent à suivre au cours du temps, plutôt que des individus, des cohortes – c'est-à-dire des groupes stables d'individus. Les variables individuelles sont remplacées par leurs moyennes intra-cohortes. Du fait de la linéarité de cette transformation, au modèle linéaire avec effet fixe individuel correspond son homologue sur les données du pseudo-panel. À l'effet fixe individuel se substitue un effet cohorte et l'estimation du modèle est particulièrement aisée si cet effet cohorte peut être, lui aussi, considéré comme fixe. Le critère de constitution des cohortes doit ainsi prendre en compte un certain nombre de contraintes. Il doit évidemment être observable pour l'ensemble des individus et former une partition de la population (chaque individu est classé dans exactement une cohorte) ; au-delà, il doit correspondre à une caractéristique des individus fixe dans le temps, par exemple l'année de naissance. Enfin, la taille des cohortes répond à un arbitrage biais-variance. Elle doit être suffisante pour limiter l'ampleur des erreurs de mesure des moyennes intra-cohortes des différentes variables qui génèrent biais et imprécision des estimateurs des paramètres du modèle. Cependant, l'augmentation de la taille des cohortes fait diminuer le nombre de cohortes observées, ce qui détériore la précision des estimateurs.

L'extension aux modèles non linéaires n'est pas directe et seulement introduite ici. Enfin une application sur les données des enquêtes *Patrimoine* est donnée.

Codes JEL : C21, C23, C25, D91.

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.

Mots clés : pseudo-panel, données groupées, modèles à effets fixes, données en coupes répétées.

* Au moment de la rédaction de cet article, Insee-DMCSI-DMS (Département des méthodes statistiques) – Division des méthodes appliquées de l'économétrie et de l'évaluation (marine.guillerm@travail.gouv.fr).

Cet article a bénéficié des commentaires, corrections et remarques de nombreuses personnes. L'auteur les remercie et tout particulièrement Pauline Givord pour son aide et son soutien tout au long de ce travail, ainsi que Simon Beck, Didier Blanchet, Richard Duhautois, Bertrand Garbinti, Stéphane Gregoir, Ronan Le Saout, Simon Quantin et Olivier Sautory. Elle reste seule responsable des erreurs qui pourraient y demeurer. Elle remercie également Pierre Lamarche pour son aide sur l'utilisation des enquêtes Patrimoine.

L'analyse économique des comportements se heurte généralement au fait que de nombreuses dimensions importantes pour l'analyse ne sont pas observables dans les données disponibles. Par exemple, les comportements de consommation dépendent de préférences individuelles qui ne sont qu'imparfaitement captées dans les données statistiques. Les estimations d'élasticités-revenu s'en trouvent alors biaisées. Parfois, il est difficile de dissocier les effets de plusieurs variables alors même qu'elles sont observées simultanément. Ainsi, bien que l'âge et la génération soient généralement disponibles, il sera impossible à partir d'une source de données « en coupe » (à une date donnée) de distinguer ce qui relève de l'un ou de l'autre. C'est particulièrement dommageable pour des analyses en cycle de vie. Supposons que l'on s'intéresse aux carrières salariales au cours de la vie, que l'on tenterait de décrire à partir d'une seule enquête. Celle-ci permet bien d'observer des personnes à des âges différents, et donc à des moments successifs de leur vie professionnelle. Mais il ne sera pas possible de distinguer ce qui, dans l'évolution observée du salaire, s'explique effectivement par un effet d'âge (ou d'expérience professionnelle acquise), plutôt que par un effet génération. Ce dernier conditionne en partie le fait d'avoir fait des études plus ou moins longues, d'être entré sur le marché du travail à un moment plus ou moins propice... autant de facteurs qui influent aussi sur le salaire.

Il est classique d'utiliser des données de panel pour répondre à ces questions. À partir des observations répétées dans le temps d'unités identiques, on tente de neutraliser d'éventuelles spécificités individuelles. Cela se fait en général par l'introduction d'un « effet fixe » individuel censé capter ces spécificités. Le fait d'observer les mêmes variables à plusieurs dates est aussi un moyen de traiter en partie les problèmes d'identification décrits ci-dessus. L'âge varie avec le temps, contrairement à la génération, ce qui permet de suivre une même génération à différents âges. Ces données sont cependant rares, souvent limitées à des échantillons de petite taille et couvrent des périodes de temps réduites (ce qui diminue leur intérêt pour une analyse en cycle de vie par exemple). Elles sont en outre sujettes à des problèmes d'attrition ou de non-réponses : il est difficile de suivre les mêmes individus sur une longue période. Au fil du temps, la représentativité des données de panel peut devenir problématique.

Les méthodes de pseudo-panel constituent une manière de pallier l'absence de données de

panel. Leur usage remonte à Deaton (1985) qui, le premier, a suggéré d'utiliser des méthodes de panel à partir de données en coupes répétées. L'avantage de ces données est qu'elles sont très souvent disponibles et permettent de couvrir de longues périodes. En effet, de nombreuses enquêtes sont menées à des intervalles réguliers dans le temps. Elles constituent en général des données en coupes répétées indépendantes, au sens où elles portent sur des échantillons différents. Les méthodes de panel ne peuvent pas être directement appliquées, les individus observés changeant à chaque date. Même lorsque l'on dispose de sources exhaustives comme le recensement ou certaines données administratives, il n'est pas possible de suivre des personnes dans le temps par exemple pour des raisons de confidentialité. Cependant, à défaut de suivre des mêmes individus, on peut suivre des types d'individus, qu'on désigne généralement sous le terme de « cohortes » ou encore « cellules ». Ces cohortes sont identifiées par un ensemble de caractéristiques observées dans les données et stables dans le temps (comme la génération ou le sexe). Dans les estimations, on captera les spécificités inobservées qui pourraient biaiser les estimations par un effet fixe « cohorte ». Les pseudo-panels ont été utilisés pour modéliser des sujets aussi différents que l'investissement (Duhautois, 2001), la consommation (Gardes, 1999 ; Gardes et al., 2005 ; Marical & Calvet, 2011), ou encore l'évolution des comportements sur longue période, comme la carrière salariale (Koubi, 2003), l'activité féminine (Afsa & Buffeteau, 2005), le bien-être subjectif (Afsa & Marcus, 2008) ou le niveau de vie (Lelièvre et al., 2010), pour ne citer que les travaux les plus récents. En pratique, la mise en œuvre de ces méthodes repose sur la manière de définir les cohortes. Dans le cas de modèles linéaires, les méthodes d'estimation classiques sur données de panel peuvent alors être adaptées assez simplement.

Cet article propose une introduction à ces techniques, en insistant sur les aspects pratiques. Après un bref rappel des estimations des modèles à effets fixes sur données de panel, il insiste sur les principes qui doivent guider le choix des critères définissant les cohortes. La seconde partie présente les techniques d'estimation. Ces deux premières parties ne traitent que le cas des modèles linéaires. La troisième partie apporte des compléments techniques et évoque notamment l'extension aux modèles dichotomiques. Enfin, la dernière partie propose un exemple pratique tiré de l'exploitation des enquêtes *Patrimoine*.

Il n'aborde pas les questions de mise en œuvre informatique dans les logiciels statistiques. Des exemples de programmes sur les logiciels SAS, R et Stata sont fournis dans Guillermin (2015), dont cet article est issu.

Principe général : de l'effet fixe individuel à l'effet cohorte

Pourquoi utiliser des données de panel, que faire en leur absence ?

Le point de départ des modèles de pseudo-panel sont les modèles linéaires à effets fixes, dont l'usage est classique lorsque l'on dispose de données de panel. Il est donc utile de les présenter (pour une présentation plus détaillée, voir, par exemple, Magnac, 2005). Typiquement, on souhaite modéliser l'influence d'une ou de plusieurs variables explicatives sur une variable d'intérêt. On s'intéresse ici au cas où la variable d'intérêt est continue. Lorsqu'elle est discrète, il faut mobiliser des méthodes spécifiques (voir la partie « Estimation de modèles dichotomiques »). La difficulté de l'estimation de tels modèles vient en général du fait que tous les déterminants de cette variable d'intérêt ne sont pas observés. Si ces déterminants inobservés sont en partie corrélés aux variables explicatives du modèle, le risque existe d'attribuer à tort une partie de leur effet à ces variables explicatives.

L'estimation de l'élasticité-revenu d'un bien de consommation offre une illustration classique d'une telle difficulté. Par exemple, le prix supporté par les ménages lorsqu'ils consomment de la nourriture n'est qu'imparfaitement observé. Au prix des biens de consommation (les denrées) s'ajoute du temps (celui nécessaire à la préparation du repas et à sa consommation) qui n'est pas valorisé de la même manière par tous les ménages. Sa valeur croît avec le revenu (Gardes et al., 2005). Ne pas en tenir compte conduit à sous-estimer l'élasticité-revenu.

Une solution classique est alors d'utiliser des données de panel (c'est-à-dire des observations pour le même individu répétées dans le temps), qui permettent de contrôler certains facteurs dont l'effet est supposé constant dans le temps. On ajoute alors un effet fixe individuel au modèle linéaire classique, censé capter l'effet

des caractéristiques individuelles constantes dans le temps sur la variable d'intérêt¹ :

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

où y_{it} est la variable d'intérêt (dans notre exemple, le niveau de consommation du bien), x_{it} est un vecteur (ligne) de K variables explicatives observées pour l'individu i à la date t (dans notre exemple, le revenu de l'individu ou du ménage, l'âge...), β est l'effet de ces variables (soit un vecteur de paramètres de dimension K). α_i est l'effet fixe individuel. Il capte tous les déterminants de la variable d'intérêt fixes au cours du temps. En effet, seuls les paramètres associés à des variables non constantes dans le temps sont identifiables dès lors qu'on introduit un effet fixe dans le modèle. Par exemple, on n'obtiendra pas une estimation de l'effet intrinsèque du sexe si le modèle intègre un effet fixe. Enfin, ε_{it} est un terme résiduel, c'est-à-dire tout ce qui n'est pas pris en compte par le modèle. Ignorer l'effet fixe dans l'estimation conduit à des estimateurs biaisés de l'effet des variables explicatives considérées dès lors que ces variables sont corrélées à cet effet fixe.

Quand on dispose d'observations répétées, il est possible dans le cadre de ce modèle linéaire d'estimer l'impact de variables explicatives en neutralisant l'impact des effets fixes individuels. En pratique, cela se fait en utilisant non plus les variables en niveau mais des variables transformées de manière à faire disparaître l'effet fixe individuel. L'estimateur le plus couramment utilisé (car le plus efficace sous certaines hypothèses) est obtenu en procédant à une transformation « *within* » : on utilise à chaque date les observations centrées par rapport à la moyenne individuelle sur la période, c'est-à-dire les variables transformées $z_{it} - \bar{z}_i$, avec $\bar{z}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it}$ la moyenne des valeurs individuelles pour une

1. Les modèles à effets aléatoires sont un autre type de modélisation classiquement mis en œuvre sur des données de panel. Ces modèles incluent aussi un effet individuel et sont une autre façon de tenir compte dans la modélisation du fait que des caractéristiques inobservées de l'individu et fixes dans le temps ont un effet sur la variable d'intérêt. Mais contrairement aux modèles à effets fixes, ils reposent sur l'hypothèse que l'effet individuel n'est pas corrélé aux variables explicatives (l'effet individuel permet de tenir compte de la corrélation des différentes observations associées à un même individu et de ne pas surestimer la précision des estimateurs). Si on est prêt à faire une telle hypothèse, alors les pseudo-panels ne présentent aucun intérêt. En effet, avec des coupes transversales indépendantes, il n'y a pas de corrélation entre les observations, chaque individu n'étant observé qu'une fois. Les modèles peuvent donc être estimés directement sur les données individuelles empilées.

variable z sur l'ensemble de la période d'observation. Une autre solution serait d'estimer directement les effets fixes comme des paramètres du modèle, mais cela suppose l'estimation d'un très grand nombre de paramètres (un effet fixe pour chacun des individus observés en plus des paramètres des variables explicatives), sans grand intérêt en termes d'interprétation².

Cet estimateur « *within* » converge vers les vraies valeurs des paramètres d'intérêt dès lors que les variables explicatives ne sont pas corrélées aux termes résiduels restants. Dit autrement, il ne faut pas que les chocs individuels à chaque date, pour un individu donné, soient liés à la réalisation d'une des variables explicatives incluses dans le modèle³.

Les méthodes de panel reposent cependant sur le fait d'observer les mêmes individus à des dates différentes, ce qui est rare. Dans de nombreux cas, on dispose de données en coupes transversales indépendantes répétées. Le principe des pseudo-panels est alors de suivre dans le temps non plus des individus, mais des cohortes, c'est-à-dire des groupes d'individus partageant un ensemble de caractéristiques fixes dans le temps. Le modèle sera considéré au niveau de ces cohortes d'individus et non plus au niveau des individus qui les composent. En pratique, cela signifie qu'on remplace les variables observées par les moyennes de ces variables au sein de chaque cohorte. Ces données sont assimilées à des données de panel et, quand les conditions le permettent, les techniques d'estimation sur données de panel leur sont appliquées.

Les analyses en cycle de vie sont un autre exemple, avec celui déjà évoqué des estimations d'élasticité-revenu et d'élasticité-prix, où l'usage des méthodes de pseudo-panel est fréquent. Lorsque l'on souhaite étudier l'accumulation du patrimoine au cours du cycle de vie, une analyse naïve consiste, à partir d'observations à une date donnée, à étudier les différences de patrimoine selon l'âge. Cependant, de nombreuses autres caractéristiques individuelles expliquent les différences de patrimoine entre individus : la carrière salariale, le niveau d'étude, les ressources familiales, la plus ou moins grande propension à épargner... Certaines caractéristiques sont corrélées à l'âge. Ce serait le cas, par exemple, si des générations ont connu des conditions d'entrée dans la vie active plus favorables. Ne pas tenir compte de ces déterminants risque de conduire à des estimations biaisées de l'effet de l'âge sur le niveau de patrimoine. Une solution

classique est d'introduire ces dimensions supplémentaires (on « contrôle » de l'effet de ces variables) dans un modèle linéaire. Cependant, si certains de ces déterminants sont couramment disponibles dans la plupart des enquêtes, tous ne le sont pas. On aura ainsi facilement une mesure de l'âge, du niveau d'étude ou du salaire actuel, mais il est moins fréquent de disposer d'indications précises sur l'ensemble de la carrière salariale, l'héritage dont les personnes interrogées ont pu bénéficier et encore moins s'ils sont plutôt « fourmi » ou « cigale » au sens d'une plus ou moins grande propension à épargner. Une solution est alors – comme décrit précédemment – d'estimer un modèle à effets fixes similaire à (1).

Analyses en cycle de vie et estimations d'élasticités-revenus ou d'élasticités-prix sont deux exemples de problématiques où l'usage des pseudo-panels est courant. Ce sont spécifiquement des analyses où les données de panel sont rares. Les analyses en cycle de vie demandent de disposer de données sur longues périodes. Des séries de coupes transversales offrent plus souvent cet horizon temporel que des panels. Ceci justifie que, même en présence de données de panel, on ait parfois recours à des estimations par pseudo-panel. Par exemple, Antman et McKenzie (2005) disposent d'un panel rotatif pour analyser la mobilité salariale. Ne retenu à chaque trimestre que le cinquième des nouveaux entrants dans le panel leur permet de disposer de données sur longue période, alors qu'ils seraient limités à cinq trimestres avec le panel. De plus, contrairement aux panels, les pseudo-panels ne sont pas confrontés à de l'attrition liée notamment à la difficulté de suivre des ménages. Dans l'exemple de l'étude de la mobilité salariale, cette attrition pose problème car elle peut être liée à un déménagement qui peut en outre être consécutif à une évolution salariale. Disposant des données de panel, Gardes et al. (2005) mènent des estimations d'élasticités-revenus sur données de panel et sur données de pseudo-panels. Ils montrent que, dans leur exemple, les deux estimations sont proches.

Formellement, on s'intéresse à $y_{ct}^* = E(y_{it} | i \in c, t)$, espérance de la variable d'intérêt sur la cohorte c à la date t . On obtient à partir du modèle

2. D'autant moins que si on dispose de peu d'observations temporelles par individu, l'estimation des effets fixes est peu précise.
3. Rappelons que ce terme résiduel représente dans le modèle à effets fixes tous les facteurs individuels variables dans le temps que l'on n'observe pas.

précédent (en l'intégrant conditionnellement à la date et à la cohorte) :

$$y_{ct}^* = x_{ct}^* \beta + \alpha_{ct}^* + \varepsilon_{ct}^* \quad (2)$$

$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

où pour chaque variable z , $z_{ct}^* = E(z_{it} | i \in c, t)$.

Comme le modèle initial au niveau individuel, le modèle du pseudo-panel (2) est linéaire en ses paramètres, ce qui permet en principe d'appliquer les techniques d'estimation classiques des modèles de panel. Cependant, en pratique les choses sont un peu plus complexes.

Tout d'abord, les « vraies » valeurs y_{ct}^* et x_{ct}^* ne sont pas connues. On ne dispose que d'une estimation, leur contrepartie empirique au sein de la cohorte observée : $\bar{y}_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i \in c, t} y_{it}$ et $\bar{x}_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i \in c, t} x_{it}$ (c'est-à-dire, à chaque date, les moyennes des valeurs observées pour les individus de l'échantillon appartenant à cette cohorte). L'estimation à partir de ce sous-échantillon d'individus risque de ne pas correspondre exactement aux « vraies » valeurs. Les fluctuations d'échantillonnage des individus d'une même cohorte d'une date à une autre constituent une deuxième difficulté. À chaque date, les individus observés n'étant pas les mêmes, la moyenne des effets fixes $\bar{\alpha}_{ct}$ est susceptible de varier au cours du temps, alors qu'elle est en théorie constante.

Les erreurs de mesure posent des difficultés différentes pour l'estimation du modèle (2) selon qu'elles portent sur les covariables ou sur la variable d'intérêt. Celles des covariables sont source de biais dans les estimateurs (pour plus de détails, voir « Modèle à erreurs de mesure » et l'annexe B). Le point positif est que plus le nombre d'individus de la cohorte est grand dans l'échantillon d'observations, plus cette estimation sera proche de la vraie valeur et les estimateurs des valeurs moyennes suffisamment précis pour pouvoir négliger les erreurs de mesure dans le modèle économétrique. De leurs côtés, les erreurs de mesure sur la variable d'intérêt et la variabilité temporelle de l'effet cohorte réduisent la précision des estimateurs et posent un problème d'efficacité si l'erreur de mesure est hétéroscédastique. Enfin, le problème de la variabilité dans le temps des effets cohortes peut aussi venir de la définition des cohortes : il faut qu'en amont les effets α_{ct}^* puissent bien être considérés comme constants, au risque sinon de produire des estimateurs biaisés. Ces remarques

orientent les critères qu'on retiendra pour définir les cohortes d'individus.

Comment constituer les cohortes ?

En premier lieu, le critère de regroupement doit être observable pour l'ensemble des individus et former une partition de la population (chaque individu est classé dans exactement une cohorte). Au-delà de ces évidences, le critère de constitution des cohortes ne peut pas être choisi au hasard. Il doit viser à rendre plausible l'hypothèse que les termes de cohorte $\bar{\alpha}_{ct}$ sont effectivement fixes au cours du temps. Deux facteurs distincts peuvent remettre en cause cette hypothèse. Avec des données d'enquête, seul un échantillon des vraies cohortes est observé. La première source de variation de $\bar{\alpha}_{ct}$ est liée aux fluctuations d'échantillonnage : $\bar{\alpha}_{ct}$ correspond à la moyenne des effets fixes sur les observations de la cohorte c de l'échantillon disponible à la date t . Il s'agit d'un estimateur de la vraie valeur α_{ct}^* , inobservée. Même si la vraie cohorte est stable, les individus la représentant changent d'une date à une autre. α_{ct}^* peut aussi varier si la vraie cohorte regroupe une population mouvante au cours du temps, notamment si le critère retenu ne correspond pas à une caractéristique stable au cours du temps des individus. Il s'agit de la deuxième source de variation possible de $\bar{\alpha}_{ct}$.

Un critère stable sur une population stable

Choisir un critère de constitution des cohortes de sorte à rendre α_{ct}^* constant dans le temps permet d'éliminer dans une certaine mesure une des sources de variation de $\bar{\alpha}_{ct}$. α_{ct}^* est fixe lorsque les vraies cohortes regroupent à chaque date les mêmes individus. Deux conditions sont requises : définir les cohortes sur une population stable et sur la base d'un critère stable (cela signifierait sinon que les personnes pourraient changer de profil au cours du temps).

L'année de naissance est évidemment un exemple de critère de regroupement qui correspond à une caractéristique stable des individus. Dans ce cas, on suit des générations d'individus. Ce critère est très fréquemment retenu dans les estimations par pseudo-panel. Le terme cohorte ne doit pas laisser penser que seul ce critère est valide (certains auteurs utilisent le terme « cellule »). D'autres regroupements sont possibles et plusieurs critères peuvent aussi être combinés. Par exemple, Bodier (1999) forme des cohortes par génération et diplôme

de fin d'étude pour étudier les effets d'âge sur le niveau et la structure de consommation des ménages. À l'inverse, un critère de regroupement fondé sur le salaire ou la situation sur le marché du travail ne serait *a priori* pas pertinent : il est susceptible de changer pour une même personne au cours du temps⁴.

Mais cette condition de stabilité du critère au niveau individuel n'est pas suffisante. Il faut aussi que la cohorte n'évolue pas elle-même dans le temps. Cette question est particulièrement cruciale lorsque l'on s'intéresse à des données d'enquêtes répétées, sur des échantillons différents. Dans une enquête, les individus d'un certain profil constituent un échantillon de l'ensemble de la cohorte d'intérêt. Mais dans certains cas, leur représentation dans le champ de l'enquête peut varier en fonction des critères retenus pour définir la cohorte. Supposons, par exemple, que l'on constitue des cohortes à partir de l'année de naissance. Selon la date de l'enquête, les différentes générations seront plus ou moins bien représentées : elles rentreront progressivement en fonction de l'âge minimum requis pour être enquêté (ou de la prise d'indépendance des jeunes pour des enquêtes auprès des ménages), tandis qu'à l'inverse les plus âgées en sortiront progressivement (décès, départs en institutions spécialisées si celles-ci sont hors du champ de l'enquête). Il faut faire attention à ces effets de composition pour l'analyse, s'ils sont liés à la variable d'intérêt. Supposons, par exemple, que l'on s'intéresse au profil de revenu de générations successives. L'espérance de vie et le revenu sont en partie corrélés (voir par exemple Blanpain, 2011). Aux âges avancés, les personnes aux revenus les plus élevés sont donc surreprésentées parmi les « survivants » d'une même génération. Une analyse par cohorte qui suivrait une génération laisserait penser que le revenu des individus de cette génération augmente avec l'âge, ce qui n'est probablement pas le cas. En pratique, une analyse au cas par cas est nécessaire pour évaluer si les cohortes représentent au cours du temps une population stable, quitte à restreindre le champ de l'analyse. Par exemple, pour une analyse sur les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation, Bodier (1999) restreint la population d'étude aux individus de 25 à 84 ans, considérant que les ménages constitués de personnes au-delà de ces limites risquent de ne plus être représentatifs de l'ensemble des personnes de leur génération.

Il faut souligner que ce problème n'est pas spécifique aux pseudo-panels, mais il est

particulièrement apparent lors du suivi sur de longues périodes pour lesquelles ces phénomènes d'entrée-sortie (entrées sur le marché du travail, constitution d'un ménage autonome, créations d'entreprises, décès, migrations, etc.) sont susceptibles d'apparaître. En revanche, contrairement aux données de panels classiques, on n'est pas confronté à des problèmes d'attrition liés à la difficulté de suivre des individus identiques au cours du temps (déménagement, refus de répondre à nouveau).

Former des cohortes de taille suffisante...

Le principe des pseudo-panels est de constituer des cohortes, autrement dit des profils, regroupant des individus dont les comportements sont considérés comme proches. Cette hypothèse sera d'autant plus plausible qu'on définira des profils précis. Néanmoins, en particulier avec des données d'enquête, ceci peut avoir un coût. En effet, plus les cohortes sont petites, plus l'ampleur des erreurs de mesure des moyennes empiriques \bar{y}_{ct} et \bar{x}_{ct} et la variabilité temporelle des moyennes des effets individuels $\bar{\alpha}_{ct}$ sont grandes. Les problèmes de biais et d'imprécision de l'estimateur classique (l'estimateur « *within* ») déjà évoqués *supra* seront d'autant plus importants (pour plus de détails, voir « Modèle à erreurs de mesure » et l'annexe B).

Il est possible de limiter biais et imprécision des estimateurs en formant des cohortes plus grandes. En pratique, dans les études empiriques, il est généralement considéré que le seuil de 100 individus par cohorte est suffisant pour négliger les erreurs d'échantillonnage (et donc simplifier l'estimation). Ce choix s'appuie en particulier sur les études de Verbeek et Nijman (1992, 1993). À partir de données simulées, ces derniers concluent que l'hypothèse est raisonnable (au sens où le biais qui en résulte n'est pas trop élevé) pour des catégories regroupant 100 individus minimum. Cependant, ils préconisent des tailles deux fois supérieures pour réduire significativement les risques de biais.

4. On trouve en pratique des cas de construction de pseudo-panels sur la base de critères non stables dans le temps. L'opportunité de construire de tels pseudo-panels doit être discutée au cas par cas. Marical et Calvet (2011) construisent un pseudo-panel par âge du ménage pour estimer des élasticités-prix de carburant. L'âge n'étant pas une caractéristique stable des individus, même en présence de données de panels les cohortes constituées ne regrouperaient pas les mêmes individus. Mais un pseudo-panel par âge leur permet de suivre des ménages qui ne vieillissent pas et dont la composition familiale qui est liée à la consommation de carburant, évolue peu d'une date à une autre.

... tout en conservant de la variabilité

L'amplitude des erreurs de mesure et le biais et l'imprécision des estimateurs qu'elles génèrent se réduisent à mesure que la taille des cohortes augmente. Cependant, la taille des cohortes n'est pas le seul paramètre à prendre en compte. De fait, il est assez simple de se rendre compte qu'à taille d'échantillon total fixée, constituer de larges cohortes signifie qu'on réduit le nombre d'observations utilisées pour le modèle de pseudo-panel. Supposons par exemple que le critère de constitution des cohortes soit l'année de naissance, mais que les données en coupes répétées contiennent à chaque date peu de personnes d'une génération. Pour réduire les fluctuations d'échantillonnage qui risquent d'en découler, une solution classique est d'augmenter la taille des cohortes en formant des générations définies plus largement (par exemple, par tranche de cinq ans). Mais dans ce cas, la variabilité des observations à une date donnée se réduit, le nombre final d'observations utiles diminuant. En outre, regrouper des générations proches mais différentes signifie aussi qu'on réduit la variabilité au cours du temps de ces moyennes. Ces deux éléments (nombre d'observations utilisées pour l'estimation, faible variabilité) sont deux facteurs qui classiquement réduisent la précision de l'estimateur final. Intuitivement, moins on a d'observations et moins l'estimation est précise. Mais il est aussi nécessaire d'observer des valeurs différentes des grandeurs d'intérêt, autrement dit que ces valeurs varient dans le temps, pour mesurer la force de leur corrélation. On est ainsi confronté à un classique arbitrage biais-variance : former des cohortes de grande taille permet de limiter le biais de l'estimateur, mais fait perdre de la variabilité, de nature à réduire la précision des estimateurs. Verbeek et Nijman (1992) montrent que le biais de l'estimateur *within* classiquement utilisé (cf. *infra*) peut être élevé même si les cohortes sont de grande taille si la variabilité inter-temporelle est faible par rapport aux erreurs de mesure.

En résumé, un bon critère de regroupement doit : (1) être une caractéristique qui ne change pas au cours du temps au niveau individuel, définir une (sous-)population stable, et résulter d'un arbitrage permettant de (2) former des cohortes suffisamment grandes tout en (3) ne faisant pas perdre trop de variabilité. Ces différentes contraintes limitent fortement le choix des critères de constitution des cohortes. En pratique, de nombreuses études utilisent l'année de naissance car ce critère répond à beaucoup

de ces contraintes. Il est très souvent disponible dans les données, et il est stable. En outre, selon la taille des échantillons des enquêtes en coupe, il est possible de jouer sur le regroupement de générations proches pour constituer des cohortes plus ou moins grandes. Enfin, il ne faut pas négliger que cette dimension a un intérêt en tant que tel dans de nombreuses études. L'effet cohorte s'interprète ainsi directement comme un effet génération, qu'il peut être intéressant d'étudier. Dans les analyses en cycle de vie en particulier, regrouper les individus par génération permet de garder de la variabilité sur la variable « âge ».

L'estimation des modèles en pseudo-panels

Lorsque le critère de constitution des cohortes a les qualités requises pour considérer le modèle (2) comme un modèle de panel à effets fixes, l'estimation des paramètres repose généralement sur les techniques classiques d'estimation sur données de panel. En pratique, le modèle estimé est donc :

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\beta + \bar{\alpha}_c + \bar{\varepsilon}_{ct} \quad (3)$$

$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

On applique une transformation « *within* » évoquée plus haut, dans laquelle, pour chaque cohorte, on centre les différentes variables sur la moyenne des valeurs observées pour cette cohorte sur l'ensemble des dates d'observation. On régresse donc $\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c$ sur $\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c$, où pour chaque variable z , $\bar{z}_c = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \bar{z}_{ct}$. On obtient l'estimateur *within* :

$$\hat{\beta}_w = \left[\sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)' (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c) \right]^{-1} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)' (\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) \quad (4)$$

On en déduit un estimateur de l'effet cohorte :

$$\hat{\alpha}_c = \bar{y}_c - \bar{x}_c \hat{\beta}_w \quad (5)$$

En pratique, on obtient l'estimateur *within* en procédant d'abord à une transformation *within* et en calculant l'estimateur des moindres carrés sur ces variables centrées. Mais il faut faire attention car, du fait que l'on travaille sur des variables transformées, l'estimateur

standard de la variance fourni par la procédure des moindres carrés ordinaires ne correspond pas directement à l'estimateur sans biais de la variance du modèle *within*. Il la sous-estime. Il faut tenir compte d'un facteur multiplicatif $(CT - K) / (CT - C - K)$ où C est le nombre de cohortes, T le nombre de dates d'observation et K le nombre de variables explicatives. Sous SAS, la macro *Bwithin* de Duguet (1999) tient compte de cette difficulté (voir Guillerm (2015) pour d'autres procédures sous Stata et R).

L'estimateur *within* est obtenu de manière équivalente, soit en incluant des indicatrices de cohortes, soit par instrumentation. Inclure les indicatrices de cohortes dans le modèle (3) permet d'obtenir directement des estimateurs des effets fixes⁵ qui ont parfois un intérêt en tant que tel. Dans une analyse en cycle de vie dans laquelle les cohortes seraient constituées des générations, on estime ainsi directement l'effet génération. Attention cependant, l'estimation de ces effets fixes ne sera précise que si le nombre de périodes d'observation est suffisant.

Une méthode d'estimation alternative par instrumentation est proposée par Moffitt (1993). Il montre que l'estimateur *within* (4) du modèle en pseudo-panel correspond techniquement à l'estimateur des doubles moindres carrés sur les données individuelles (variables explicatives ainsi que des indicatrices de cohortes), dans lequel on utiliserait comme instrument l'ensemble des indicatrices de cohortes croisées avec les indicatrices de temps. La preuve formelle est fournie en annexe A. Pour en saisir l'intuition, rappelons que dans la première étape des doubles moindres carrés, on projette les variables explicatives sur les instruments. La projection de x_{it} sur les indicatrices cohorte x date d'observation correspond exactement à la moyenne empirique \bar{x}_{ct} , c étant la cohorte à laquelle appartient l'individu i . La deuxième étape consiste à remplacer dans le modèle initial les variables instrumentées par leur projection, soit ici à régresser y_{it} sur \bar{x}_{ct} et les indicatrices de cohortes. On obtient le même estimateur que l'estimateur *within* (4).

Ceci peut simplifier l'estimation : on travaille directement sur les données individuelles. Cette analogie sert également de base à l'extension des pseudo-panels aux modèles dichotomiques (voir « Estimation de modèles dichotomiques »). Un autre intérêt de cette approche est que d'autres types d'instruments plus parcimonieux peuvent être utilisés. Par exemple, si l'année de naissance est retenue, on peut utiliser une

fonction de l'année de naissance (un polynôme par exemple) pour construire l'instrument plutôt que des indicatrices associées à une partition des années de naissance.

On remarque d'ailleurs que cette approche permet de retrouver là encore les critères de regroupement des individus en cohortes⁶. Rappelons que deux conditions sont requises pour définir un bon instrument. Il doit d'abord être corrélé aux variables explicatives. Ici, cela renvoie au fait que la constitution des cohortes doit conserver suffisamment de variabilité pour permettre l'estimation du modèle agrégé au niveau des cohortes. Pour en comprendre l'intuition, on peut penser au cas extrême où ces indicatrices croisées « cohorte x date » seraient totalement indépendantes des variables explicatives du modèle : dit autrement, que la distribution de ces variables explicatives est identique à chaque date et d'une cohorte à l'autre. Dans ce cas, les moyennes empiriques de ces variables au niveau d'une date et d'une cohorte sont très proches, ce qui signifie qu'on ne pourra estimer le modèle. L'autre propriété d'un instrument valide est qu'il ne doit pas être corrélé avec les déterminants inobservés de la variable d'intérêt. Moffitt montre que cette propriété est vérifiée si les cohortes sont définies sur un critère stable et quand la taille des cohortes tend vers l'infini.

Au-delà de l'estimation proprement dite, plusieurs remarques s'imposent. Tout d'abord, sur le choix des variables explicatives. Rappelons que dans le modèle linéaire à effets fixes classique, seuls les paramètres associés à des variables non constantes dans le temps sont identifiables : l'effet fixe « absorbe » l'effet des variables constantes. Dans un modèle en pseudo-panel, l'agrégation en cohortes crée artificiellement de la variabilité et donne l'impression que les paramètres associés aux caractéristiques fixes sont identifiables. Par exemple, une variable constante au niveau individuel telle que l'indicatrice « être une femme » devient dans les données du pseudo-panel « la proportion de femmes dans la cohorte c à la date t ». Les variations temporelles observées (normalement faibles) ne sont dues qu'à l'erreur d'échantillonnage. L'introduction de ce type de variables dans l'analyse n'est donc pas recommandée.

5. L'estimation directe des effets fixes est déconseillée avec des données individuelles, car elle demande d'estimer un très grand nombre de paramètres. Dans le cadre des pseudo-panels, le nombre de cohortes est en général limité. Si chaque cohorte regroupe environ 100 individus, le nombre d'effets fixes à estimer dans le modèle de pseudo-panel est divisé d'autant par rapport au modèle de panel.

6. Pour plus de détails, voir Moffitt (1993) et Verbeek (2008).

Compléments techniques

Cette partie propose deux extensions au cadre classique pour traiter des difficultés techniques que peuvent soulever les estimations en pseudo-panel : la prise en compte 1) de l'hétéroscédasticité des termes résiduels et 2) des erreurs de mesure dans l'estimation. Enfin, les modèles présentés jusqu'à présent ne sont adaptés qu'au cas où la variable d'intérêt est continue. Lorsqu'elle est discrète, il faut mettre en œuvre des techniques d'estimation spécifiques. Une introduction est proposée dans un troisième temps.

Hétéroscédasticité dans les pseudo-panels

En pratique, la taille des cohortes varie d'une cohorte à une autre et pour une même cohorte, d'une date à une autre. Ces variations de taille sont susceptibles de créer de l'hétéroscédasticité dans le modèle (2). En effet, la précision de l'estimateur dépendant directement de ce nombre, on introduit des termes d'erreur plus ou moins importants selon les cohortes. En présence d'hétéroscédasticité, l'estimateur *within* (4) est sans biais mais l'estimateur de sa précision est biaisé et par conséquent les statistiques de test sont invalides.

L'estimateur intra-efficace est obtenu en pondérant les observations par la taille de la cohorte, ce qui revient à estimer par les moindres carrés le modèle suivant :

$$\sqrt{n_{ct}} \bar{y}_{ct} = \sqrt{n_{ct}} \bar{x}_{ct} \beta + \sqrt{n_{ct}} \alpha_c + \sqrt{n_{ct}} \tilde{\varepsilon}_{ct} \quad (6)$$

De même que pour le modèle homoscédastique, $K + C$ paramètres sont à estimer. Cette estimation est facile à mettre en œuvre sauf si le nombre de cohortes est trop important, auquel cas, on souhaite en général procéder à une transformation *within* pour éliminer les effets fixes avant estimation. Mais dans ce modèle, une transformation *within* classique n'élimine pas les indicatrices de cohorte car le poids qui est affecté à chaque cohorte (n_{ct}) varie dans le temps. Gurgand et al. (1997) montrent que dans ce cas l'estimateur intra efficace est :

$$\hat{\beta}_{WP} = \left(X'(WDW)^- X \right)^{-1} \left(X'(WDW)^- y \right) \quad (7)$$

où X matrice de dimension $CT \times K$ empile les vecteurs lignes \bar{x}_{ct} , y vecteur de dimension CT

empile les valeurs \bar{y}_{ct} , $(WDW)^-$ est l'inverse généralisée de la matrice WDW , où W est la matrice *within* classique de dimension CT et D est la matrice diagonale dont les éléments diagonaux sont $\frac{1}{n_{ct}}$.

Modèle à erreurs de mesure

Les méthodes d'estimations présentées dans la section précédente ne tiennent pas compte du fait que les vraies moyennes intra-cohortes notées y_{ct}^* et x_{ct}^* sont mesurées avec erreurs par les moyennes calculées sur l'échantillon (notées \bar{y}_{ct} et \bar{x}_{ct}). Comme présenté *supra*, ces erreurs de mesure sont à l'origine de deux problèmes : celles sur les variables explicatives créent un biais ; celles sur la variable d'intérêt de même que la variabilité temporelle de l'effet cohorte réduisent la précision des estimateurs. Les techniques d'estimation présentées précédemment reposent implicitement sur l'hypothèse que l'on puisse négliger les erreurs de mesure. Quand ce n'est pas le cas, on sera amené à utiliser des techniques appropriées. Les estimateurs du modèle (2) proposés par Deaton (1985) reposent ainsi sur des modèles à erreurs de mesure qui prennent en compte ce problème. Il reprend la théorie développée par Fuller (1986) et l'adapte à l'estimation par pseudo-panel.

On note u_{ct} et v_{ct} les erreurs de mesure :

$$\bar{y}_{ct} = y_{ct}^* + u_{ct}$$

$$\bar{x}_{ct} = x_{ct}^* + v_{ct}$$

En les intégrant au modèle (2), on obtient :

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct} \beta + \alpha_c + \tilde{\varepsilon}_{ct} \quad (8)$$

$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

avec $\tilde{\varepsilon}_{ct} = \varepsilon_{ct}^* + u_{ct} - v_{ct}$. On montre que ce résidu est corrélé à \bar{x}_{ct} .

L'estimateur du paramètre β proposé par Verbeek et Nijman (1993) repose sur une spécification paramétrique de l'erreur de mesure et de sa corrélation avec la variable d'intérêt (pour plus de détails, voir annexe B). Il vaut :

$$\tilde{\beta} = \left(\frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)' (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c) - \frac{T-1}{T} \times \frac{1}{n} \hat{\Sigma} \right)^{-1} \left(\frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)' (\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) - \frac{T-1}{T} \times \frac{1}{n} \hat{\sigma} \right) \quad (9)$$

Σ et σ correspondent respectivement à la matrice de variance-covariance des erreurs de mesure de x_{ct}^* et à la covariance entre les erreurs de mesure de x_{ct}^* et y_{ct}^* . Elles ne sont en général pas connues. Deaton propose de les estimer à partir des données individuelles :

$$\widehat{\Sigma} = \frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T \widehat{\Sigma}_{ct} \quad (10)$$

$$\text{avec } \widehat{\Sigma}_{ct} = \frac{1}{n-1} \sum_{i \in c,t} (x_{it} - \bar{x}_{ct})' (x_{it} - \bar{x}_{ct})$$

$$\widehat{\sigma} = \frac{1}{CT} \sum_{c=1}^C \sum_{t=1}^T \widehat{\sigma}_{ct} \quad (11)$$

$$\text{avec } \widehat{\sigma}_{ct} = \frac{1}{n-1} \sum_{i \in c,t} (x_{it} - \bar{x}_{ct})' (y_{it} - \bar{y}_{ct})$$

Plusieurs types de convergence peuvent être envisagées dans le cas des estimations en pseudo-panels, car plusieurs paramètres entrent en jeu : N le nombre d'individus observés à chaque date, C le nombre de cohortes constituées, n_{ct} la taille des cohortes formées et T le nombre de dates d'observation.

Intuitivement, quand la taille des cohortes augmente, les moyennes intra-cohortes sont des estimateurs des vraies moyennes intra-cohorte d'autant plus précis que la taille des cohortes est grande. Les erreurs de mesure deviennent négligeables et on retrouve l'estimateur *within* classique.

L'estimateur *within* a un biais asymptotique quand la taille des cohortes est fixée mais une variance plus faible que l'estimateur de Verbeek et Nijman (pour plus de détails, voir Verbeek & Nijman, 1993). On est donc confronté à un classique arbitrage biais-variance.

Estimation de modèles dichotomiques

Les estimateurs précédents ne sont adaptés qu'aux modèles linéaires et pas au cas où la variable d'intérêt est binaire. Pour cela, il faut faire appel à des techniques d'estimation spécifiques. En présence de données de panel, le passage du linéaire au non linéaire pour estimer un modèle à effets fixes n'est déjà pas aisé. L'usage de pseudo-panels complexifie encore l'estimation. Jusqu'à présent, peu de travaux ont mis en œuvre les méthodes d'estimation développées pour de tels modèles. Nous n'en donnons ici que les grands principes.

Le modèle à estimer se présente sous la forme :

$$\tilde{y}_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

où \tilde{y}_{it} est une variable latente (non observée). La variable binaire observée y_{it} vaut 1 si \tilde{y}_{it} est positive et 0 sinon. x_{it} est un vecteur de variables explicatives, α_i est un effet fixe individuel et ε_{it} un terme d'erreur dont on suppose en général qu'il suit une loi *logit* ou une loi normale.

De même que dans le cas linéaire, on souhaite estimer un modèle à effets fixes. Avec des données de panel, deux techniques d'estimation classiques existent : le *logit* conditionnel qui consiste à transformer les données de sorte à éliminer l'effet fixe (voir, par exemple, Davezies, 2011), ou l'approche de Chamberlain (1984).

L'approche de Chamberlain est le point de départ de la méthode d'estimation sur données de pseudo-panel proposée par Collado (1998). Elle consiste à expliciter la relation entre l'effet fixe individuel et les covariables :

$$\alpha_i = x_{i1}\lambda_1 + \dots + x_{iT}\lambda_T + \theta_i \quad (13)$$

$$\text{avec } E(\theta_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}) = 0.$$

En substituant (13) dans (12), on obtient la forme réduite :

$$\tilde{y}_{it} = x_{i1}\pi_{t1} + \dots + x_{iT}\pi_{tT} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

avec $\pi_{ts} = \beta + \lambda_s$ si $s = t$ et $\pi_{ts} = \lambda_s$ sinon. Le terme d'erreur $\theta_i + \varepsilon_{it}$ n'est pas corrélé aux covariables.

En l'absence de données de panel, on ne dispose pas de la série complète des covariables pour un même individu. On ne peut donc pas estimer directement le modèle (14). Collado (1998) propose d'estimer ce modèle en remplaçant dans (14) chaque valeur individuelle des covariables x_{it} par la moyenne de la cohorte à laquelle appartient l'individu, soit \bar{x}_{ct} . La construction des cohortes obéit ici aux mêmes règles que celles présentées dans le cadre linéaire (voir *supra*). On note que la variable d'intérêt y_{it} n'est pas agrégée.

Substituer les moyennes intra-cohortes des variables explicatives aux observations individuelles

introduit des erreurs de mesure dans le modèle (la somme de la déviation individuelle à la moyenne intra-cohorte et de l'erreur liée à l'échantillonnage) et de la corrélation entre le terme d'erreur et les covariables. Collado propose deux estimateurs du paramètre β . Ces estimateurs sont calculés en deux étapes. La première, commune aux deux estimateurs, consiste à estimer par pseudo-maximum de vraisemblance les paramètres π_{is} . Les deux estimateurs du paramètre β proposés se déduisent ensuite de l'estimateur des paramètres π_{is} . L'un est calculé par distance minimale, l'autre en procédant à une transformation *within* sur les données. L'estimateur *within* présente l'avantage d'être plus simple à calculer mais n'est pas efficace contrairement à l'estimateur par distance minimale.

Une autre technique d'estimation est proposée par Moffitt (1993). Elle repose sur le parallèle établi entre estimation en pseudo-panel et instrumentation (voir *supra*). Pour rappel, dans le cas linéaire, l'estimation du modèle par pseudo-panel est équivalente à instrumenter par les indicatrices de cohortes croisées avec les indicatrices de date d'observation. Cette même instrumentation est proposée par Moffitt pour estimer le modèle (12).

Un exemple d'application des pseudo-panels : effet d'âge et de génération sur le niveau de patrimoine

On trouve de nombreux exemples d'applications des pseudo-panels dans l'économétrie de la consommation (par exemple, Gardes et al., 2005, ou Marical & Calvet, 2011) et dans les analyses en cycle de vie (voir encadré). Nous proposons ici une application élémentaire des méthodes de pseudo-panel à l'estimation d'un effet âge sur le patrimoine détenu par les ménages. Cette application très simplifiée par rapport à la problématique de l'accumulation patrimoniale ne vise qu'à illustrer la mise en œuvre concrète de ces méthodes. On trouvera dans Lamarche et Salembier (2012) une analyse plus complète de cette question.

On utilise les différentes enquêtes *Patrimoine*. Cette enquête est menée tous les six ans depuis 1986⁷. Nous disposons de cinq dates d'observation (1986, 1992, 1998, 2004 et 2010). Les ménages sont interrogés sur leur détention de biens immobiliers, financiers et professionnels.

La somme de ces trois patrimoines constitue le patrimoine brut (calculé en euros constants 2010). En 2010, l'enquête a connu des évolutions importantes visant à mieux évaluer le patrimoine des ménages. En particulier, les catégories de ménages ayant les plus hauts patrimoines ont été surreprésentées dans l'échantillon sélectionné et des éléments du patrimoine comme la voiture, l'équipement de la maison, les bijoux, les œuvres d'art ont été pris en compte. Pour ne pas biaiser les évolutions entre 2004 et 2010, ces évolutions méthodologiques ont été en grande partie neutralisées dans les calculs de patrimoine.

Pour décrire très brièvement la problématique, il s'agit d'étudier les logiques d'épargne aux différents âges. Dans sa version initiale formulée par Modigliani et Brumberg (1954), la théorie du cycle de vie prévoit que les individus procèdent à une affectation intertemporelle de leurs revenus. Au cours de leur vie, ils connaissent trois périodes durant lesquelles leurs revenus, leurs comportements d'épargne et de consommation diffèrent. Le début de leur vie active est marqué par des revenus faibles et une désépargne. Ensuite, au cours de leur vie active, leur revenu augmentant, ils épargnent et se constituent un patrimoine, en prévision d'une baisse de revenu au moment de leur retraite. Le patrimoine suit ainsi une évolution en cloche avec l'âge. Il est difficile de tester l'hypothèse du cycle de vie, en estimant par exemple comment le patrimoine évolue avec l'âge. Une telle estimation requièrerait de disposer du suivi des mêmes personnes sur très longue période, ce qui n'est pas possible. Comme on l'a déjà souligné, une estimation en coupe ne serait pas satisfaisante, car elle ne permet pas de distinguer les effets de l'âge de ceux de la génération. Sur ce cas très simple d'estimation d'un effet âge, il est possible de commencer par une démarche exploratoire très classique avec les deux graphiques suivants. Chaque enquête *Patrimoine* permet de représenter l'évolution des patrimoines bruts moyens en fonction de l'âge (figure I). Les profils obtenus semblent conforter sans restriction la théorie du cycle de vie. On observe bien en effet une courbe en cloche, avec une croissance du patrimoine brut jusqu'à près de 60 ans et une baisse au-delà. Cependant, une partie de ce profil s'explique par le fait que l'on compare à chaque date des générations distinctes. Le contexte économique, l'âge d'entrée dans la vie active, la fiscalité sont autant de caractéristiques

7. En 1986 et 1992, il s'agissait de l'enquête Actifs financiers.

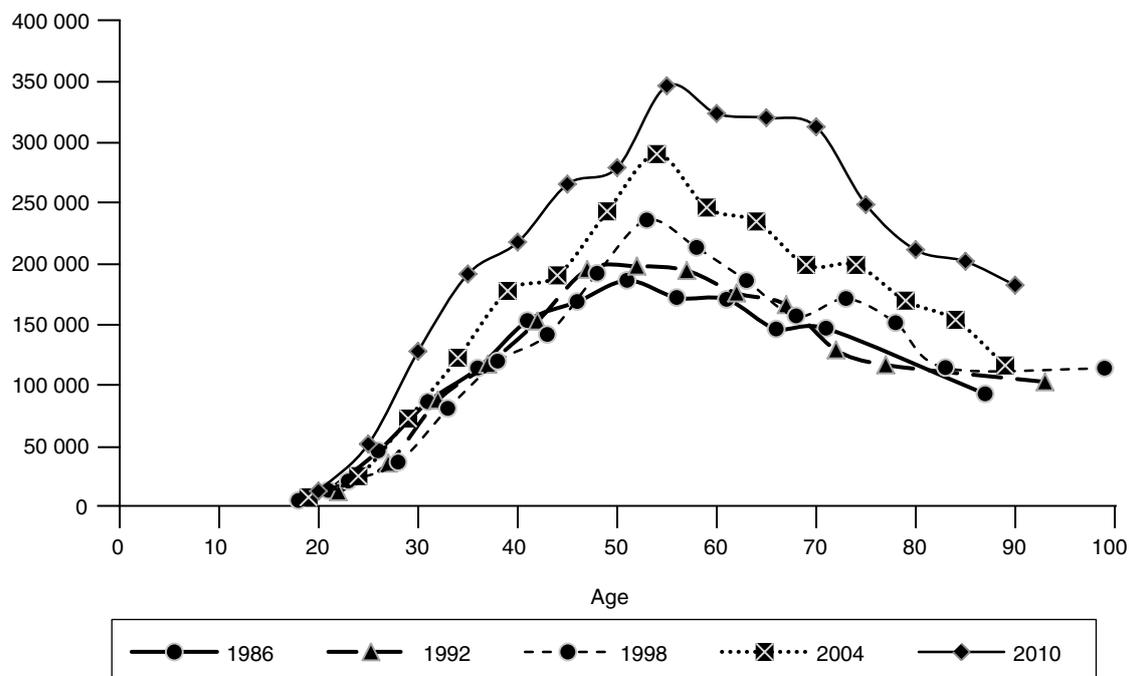
partagées par les individus d'une même génération qui ont un effet sur le patrimoine accumulé et expliquent des différences de patrimoine à âge égal entre les différentes générations. Séparer ces deux effets demande un suivi sur longue période de ces générations.

Pour tenter de capter cette dimension « génération », on empile donc toutes les enquêtes pour disposer de l'observation de personnes de générations identiques à des dates différentes (et donc des âges différents). On dispose donc de cinq observations, correspondant au patrimoine moyen à cinq âges différents, pour presque toutes les générations (sauf pour les plus jeunes ou les plus âgées). En principe, on pourrait représenter un profil pour toute génération, définie par l'année de naissance. En pratique cependant, on est confronté au problème que dans l'échantillon d'une enquête, le nombre d'individus d'une génération donnée n'est pas très élevé. Ces estimations sont donc très imprécises. Pour pallier ce problème, on définit des cohortes comme le regroupement de générations adjacentes (cinq sur la figure II).

La figure II représente pour chaque cohorte le profil d'accumulation du patrimoine par âge. Il est très différent de celui présenté en utilisant uniquement la dimension en coupe. Contrairement à ce que la figure I suggère, le patrimoine continue de croître bien après 60 ans. Comme souligné par Lamarche et Salembier (2012), ce fait stylisé s'explique par plusieurs facteurs. Même au-delà de la retraite les ménages peuvent être incités à épargner, dans l'idée de transmettre un patrimoine ou simplement pour constituer une épargne de précaution (liée aux risques de dépendance). Par ailleurs, les plus âgés peuvent renoncer à se séparer de leur patrimoine immobilier, souvent synonyme de déménagement, en raison de son coût particulièrement élevé (voir par exemple Angelini & Laferrère, 2012). Il faut aussi souligner que la croissance du patrimoine avec l'âge traduit en partie des changements de composition des générations observées aux âges extrêmes. Le champ de l'enquête ne porte que sur les ménages ordinaires et exclut donc les personnes âgées en maison de retraite. De plus, les ménages aisés ont une espérance de vie plus

Figure I
Patrimoine en fonction de l'âge pour chacune des cinq enquêtes *Patrimoine*

Patrimoine brut
(en euros 2010)



Lecture : le patrimoine des individus interrogés dans l'enquête *Patrimoine* 2010, à un âge compris entre 48 et 52 ans est en moyenne de 278 156 euros. Chaque classe d'âge est représentée sur l'axe des abscisses en son centre (par exemple 65 ans pour la classe d'âge 63-67 ans).

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes *Patrimoine* 1986 à 2010, Insee.

élevée que les autres (et aussi probablement un patrimoine supérieur).

La figure II permet de comparer le patrimoine moyen des différentes cohortes au même âge. On observe des écarts parfois conséquents. L'écart vertical entre les courbes correspond à l'effet de génération, ainsi qu'à un effet période. Pour illustrer, supposons que ces effets périodes, qui correspondent à l'augmentation au cours du temps des patrimoines (rappelons qu'on travaille en euros constants 2010 afin de ne pas intégrer l'inflation), soient négligeables. Cela permet de résoudre le problème d'identification des effets d'âge, de cohorte et de période (cf. encadré). Sous cette hypothèse, le graphique suggère que, à âge égal, chaque génération a accumulé plus de patrimoine que la précédente. L'écart est particulièrement élevé entre les générations nées dans les années 50 qui ont

connu les Trente Glorieuses et les précédentes qui ont connu la guerre. La décroissance du patrimoine après 60 ans observée sur la figure I tient ainsi certainement plus à des écarts de richesse importants entre ces deux générations qu'à une désépargne au moment de la retraite.

La modélisation économétrique en pseudo-panel permet de quantifier plus précisément les effets d'âge qui ressortent sur la figure II. Elle s'appuie sur un modèle qui s'écrit au niveau individuel :

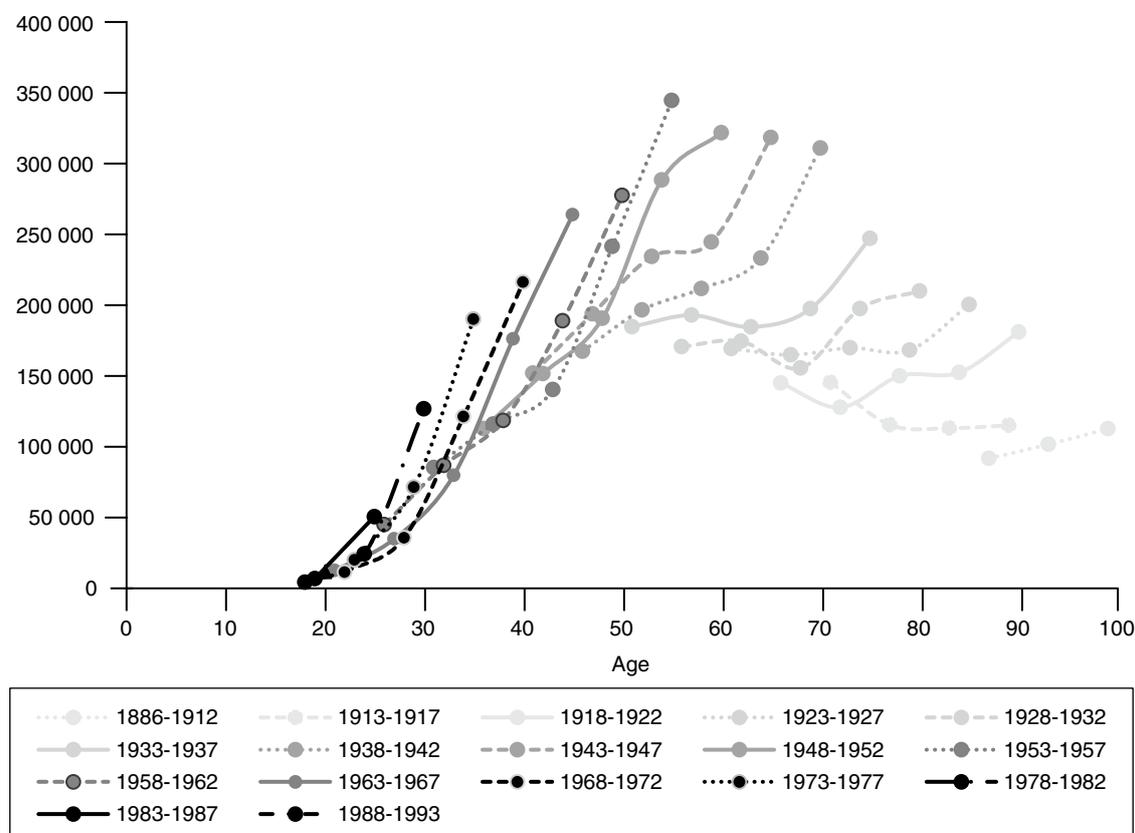
$$\log Pat_{it} = \beta_1 age_{it} + \beta_2 age_{it}^2 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$\log Pat_{it}$ est le logarithme du patrimoine de l'individu i à la date t , age_{it} son âge à la date t . On suppose ici que l'effet de l'âge sur le patrimoine

Figure II
Patrimoine en fonction de l'âge selon la génération

Patrimoine brut
(en euros 2010)



Lecture : le patrimoine des individus interrogés dans l'enquête Patrimoine 2010, à un âge compris entre 48 et 52 ans est en moyenne de 278 156 euros. Chaque classe d'âge est représentée sur l'axe des abscisses en son centre (par exemple 65 ans pour la classe d'âge 63-67 ans).

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes Patrimoine 1986 à 2010, Insee.

est identique pour toutes les générations, et qu'il a un profil quadratique⁸. α_i est un effet fixe individuel. Il estime l'impact des caractéristiques fixes inobservées de l'individu i sur son patrimoine.

Le modèle en pseudo-panel que l'on estime en pratique s'écrit :

$$(\log Pat)_{gt} = \beta_1 age_{gt} + \beta_2 age_{gt}^2 + \alpha_g + \varepsilon_{gt} \quad (16)$$

$$g = 1, \dots, G \quad t = 1, \dots, T$$

où pour chaque variable z , $z_{gt} = E(z_{it} | i \in g, t)$. Ces valeurs ne sont pas observées. Elles sont estimées par les moyennes intra-cohortes $\bar{z}_{gt} = \frac{1}{n_{gt}} \sum_{i \in g, t} z_{it}$ calculées sur les données disponibles, avec n_{gt} le nombre d'individus de la cohorte g observés à la date t .

Deux remarques pratiques doivent être faites. La première porte sur la constitution de l'échantillon. L'estimation repose sur le fait que α_{gt} est fixe dans le temps. Ceci peut être remis en cause. Comme discuté plus haut, pour les générations les plus âgées deux effets de composition jouent : d'une part, les ménages les plus aisés ont en moyenne une longévité supérieure et, d'autre part, l'enquête *Patrimoine* n'interroge pas les individus en maison de retraite. À l'autre extrême, l'enquête *Patrimoine* ne comprend que quelques ménages très jeunes,

qui sont sans doute très spécifiques. Pour travailler sur une population stable, on se restreint aux ménages de plus de 26 ans et de moins de 80 ans⁹. La deuxième remarque porte sur la taille des cohortes. Les cohortes regroupent plusieurs générations successives. Restreindre le nombre de ces générations successives réduit le risque d'agréger des comportements hétérogènes mais au prix d'estimations reposant sur un nombre d'observations par cohorte très faible : elles risquent donc d'être très imprécises. Pour illustrer cette question, on a estimé le modèle en prenant des cohortes plus ou moins larges (trois, cinq et dix années) (tableau C1 en annexe).

On présente dans le tableau ci-après les résultats des estimations en pseudo-panel. À titre de comparaison, on présente également les résultats obtenus par une régression en coupe (on empile les données des cinq enquêtes successives) et les estimations en tenant compte des erreurs de mesure.

La figure III représente l'effet de l'âge sur le patrimoine tel qu'il est estimé en coupe d'une

8. L'accumulation du patrimoine ne diffère avec l'âge entre les différentes générations qu'en niveau. Le modèle pourrait être complexifié en intégrant des termes d'interaction entre l'âge et la génération.

9. Par ailleurs, les moyennes étant sensibles aux valeurs extrêmes, certains ménages aux patrimoines très élevés ont été écartés de l'analyse. De même, on supprime les quelques observations correspondant à un patrimoine nul, car on utilise une modélisation en logarithme.

Encadré

EFFETS D'ÂGE, DE COHORTE ET DE PÉRIODE

L'estimation simultanée d'un effet d'âge, de cohorte et de période est un problème récurrent antérieur aux pseudo-panels mais qui se pose de la même manière sur des données individuelles et sur des données de pseudo-panel. La difficulté vient de la colinéarité entre les trois variables (âge + cohorte = période) ou, dit autrement, du fait qu'il n'est pas possible d'observer des individus de même âge et de même génération à des dates différentes.

On se place en général dans le cas où les effets d'âge, de cohorte et de période sont additifs. Le modèle inclut alors simplement un ensemble d'indicatrices d'âge, de cohorte et de période, sans termes d'interaction. Cette hypothèse d'additivité n'est pas anodine. Elle conduit à supposer que l'effet âge, par exemple, est commun à toutes les générations. Dans le cadre de ce modèle, deux solutions principales ont

été proposées dans la littérature pour résoudre le problème d'identification. La première solution consiste à imposer des contraintes identifiantes au modèle (en plus de la nullité d'un coefficient pour chaque dimension et d'une contrainte identifiante en présence d'une constante dans le modèle). Mason et al. (1973) montrent qu'il suffit de supposer que deux coefficients d'une même dimension (âge, cohorte ou période) sont égaux. Des contraintes identifiantes différentes conduisent à des estimations différentes et doivent être discutées au cas par cas. Rodgers (1982) s'oppose à cette pratique et propose de remplacer l'un des effets par des variables qui lui sont corrélées, par exemple des variables macro-économiques à la place de l'effet période. Le lecteur intéressé par cette problématique peut se référer par exemple à Hall et al. (2007) pour une revue de littérature sur le sujet ou à Yang et Land (2013).

Tableau
Estimation des effets de l'âge

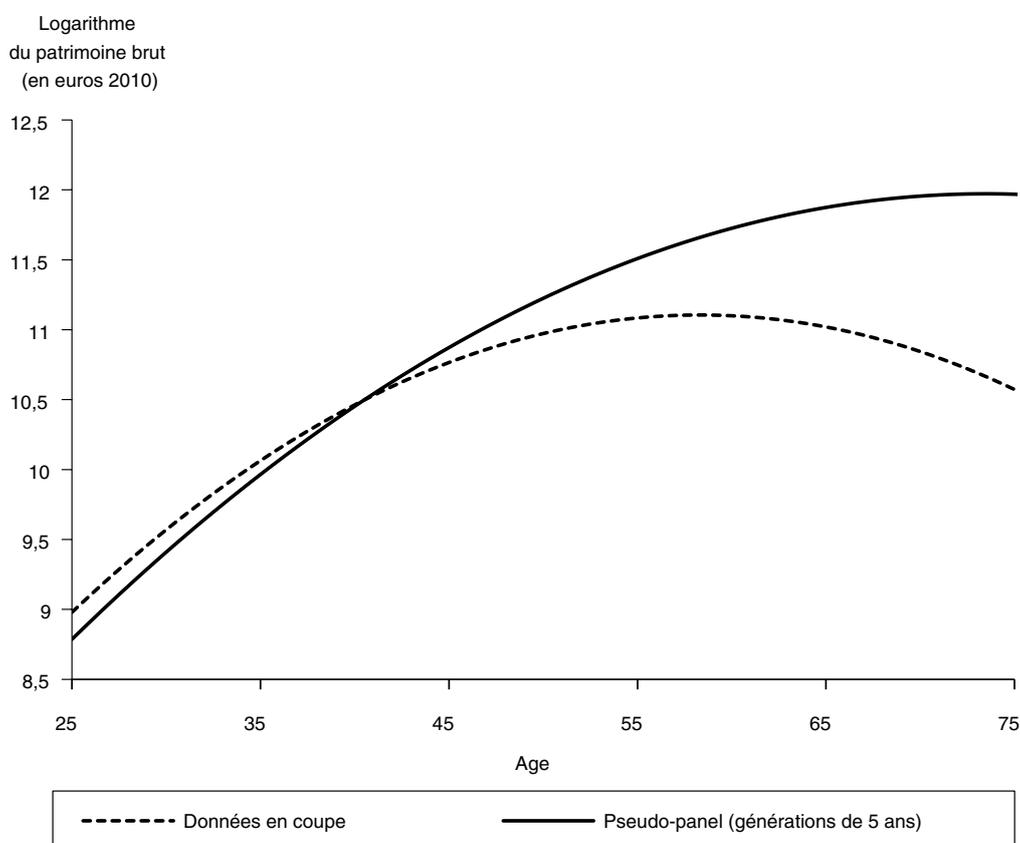
	Données en coupe	Estimations par pseudo-panel		
		Génération de 3 ans	Génération de 5 ans	Génération de 10 ans
		Estimateur <i>within</i>		
Constante	4.59*** (0.127)	4.80*** (0.383)	4.65*** (0.437)	4.89*** (0.542)
Age	0.223*** (0.0052)	0.197*** (0.0142)	0.199*** (0.016)	0.193*** (0.0212)
Age ²	- 0.0019*** (0.000493)	- 0.00140*** (0.000135)	- 0.00136*** (0.000145)	- 0.00136*** (0.0002)
		Modèle à erreurs de mesure Estimateur de Verbeek et Nijman (9)		
Constante		4.63*** (0.279)	5.05*** (0.307)	5.63*** (0.398)
Age		0.203*** (0.0104)	0.187*** (0.0127)	0.162*** (0.0172)
Age ²		- 0.00143*** (0.000092)	- 0.00128*** (0.00012)	- 0.00102*** (0.00016)
Nombre d'observations	43 117	94	57	31

Note : la constante est calculée en prenant comme générations de référence les années de naissance 1951-1953 pour les générations de 3 ans, 1953-1957 pour celles de 5 ans et 1953-1962 pour celles de 10 ans. Les écarts-types ont été calculés par bootstrap pour le modèle à erreurs de mesure. ***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %. Le nombre d'individus observés dans les différentes générations est présenté dans le tableau C2 en annexe.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : estimation à partir des enquêtes Patrimoine.

Figure III
Patrimoine en fonction de l'âge tel qu'estimé par les modèles



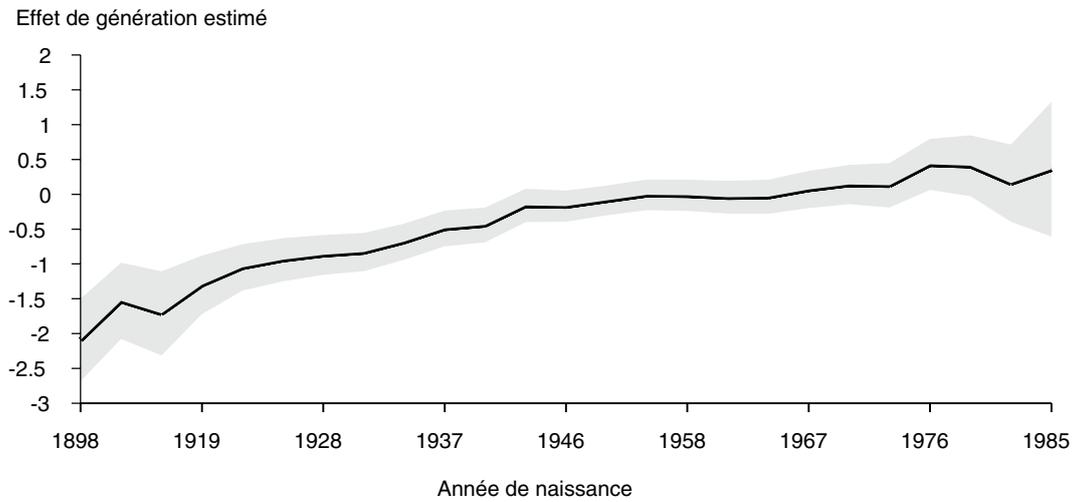
Lecture : à 65 ans, le logarithme du patrimoine brut tel qu'estimé par le modèle en pseudo-panel est de 11.87.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

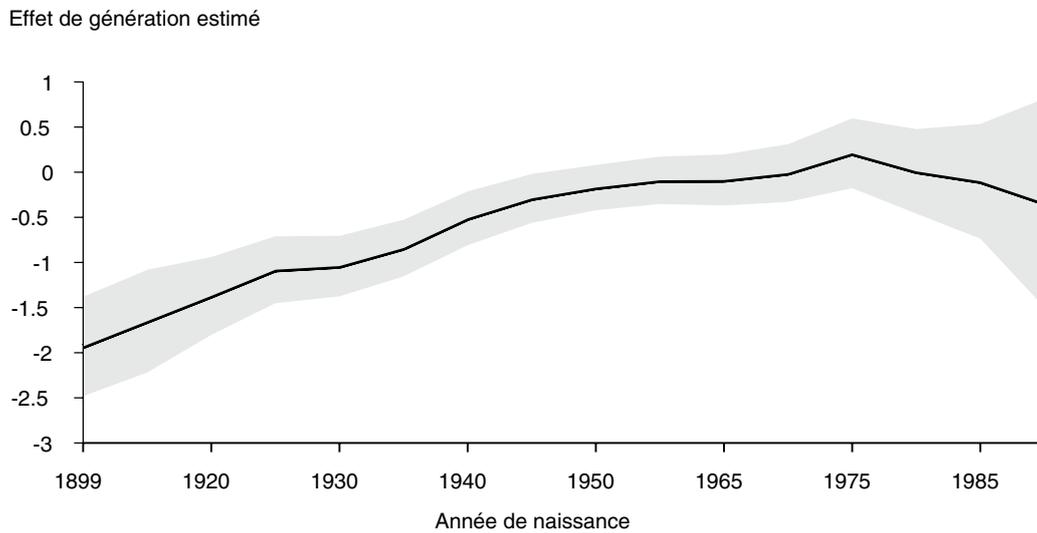
Source : estimation à partir des enquêtes Patrimoine.

Figure IV
Effets générations estimés par pseudo-panel

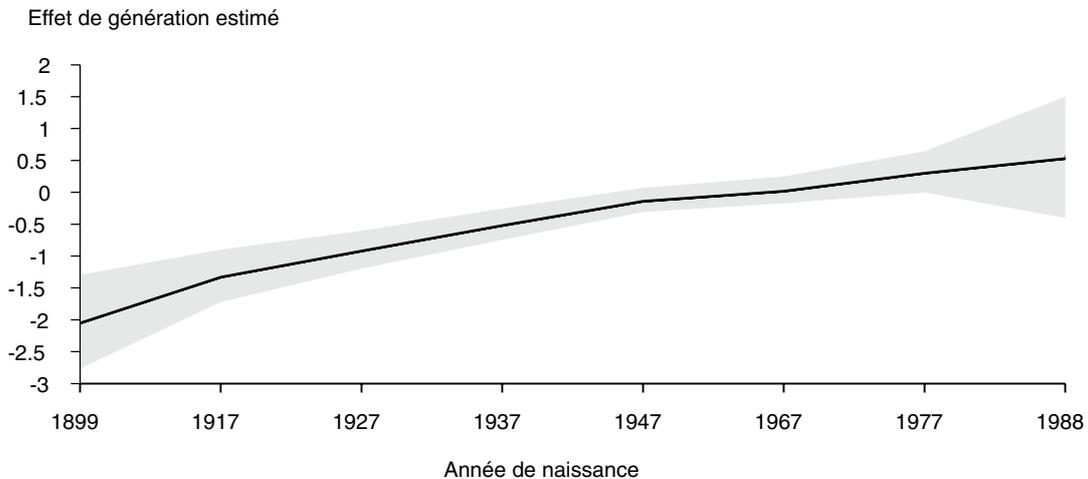
(a) Générations de 3 ans



(b) Générations de 5 ans



(c) Générations de 10 ans



Lecture : l'effet génération estimé par le modèle de pseudo-panel (générations de 3 ans) pour la génération 1939-1941 est de -0.44 , ce qui correspond à un patrimoine brut 35.6 % moins élevé que la génération de référence 1951-1953. La zone grisée correspond à l'intervalle de confiance à 5 %.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : estimation à partir des enquêtes Patrimoine.

part et en pseudo-panel d'autre part¹⁰. Les deux estimations montrent une relation entre patrimoine et âge en forme de cloche. Sur données en coupe, on estime que le patrimoine commence à décroître à partir de l'âge de 58 ans. Dans l'estimation par pseudo-panel, cet âge est beaucoup plus avancé : il se situe à 70 ans. Lorsque l'on tient compte de l'effet génération, la baisse du patrimoine est ainsi beaucoup plus tardive qu'une coupe transversale le suggère.

Le modèle étant log-linéaire, $100 \times [\exp(\alpha_g) - 1]$, où α_g est le coefficient associé à la génération g dans le modèle (tableau C2 en annexe et figure IV *infra*), correspond à l'effet en pourcentage sur le patrimoine d'appartenir à la génération g plutôt qu'à la génération 1951-1953 (génération de référence). Par exemple, être né entre 1939 et 1941 plutôt qu'entre 1951 et 1953 a un effet négatif sur le patrimoine, estimé à $100 \times [\exp(-0,44) - 1] = -35,6\%$. On estime ainsi qu'entre les générations 1939-1941 et 1951-1953, le patrimoine a cru de 3,7 % en moyenne annuelle. Ensuite, la croissance a ralenti.

La sensibilité des estimations au critère de regroupement des cohortes n'apparaît pas trop

10. On représente donc le polynôme de degré deux : $\beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{age}^2$ dont les coefficients sont estimés sur données en coupe d'une part et par pseudo-panel d'autre part.

élevée ici. La figure IV représente les effets générations estimés par pseudo-panel selon trois largeurs choisies pour définir les générations. Sans surprise, plus la largeur est élevée et plus le profil est lisse. On observe dans tous les cas, une augmentation importante du patrimoine des générations successives jusqu'à celles du baby-boom, et une stagnation ensuite. Pour les générations les plus jeunes, le diagnostic semble diverger selon le critère de regroupement, mais ces évolutions ne sont jamais significatives (cf. tableau C2 en annexe). Cette incertitude tient au fait que les estimations sont effectuées sur des échantillons plus réduits (ces générations ne sont pas observées dans les enquêtes les plus anciennes), comme illustré dans le tableau C1 (annexe, point C). On remarque également que, comme attendu, la précision des estimateurs des coefficients β_1 et β_2 est plus importante pour des générations de trois ans que pour des générations de cinq ou dix ans.

L'estimateur de Verbeek et Nijman qui tient compte des erreurs de mesure a également été calculé directement avec la formule de l'estimateur. Comme la formule de l'estimateur le suggère, le sens du biais n'est pas connu a priori et change selon la largeur retenue pour la définition des générations. Les estimations diffèrent peu de celles obtenues avec l'estimateur *within*, sauf pour les générations de 10 ans. □

BIBLIOGRAPHIE

Afsa, C. & Buffeteau, S. (2005). L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel. Insee, *Document de travail-DESE G2005/02*.

Afsa, C. & Marcus, V. (2008). Le bonheur attend-il le nombre des années ? Insee, *France, portrait social*, 163–174.

Angelini, V. & Laferrère, A. (2012). Residential mobility of the European elderly. *CESifo Economic Studies*, 58(3), 544–569.

Antman, F. & McKenzie, D. (2005). Earnings mobility and measurement error: a pseudo-panel approach. The World Bank, *Policy Research Working Paper Series* 3745.

Blanpain, N. (2011). L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent. *Insee Première* N° 1372.

Bodier, M. (1999). Les effets d'âge et de génération sur le niveau et la structure de la consommation. *Economie et Statistique*, 324-325, 163–180.

Chamberlain, G. (1984). Panel data. In: Z. Griliches & M. D. Intriligator (Eds), *Handbook of Econometrics*, vol. 2. Elsevier Science Publishers BV, Ch. 22, pp. 1247–1318.

Collado, M. D. (1998). Estimating binary choice models from cohort data. *Investigaciones Economicas*, 22(2), 259–276.

Davezies, L. (2011). Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées. Insee, *Document de travail DESE G2011/03*.

- Deaton, A. (1985).** Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109–126.
- Duguet, E. (1999).** Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives. Insee, *Document de travail DESE G 9914*.
- Duhautois, R. (2001).** Le ralentissement de l'investissement est plutôt le fait des petites entreprises tertiaires. *Economie et Statistique*, 341-342, 47–66.
- Fuller, W. A. (1986).** *Measurement Error Models*. New-York (NY): John Wiley & Sons, Inc.
- Gardes, F. (1999).** L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation. *Economie et Statistique*, 324-325, 157–162.
- Gardes, F., Duncan, G. J., Gaubert, P., Gurgand, M. & Starzec, C. (2005).** Panel and pseudo-panel estimation of cross-sectional and time series elasticities of food consumption: The case of U.S. and Polish data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 23, 242–253.
- Guillerm, M. (2015).** Les méthodes de pseudo-panel. Insee, *Document de travail Méthodologie et Statistique-DMCSI*, M 2015/02.
- Gurgand, M., Gardes, F. & Bolduc, D. (1997).** Heteroscedasticity in pseudo-panel. Université de Paris I, *Cahier de Recherche Lamia*, unpublished Working Paper.
- Hall, B. H., Mairesse, J. & Turner, L. (2007).** Identifying age, cohort, and period effects in scientific research productivity: Discussion and illustration using simulated and actual data on French physicists, *Economics of Innovation and New Technology*, 16(2), 159–177.
- Koubi, M. (2003).** Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000. *Economie et Statistique*, 369-370, 149–170.
- Lamarche, P. & Salembier, L. (2012).** Les déterminants du patrimoine : facteurs personnels et conjoncturels. Insee *Références - Les revenus et le patrimoine des ménages*, 23–41.
- Lelièvre, M., Sautory, O. & Pujol, J. (2010).** Niveau de vie par âge et génération entre 1996 et 2005. Insee *Références - Les revenus et le patrimoine des ménages*, 23–35.
- Magnac, T. (2005).** Économétrie linéaire des panels : une introduction. Insee, *Neuvièmes Journées de Méthodologie Statistique*.
- Marical, F. & Calvet, L. (2011).** Consommation de carburant : effets des prix à court et à long terme par type de population. *Economie et Statistique*, 446, 25–44.
- Mason, K. O., Mason, W. M., Winsborough, H. H. & Poole W. K. (1973).** Some methodological issues in cohort analysis of archival data. *American Sociological Review*, 38(2), 242–258.
- Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954).** Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data. In: Kurihara K. K. (Ed). *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick: NJ. Rutgers University Press, pp. 388–436.
- Moffitt, R. (1993).** Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1-2), 99–123.
- Rodgers, W. L. (1982).** Estimable functions of age, period, and cohort effects. *American Sociological Review*, 47(6), 774–787.
- Verbeek, M. (2008).** Pseudo-panels and repeated cross-sections. In: Mátyás L. & Sevestre P. (Eds), *The Econometrics of Panel Data, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, vol. 46, Berlin Heidelberg: Springer, pp. 369–383.
- Verbeek, M. & Nijman, T. (1992).** Can cohort data be treated as genuine panel data ? *Empirical Economics*, 17(1), 9–23.
- Verbeek, M. & Nijman, T. (1993).** Minimum MSE estimation of a regression model with fixed effects from a series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1-2), 125–136.
- Yang, Y. & Land, K. C. (2013).** *Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications*. CRC Press.

ANNEXE

A. PSEUDO-PANEL ET INSTRUMENTATION

Moffitt (1993) montre que l'estimation par pseudo-panel et l'estimation en instrumentant par les indicatrices de cohortes croisées avec celles de la date d'observation fournissent le même estimateur.

Une estimation par les doubles moindres carrés suit les deux étapes suivantes :

Première étape : projection des variables explicatives sur l'instrument.

Si on décompose l'effet fixe individuel α_i en un effet fixe cohorte α_c et une déviation individuelle $v_i = \alpha_i - \alpha_c$, le modèle (1) se réécrit :

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_c + v_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

x_{it} est potentiellement corrélé à v_i . Aussi x_{it} est instrumenté par les indicatrices de cohortes en interaction avec les indicatrices de temps. La première étape consiste à projeter x_{it} sur l'instrument. La valeur prédite de x_{it} dans cette régression correspond à la moyenne intra-cohorte \bar{x}_{ct} .

Deuxième étape :

x_{it} est remplacé par sa valeur prédite dans (17). On régresse ainsi y_{it} sur \bar{x}_{ct} et les indicatrices de cohortes, ce qui fournit le même estimateur que l'estimateur *within* (4).

B. DÉTAILS SUR L'ESTIMATION DES PARAMÈTRES D'UN MODÈLE À ERREURS DE MESURE

\bar{x}_{ct} et \bar{y}_{ct} sont des observations avec erreurs des vraies moyennes intra-cohortes x_{ct}^* et y_{ct}^* . u_{ct} et v_{ct} sont les erreurs de mesure :

$$\bar{y}_{ct} = y_{ct}^* + u_{ct} \quad (18)$$

$$\bar{x}_{ct} = x_{ct}^* + v_{ct} \quad (19)$$

Elles sont supposées être normalement distribuées :

$$\begin{pmatrix} u_{ct} \\ v_{ct} \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \frac{1}{n} \begin{pmatrix} \sigma_{00} & \sigma' \\ \sigma & \Sigma \end{pmatrix} \right) \quad (20)$$

avec n la taille des cohortes.

En intégrant (18) et (19) dans le modèle (2), on obtient :

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\beta + \alpha_c + \tilde{\varepsilon}_{ct} \quad c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T \quad (21)$$

avec $\tilde{\varepsilon}_{ct} = \varepsilon_{ct}^* + u_{ct} - v_{ct}\beta$.

La corrélation entre ce résidu et les covariables vaut :

$$E(\bar{x}_{ct}'\tilde{\varepsilon}_{ct}) = \frac{1}{n}(\sigma - \Sigma\beta)$$

Elle n'est pas nulle en général. L'estimateur des moindres carrés de \bar{y}_{ct} sur \bar{x}_{ct} est donc biaisé.

Le modèle (21) est un modèle à effets fixes. Après transformation *within*, le modèle (21) devient :

$$\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c = (\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)\beta + \tilde{\varepsilon}_{ct} - \bar{\varepsilon}_c \quad \text{où} \quad \bar{\varepsilon}_c = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_{ct} \quad (22)$$

On montre que :

$$\begin{aligned} E(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)'(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) &= \\ E(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)'(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)\beta + \frac{T-1}{T} \times \frac{1}{n}(\sigma - \Sigma\beta) \end{aligned}$$

De cette équation, on déduit une expression de β :

$$\beta = \left[E(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)'(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c) - \frac{T-1}{T} \times \frac{1}{n} \Sigma \right]^{-1} \left[E(\bar{x}_{ct} - \bar{x}_c)'(\bar{y}_{ct} - \bar{y}_c) - \frac{T-1}{T} \times \frac{1}{n} \sigma \right]$$

L'estimateur (9) est la contrepartie empirique de cette expression.

On remarque que lorsque seule la variable expliquée est observée avec erreur, l'estimateur *within* est sans biais mais sa précision est détériorée par rapport à un modèle sans erreur de mesure. Lorsque l'erreur de mesure porte uniquement sur les variables explicatives, on a un biais d'atténuation (la valeur absolue de l'estimateur *within* converge vers une valeur plus faible que la valeur absolue du paramètre β).

C. APPLICATION DES PSEUDO-PANELS AUX DONNÉES DES ENQUÊTES *PATRIMOINE*

Tableau C1
Effectifs des cohortes

Génération de 3 ans

Génération (année de naissance)	Année de l'enquête <i>Patrimoine</i>				
	1986	1992	1998	2004	2010
1886-1911	267				
1912-1914	191	124			
1915-1917	109	132			
1918-1920	179	268	153		
1921-1923	321	431	375		
1924-1926	278	502	397	228	
1927-1929	305	544	440	421	
1930-1932	301	498	469	444	336
1933-1935	282	522	512	468	555
1936-1938	287	426	456	413	593
1939-1941	284	430	488	445	569
1942-1944	317	481	502	392	704
1945-1947	372	614	654	467	804
1948-1950	408	727	728	562	894
1951-1953	391	683	680	570	838
1954-1956	373	731	626	554	756
1957-1959	292	704	652	560	774
1960-1962	77	569	582	544	723
1963-1965		407	582	552	743
1966-1968		124	465	506	654
1969-1971			463	511	599
1972-1974			132	426	541
1975-1977				367	414
1978-1980				112	396
1981-1983					290
1984-1986					85

Lecture : dans l'enquête Patrimoine 1986 le nombre d'individus interrogés nés entre 1954 et 1956 est de 373.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes Patrimoine.

Génération de 5 ans

Génération (année de naissance)	Année de l'enquête <i>Patrimoine</i>				
	1986	1992	1998	2004	2010
1886-1912	344				
1913-1917	223	256			
1918-1922	391	551	395		
1923-1927	477	831	672	359	
1928-1932	516	861	767	734	336
1933-1937	476	787	804	744	964
1938-1942	478	742	815	707	954
1943-1947	588	944	993	734	1307
1948-1952	678	1181	1192	938	1457
1953-1957	615	1213	1068	964	1295
1958-1962	248	1020	1008	888	1233
1963-1967		531	915	877	1209
1968-1972			727	842	1000
1973-1977				643	742
1978-1982				112	598
1983-1987					173

Lecture : dans l'enquête Patrimoine 1986 le nombre d'individus interrogés nés entre 1953 et 1957 est de 615.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes Patrimoine.

Génération de 10 ans

Génération (année de naissance)	Année de l'enquête <i>Patrimoine</i>				
	1986	1992	1998	2004	2010
1886-1912	344				
1913-1922	614	807	395		
1923-1932	993	1692	1439	1093	336
1933-1942	954	1529	1619	1451	1918
1943-1952	1266	2125	2185	1672	2764
1953-1962	863	2233	2076	1852	2528
1963-1972		531	1642	1719	2209
1973-1982				755	1340
1983-1993					173

Lecture : dans l'enquête Patrimoine 1986 le nombre d'individus interrogés nés entre 1953 et 1962 est de 863.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes Patrimoine.

Tableau C2
Effets de génération estimés

Génération de 3 ans		Génération de 5 ans		Génération de 10 ans	
1886-1911	- 2.09*** (0.302)	1886-1912	- 1.93*** (0.281)	1886-1912	- 2.03*** (0.375)
1912- 1914	- 1.53*** (0.279)	1913-1917	- 1.65*** (0.290)	1913-1922	- 1.31*** (0.210)
1915-1917	- 1.71*** (0.308)	1918-1922	- 1.37*** (0.220)	1923-1932	- 0.90*** (0.151)
1918-1920	- 1.30*** (0.214)	1923-1927	- 1.08*** (0.189)	1933-1942	- 0.50*** (0.125)
1921-1923	- 1.05*** (0.170)	1928-1932	- 1.04*** (0.171)	1943-1952	- 0.12 (0.097)
1924-1926	- 0.94*** (0.158)	1933-1937	- 0.84*** (0.160)	1953-1962	réf.
1927-1929	- 0.87*** (0.146)	1938-1942	- 0.51*** (0.152)	1963-1972	0.038 (0.107)
1930-1932	- 0.83*** (0.140)	1943-1947	- 0.29** (0.138)	1973-1982	0.32* (0.165)
1933-1935	- 0.68*** (0.132)	1948-1952	- 0.17 (0.128)	1983-1993	0.55 (0.485)
1936-1938	- 0.49*** (0.131)	1953-1957	réf.		
1939-1941	- 0.44*** (0.127)	1958-1962	- 0.089 (0.134)		
1942-1944	- 0.16 (0.122)	1963-1967	- 0.0086 (0.144)		
1945-1947	- 0.17 (0.114)	1968-1972	- 0.0089 (0.163)		
1948-1950	- 0.088 (0.109)	1973-1977	0.21 (0.197)		
1951-1953	réf.	1978- 1982	0.0098 (0.239)		
1954-1956	- 0.0078 (0.112)	1983-1987	- 0.10 (0.324)		
1957-1959	- 0.014 (0.114)	1988-1993	- 0.34 (0.590)		
1960-1962	- 0.042 (0.120)				
1963-1965	- 0.035 (0.125)				
1966-1968	0.069 (0.136)				
1969-1971	0.14 (0.144)				
1972-1974	0.13 (0.163)				
1975-1977	0.43 (0.187)				
1978-1980	0.41 (0.223)				
1981-1983	0.16 (0.283)				
1984-1986	0.36 (0.493)				

Lecture : le coefficient estimé de la génération 1939-1941 dans le modèle est - 0.44, ce qui signifie qu'être né entre 1939 et 1941 plutôt qu'entre 1951 et 1953 (génération de référence) a un effet négatif sur le patrimoine, estimé à $100 \times [\exp(-0.44) - 1] = - 35.6 \%$.

***, **, * indiquent respectivement une significativité des coefficients à 1 %, 5 % et 10 %.

Champ : ménages résidant en France (hors Mayotte).

Source : enquêtes Patrimoine.

Âges et générations : une introduction générale

Didier Blanchet

Ce numéro rassemble cinq articles consacrés à la comparaison des niveaux de vie selon l'âge et la génération : contributions méthodologiques portant sur les échelles d'équivalence et l'économétrie des pseudo-panels ; premiers résultats pour la France des Comptes de transferts nationaux (CTN) qui ventilent selon l'âge les agrégats de la comptabilité nationale ; comparaisons des droits à retraite entre salariés du public et du privé. On revient sur quatre des questions qu'elles soulèvent. La première est celle du partage entre effets d'âge, de période et de cohorte : la façon de le conduire doit dépendre de la question posée. On plaide ensuite pour une approche plurielle des inégalités intergénérationnelles, consistant à les regarder sous plusieurs angles complémentaires : par exemple, en se référant au revenu monétaire, mais aussi à la santé, à l'accès

à l'éducation et à l'emploi ou au logement. On poursuit en examinant le concept de « déficit de cycle de vie » que chiffrent les CTN, c'est-à-dire l'écart entre ce qu'une génération consomme et produit par son travail tout au long de son existence. On discute de son lien avec la question plus large de la soutenabilité, qui est le volet prospectif de la question de l'équité intergénérationnelle. Un critère minimaliste de cette équité pourrait être que chaque génération veille à assurer aux suivantes des conditions de vie aux moins égales aux siennes. On commente enfin les diverses pistes possibles pour la comparaison des droits à retraite dans les secteurs public et privé : la difficulté à mesurer l'effort contributif plaide pour une approche globale faisant masse du salaire direct et de l'ensemble des droits à retraite.

Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types

Patrick Aubert
et Corentin Plouhinec

À l'issue du rapprochement des règles entre les régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique, amorcé à partir de la réforme des retraites de 2003, certaines différences subsistent. Outre l'architecture différente des deux régimes, elles concernent notamment la définition du salaire de référence (salaire sur les 25 meilleures années dans le privé ou salaire hors primes sur les 6 derniers mois dans le public). Nous simulons l'application des deux types de règles à plusieurs carrières types de fonctionnaires d'État. L'impact sur le taux de remplacement n'est pas homogène : pour la génération née en 1955 qui s'apprête à partir à la retraite en 2017, l'application des règles du privé s'avérerait plus favorable pour un cas type d'agent de catégorie B, mais défavorable pour un enseignant, et à peine moins favorable pour un cadre de catégorie A+. Ces résultats découlent du jeu des déterminants des montants de pension avec chaque type de règle : la part des primes

dans la rémunération globale pour les régimes des fonctionnaires (plus cette part est élevée, moins le montant de retraite l'est en proportion du dernier salaire), le niveau et la pente de carrière salariale pour les régimes du privé (plus la carrière est ascendante et plus la part des rémunérations au-dessus du plafond de sécurité sociale est importante, moins la retraite est élevée en proportion du dernier salaire). Un changement de secteur d'emploi en cours de carrière peut avoir un impact sensible et non univoque sur le taux de remplacement. S'il conduit souvent à un taux de remplacement plus bas que celui procuré en étant resté soit fonctionnaire, soit salarié du privé pendant toute sa carrière (à salaires nets identiques à tous âges), il peut exister certaines configurations où le changement de secteur conduit à un taux de remplacement plus élevé : par exemple, pour un cadre fonctionnaire de catégorie A+ qui terminerait sa carrière par une dizaine d'années dans le secteur privé.

Comparer les efforts contributifs pour comparer les retraites entre secteur public et secteur privé ?

Commentaire sur « *Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types* »

Antoine Bozio

Les comparaisons entre régimes de retraite sont souvent faussées par l'usage d'indicateurs simples et trompeurs, comme la comparaison des pensions moyennes ou des taux de remplacement moyens. Aubert et Plouhinec (2017) examinent les règles de calcul dans le public et le privé à carrières données et mettent en évidence des comparaisons non univoques des taux de remplacement. Un tel travail permet de mieux comprendre les mécanismes à l'oeuvre, plus complexes qu'il n'y paraît au premier abord, et de souligner l'hétérogénéité des situations au sein de la fonction publique. Pour autant, de telles comparaisons ne permettent pas de juger de la générosité relative des

régimes de retraite en raison de leur nature en grande partie contributive. Ce commentaire suggère que la comparaison des efforts contributifs, certes complexe, n'est pas hors de portée. Elle aurait l'avantage de pouvoir être distinguée de la question connexe, mais séparée, de la comparaison des rémunérations totales (immédiates et différées) entre les secteurs public et privé. Enfin, à la lumière de ces travaux, des recommandations de réformes sont formulées visant à transformer le Compte d'affectation spéciale « pensions » en caisse de retraite des fonctionnaires d'État, et à progressivement intégrer les primes dans l'assiette des cotisations des fonctionnaires.

Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation pour la période 1979-2001

Hippolyte d'Albis,
Carole Bonnet,
Julien Navaux,
Jacques Pelletan,
François-Charles Wolff

Les Comptes de transferts nationaux mesurent la manière dont les individus produisent, consomment, épargnent et partagent les ressources à chaque âge. Ils permettent d'identifier les périodes pendant lesquelles la consommation privée et publique (éducation, santé, ...) n'est pas financée par les revenus du travail, avant d'identifier les transferts entre les âges qui permettent de la financer. Cet article présente les profils individuels de consommation et de revenus du travail par âge pour la France, établis à partir de cette méthode et leur évolution entre 1979 et 2011. Les profils sont aussi calculés au niveau agrégé, soulignant l'importance des évolutions des structures démographiques. On reconstitue également des trajectoires partielles de cohortes, donnant ainsi une lecture générationnelle des évolutions. En 2011, la consommation des plus âgés est plus élevée que celle des jeunes, ce qui n'était pas le cas en 1979. La hausse de la consommation à chaque âge, observée de génération

en génération, s'est ralentie à partir de la cohorte née en 1950. L'éventail des âges auxquels les revenus du travail sont perçus s'est réduit, tandis que l'âge auquel le revenu du travail atteint son niveau le plus élevé se déplaçait de 36 à 46 ans au fil des années. La progression des revenus du travail à chaque âge, très visible des générations 1930 à 1950, semble s'être momentanément interrompue entre les générations 1950 et 1960, du moins en début de vie active. Elle reprend à partir des générations 1970, mais de manière moins prononcée. En 2011, les âges auxquels la consommation excède les revenus du travail, ce qui correspond à un déficit, s'étendent de 0 à 24 ans et de 59 à 82 ans. Avec la hausse de l'espérance de vie en France, le nombre d'années en situation de déficit aux âges élevés a considérablement augmenté, de 14 à 24 années entre 1979 et 2011. Enfin, les profils de revenus du travail et de consommation pour la France sont très similaires à ceux des pays européens.

Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France

Hippolyte d'Albis
et 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-détendancialisé (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 précédée.

Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ?

Henri Martin

Les échelles d'équivalence, utilisées pour comparer les niveaux de vie de ménages de taille et composition diverses, visent à prendre en compte les économies d'échelle qui résultent de la mise en commun des ressources et des dépenses au sein des ménages. Pour estimer ces échelles, deux approches sont possibles : une approche « objective », basée sur la modélisation des dépenses de consommation des ménages ou une approche « subjective », qui s'appuie sur le ressenti des ménages concernant leur niveau de vie. C'est cette dernière qui est privilégiée ici. À partir des données des éditions de 1995 à 2011 de l'enquête *Budget de famille* de l'Insee, les différentes estimations d'échelles d'équivalence présentées mettent en lumière la sensibilité des résultats à la spécification des modèles, au choix du

champ des estimations, au choix des indicateurs subjectifs de niveau de vie retenus, et à des conventions concernant le calcul du coût associé aux enfants à la charge des ménages. L'approche subjective ne permet pas d'identifier de manière robuste une échelle d'équivalence unique. Elle donne en revanche une indication d'un « ordre des possibles » ; ainsi, l'équivalent-adulte va de 0.15 à 0.8 pour un enfant de moins de 14 ans, là où les échelles d'équivalence les plus couramment utilisées reposent sur un choix conventionnel, par exemple 0.3 avec l'échelle OCDE-modifiée. Ainsi, pour la conduite des études mobilisant ces outils comme pour les choix de politiques publiques il peut être préférable d'utiliser un jeu d'échelles d'équivalence plutôt qu'une échelle unique.

Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine

Marine Guillerm

Les méthodes de pseudo-panel sont une alternative à l'utilisation de données de panel pour l'estimation de modèles à effets fixes, lorsque seules des données en coupes répétées indépendantes sont disponibles. Leur usage est courant pour estimer des élasticités-prix ou revenu et mener des analyses en cycle de vie qui demandent des données sur longue période, alors que les données de panel présentent des limites de disponibilité dans le temps et rencontrent des problèmes d'attrition. Les pseudo-panels consistent à suivre au cours du temps, plutôt que des individus, des cohortes – c'est-à-dire des groupes stables d'individus. Les variables individuelles sont remplacées par leurs moyennes intra-cohortes. Du fait de la linéarité de cette transformation, au modèle linéaire avec effet fixe individuel correspond son homologue sur les données du pseudo-panel. À l'effet fixe individuel se substitue un effet cohorte et l'estimation du modèle est particulièrement aisée si cet effet cohorte peut être, lui

aussi, considéré comme fixe. Le critère de constitution des cohortes doit ainsi prendre en compte un certain nombre de contraintes. Il doit évidemment être observable pour l'ensemble des individus et former une partition de la population (chaque individu est classé dans exactement une cohorte) ; au-delà, il doit correspondre à une caractéristique des individus fixe dans le temps, par exemple l'année de naissance. Enfin, la taille des cohortes répond à un arbitrage biais-variance. Elle doit être suffisante pour limiter l'ampleur des erreurs de mesure des moyennes intra-cohortes des différentes variables qui génèrent biais et imprécision des estimateurs des paramètres du modèle. Cependant, l'augmentation de la taille des cohortes fait diminuer le nombre de cohortes observées, ce qui détériore la précision des estimateurs. L'extension aux modèles non linéaires n'est pas directe et seulement introduite ici. Enfin une application sur les données des enquêtes *Patrimoine* est donnée.

Age and generations: a general introduction

Didier Blanchet

This issue of the journal brings together five articles devoted to comparing standards of living depending on age and generation: methodological contributions relating to equivalence scales and to the econometrics of pseudo-panels; the initial results for France of National Transfer Accounts (NTA) that break down National Accounts aggregates on the basis of age; and comparisons of pension entitlements between public and private sector employees. We return to four of the questions they raise. The first is the issue of separating age, period, and cohort effects: how it is conducted should depend on the question asked. We then advocate a plural approach to intergenerational inequalities, consisting in looking at them from several complementary angles: for example, by referring not only to monetary income, but also to health, and access to

education and employment, or housing. We continue by examining the concept of "lifecycle deficit", which is calculated by the NTA, and is the gap between what a generation consumes and what it produces through its labour throughout its existence. We discuss how it ties in with the broader issue of sustainability, which is the prospective part of the issue of intergenerational fairness. A minimalistic criterion of intergenerational fairness could be that each generation should be watchful to ensure that the next ones enjoy living conditions at least as good as it did. Finally, we comment on the various possible avenues for comparing pension entitlements in the public and private sectors: the difficulty of measuring contribution effort is an argument in favour of an overall approach combining direct salary and all of the pension entitlements.

Differences between public and private sector pensions: an analysis based on career profile simulations

*Patrick Aubert and
Corentin Plouhinec*

Following the alignment of the rules for private and public sector pension schemes, which began with the reform of the French pension system in 2003, there remain a number of differences. These include structural variations between the two schemes, the definition of the reference salary (salary over the best 25 years in the private sector or salary excluding bonuses over the final six months in the public sector). We simulate the application of the two types of rules to several standard civil service careers. The impact on the replacement rate is not homogeneous: for the generation born in 1955 preparing to retire in 2017, applying private sector rules would be more beneficial for a standard category B civil servant, but less beneficial for a teacher, and slightly less beneficial for an "A+" category manager. This is the result of the interplay of the factors that determine pension amounts with each type of rule: the

proportion of bonuses in the total remuneration for civil service schemes (the higher this proportion, the lower the pension amount as a proportion of the final pay), the level and slope of the wage trajectory for private schemes (the more the slope is ascending and the greater the proportion of pay over the social security ceiling, the lower the pension as a proportion of the final pay). A change from one sector to another during a career can have a significant and varied impact on the replacement rate. It often leads to a lower replacement rate than would be achieved by remaining employed in either the public or the private sector throughout a career (for identical net salaries at all ages), but there are some configurations where a change of sector leads to a higher replacement rate: for example, the case of a category A+ civil service manager whose career finishes with around ten years in the private sector.

Taking contributions into account in public-private comparisons of pensions

Comment on "Differences between public and private sector pensions: an analysis based on career profile simulations" by P. Aubert and C. Plouhinec

Antoine Bozio

Comparisons between pension schemes are often distorted by the use of simple and misleading indicators, such as mean pensions, or mean replacement rates. Aubert and Plouhinec (this issue), comparing the calculation rules in the public and private sectors for given careers, highlight that replacement rate comparisons are not unequivocal. Such work makes it possible to gain a better understanding of the mechanisms involved, which are more complex than they first seem, and to highlight the heterogeneity of situations in the civil service. However, such comparisons do not make it possible to assess the relative generosity of the pension schemes because they are, to a large

extent, contributory. This comment suggests that while comparing contribution efforts is, admittedly, complex, it is not beyond the realms of feasibility. Such a comparison would offer the advantage of being distinct from the related, but separate, issue of comparing total pay (immediate and deferred) between the public and private sectors. Finally, in the light of that work, recommendations for reforms are made, aiming to transform the "pensions" Special Account (*Compte d'Affectation Spéciale (CAS) "pensions"*) into a pension fund for Central-Government civil servants, and gradually to incorporate bonuses into the contribution base on which civil servants' contributions are calculated.

Lifecycle deficit in France: an assessment for the period 1979-2011

Hippolyte d'Albis,
Carole Bonnet,
Julien Navaux,
Jacques Pelletan,
François-Charles Wolff

National Transfer Accounts (NTA) measure the way in which individuals produce, consume, save, and share resources at each age. They make it possible to identify the periods for which private and public consumption (education, healthcare, etc.) is not funded by labour income, before identifying the transfers between the ages that enable such consumption to be funded. This article presents individual age profiles of consumption and labour income in France, as established using that method, and how they changed from 1979 to 2011. The profiles are also calculated at aggregate age level, highlighting the importance of changes in the demographic structures over time. We also reconstruct partial cohort trajectories, thereby providing a generational reading of the changes. In 2011, consumption by old people was higher than consumption by young people, which was not the case in 1979. The rise in consumption at each age, observed generation on generation,

slowed down as from the cohort born in 1950. The range of ages at which labour incomes are received has narrowed, while the age at which labour income reaches its highest level has shifted from 36 to 46 over the years. The increase in labour incomes, observed at each age in the generations from 1930 to 1950, seems to have been interrupted momentarily between the 1950 and 1960 generations, at least at the beginning of working life. It resumed in the generations from 1970 onwards, but to a less pronounced extent. In 2011, the ages at which consumption exceeded labour income, corresponding to a deficit, ran from 0 to 24 and from 59 to 82. With the rise in life expectancy in France, the number of years in a deficit situation at high ages has increased considerably, going from 14 to 24 years between 1979 and 2011. Finally, the labour income and consumption profiles for France are very similar to those of the other European countries.

Intergenerational inequalities in standards of living in France

Hippolyte d'Albis
and Ikpidi Badji

In this article, the effects of age (or lifecycle) and generation on the standard of living are estimated using a pseudo-panel developed from the various editions of the French Household Expenditure Survey (*Budget de famille - BdF*) between 1979 and 2011. The standard of living of households is calculated using the disposable income or the private consumption per consumption unit, including and excluding expenditure on housing and imputed rent. Using the identification strategy developed by Deaton and Paxson (1994) for Age-Period-Cohort (APC) models produces two main results. Firstly, the standard of living increases significantly with age from 25 to 64 years old. For example, consumption is 35% greater for 50-54 year olds than for 25-29 year olds. From 65 years old, changes depend on the living standard indicator considered. Furthermore, the standard of living of the baby boom generations is higher than generations born before

the Second World War, but lower than or equal to the generations that follow. For example, the consumption of the cohort born in 1946 is 40% higher than the cohort born in 1926, but 20% lower than the cohort born in 1976. Considering all cohorts born between 1901 and 1979, no generation has been less fortunate than its ancestors. Discussion of these results demonstrates their robustness, particularly with regard to the results of other identification strategies, including the Age-Period-Cohort-Detrended (APCD) method which removes the linear trend from variables, and an original strategy, the Life Expectancy-Period-Cohort method (LEPC) which replaces the age variable with the life expectancy at each age. It shows the significance of economic growth in increasing the standard of living of generations and confirms that no generation has consumed less than the generations preceding it.

Calculating the standard of living of a household: one or several equivalence scales?

Henri Martin

Equivalence scales, used to compare the standard of living of households of different size and composition, take into account the economies of scale resulting from pooling income and expenditure within households. Two approaches can be used to estimate these scales: an "objective" approach based on modelling household consumption expenditure, or a "subjective" approach based on how households perceive their standard of living. This article focuses on the latter. Using data from the 1995 to 2011 editions of the French Household Expenditure survey (*Budget de famille*) by Insee, estimations of equivalence scales highlight the sensitivity of results to the

model specification, estimation coverage, the choice of subjective living standard indicators and the conventions used to calculate the cost of dependent children. The subjective approach does not give a robust identification of a single equivalence scale. It does, however, provide a set of possible equivalence scales; for instance, the adult equivalent for a child under 14 ranges from 0.15 to 0.8, while standard equivalence scales are based on a convention, such as 0.3 for the OECD-modified equivalence scale. Thus, for studies using these instruments, or for public policy, it may be preferable to consider a set of equivalence scales rather than just a single scale.

Pseudo-panel methods and an example of application to Household Wealth data

Marine Guillem

Pseudo-panel methods are an alternative to using panel data for estimating fixed effects models when only independent repeated cross-sectional data are available. They are widely used to estimate price or income elasticities and carry out life-cycle analyses, for which long-term data are required, but panel data have limits in terms of availability over time and attrition. Pseudo-panels observe cohorts, i.e. stable groups of individuals, rather than individuals over time. Individual variables are replaced by their intra-cohort means. Due to the linearity of this transformation, the linear model with individual fixed effect corresponds to its pseudo-panel data counterpart. The individual fixed effect is replaced by a cohort effect and the model is particularly simple to estimate if the cohort effect can be itself considered as a fixed effect. The criteria for forming the cohorts must therefore take

into account a number of requirements. It must obviously be observable for all the individuals and form a partition of the population (each individual is classified into exactly one cohort); beyond this, it must correspond to a characteristic of the individuals that will not change over time (e.g. year of birth). Finally, the size of the cohorts results from a trade-off between bias and variance. It must be large enough to limit the extent of measurement error on intra-cohort variable means, that generates bias and imprecise estimators of the model parameters. However, increasing the size of the cohorts decreases the number of cohorts observed, which makes estimators less precise. The extension to non-linear models is not direct and only introduced here. Finally, the article provides an application to the French Household Wealth Survey (*enquête Patrimoine*).

N °486-487 - 2016

TRAVAIL ET SANTÉ

- Introduction. Santé et itinéraire professionnel : contexte et genèse d'une enquête

EMPLOI CHÔMAGE ET SANTÉ

- Chômage et santé mentale en France
- L'influence de la santé mentale déclarée sur le maintien en emploi
- Obésité et marché du travail : les impacts de la corpulence sur l'emploi et le salaire

RISQUES PSYCHOSOCIAUX ET ACCIDENTS DU TRAVAIL

- L'exposition des travailleurs aux risques psychosociaux a-t-elle augmenté pendant la crise économique de 2008 ?
- Les changements d'organisation du travail dans les entreprises : quelles conséquences sur les accidents du travail des salariés ?

CONDITIONS DE VIE

- Travail dominical, usages du temps et vie sociale et familiale : une analyse à partir de l'enquête *Emploi du temps*

N °488-489 - 2016

LES SANS-DOMICILE

- Avant-propos. L'enquête *Sans-Domicile 2012* : histoire et place en Europe
- Introduction de cadrage. Les sans-domicile en France : caractéristiques et principales évolutions entre 2001 et 2012
- Placement dans l'enfance et précarité de la situation de logement
- Un « désordre » dans la catégorisation : le déclassement statutaire atypique de diplômés du supérieur sans domicile

LES ÉCARTS DE RÉMUNÉRATION ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES DANS LA FONCTION PUBLIQUE

- Introduction. Analyser les inégalités salariales entre les hommes et les femmes dans la fonction publique avec les données du *Système d'information sur les agents des services publics*
- Égalité professionnelle entre les hommes et les femmes : des plafonds de verre dans la fonction publique
- Les sources de l'écart de rémunération entre femmes et hommes dans la fonction publique
- La contribution des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes à l'inégalité des rémunérations dans la fonction publique : une approche par la décomposition des inégalités

N °490 - 2016

COMPÉTENCES DES ADULTES A L'ÉCRIT ET EN CALCUL

- Introduction. L'enquête *Information et vie quotidienne 2011* parmi les dispositifs nationaux et internationaux de mesure des compétences des adultes
- Compétences à l'écrit des adultes et événements marquants de l'enfance : le traitement de l'enquête *Information et vie quotidienne* à l'aide des méthodes de la statistique textuelle
- Les difficultés des adultes face à l'écrit : l'apport de l'épreuve de production écrite de l'enquête *Information et vie quotidienne*
- L'évolution des compétences des adultes : effet « génération » et effet « cycle de vie »
- Mesurer les compétences à l'écrit et à l'oral des nouveaux migrants

