PARIS SCHOOL OF ECONOMICS
ECOLE D'ECONOMIE DE PARIS

WORKING PAPER N° 2020 – 14

Les inégalités intra-générationnelles en France

Hippolyte d'Albis
Ikpidi Badji

JEL Codes: C23, D31, E24.
Keywords: inégalités de revenus ; classes d'âge ; générations ; modèle Age-Cohorte-Période.

Funded by a French government subsidy managed by the ANR under the framework of the Investissements d'avenir programme reference ANR-17-EURE-001

Les inégalités intra-générationnelles en France

Hippolyte d'ALBIS[1] **Ikpidi BADJI**[2]

Résumé. Les inégalités intra-générationnelle sont les inégalités qui prévalent au sein d'une même classe d'âge. A l'aide des enquêtes « Revenus fiscaux » et « Revenus fiscaux et sociaux » menées entre 1996 et 2014, ces inégalités sont évaluées à l'aide du coefficient de Gini et du rapport inter-décile pour les revenus avant et après la redistribution opérée par le système social et fiscal. Des modèles Age-Cohorte-Période sont ensuite estimés pour distinguer les effets d'âge et de génération. Au cours du cycle de vie, les inégalités intra-générationnelles ont un profil en cloche et atteignent un maximum à 55-59 ans. Les inégalités sont significativement plus faibles chez les plus jeunes, quel que soit l'indicateur d'inégalités retenu, et chez les plus âgés, si on les mesure avec le rapport inter-décile. La comparaison des revenus avant et après redistribution révèle que le système social et fiscal réduit plus particulièrement les inégalités chez les jeunes. Lorsqu'elles sont mesurées avec le coefficient de Gini, les inégalités intra-générationnelles augmentent significativement de génération en génération. Lorsqu'elles sont mesurées avec le rapport inter-décile, la hausse est très forte pour les revenus bruts des générations nées à partir des années 1970. Le système social et fiscal a néanmoins compensé cette hausse car l'analyse du rapport inter-décile appliqué aux revenus disponibles ne révèle pas de différence significative entre les générations.

Mots clefs : inégalités de revenus ; classes d'âge ; générations ; modèle Age-Cohorte-Période.

Codes JEL : C23, D31, E24.

[1] Paris School of Economics and CNRS. Adresse : 48 boulevard Jourdan, 75014 Paris, France. Courriel : hdalbis@psemail.eu

[2] Economix, Université Paris Nanterre. Adresse : Bâtiment G - Maurice Allais, 200 avenue de la République, 92001 Nanterre cedex, France. Courriel: ikpidibadji@gmail.com

Introduction

Dans cet article, nous nous intéressons à la question de l'évolution des inégalités dans une perspective générationnelle. En un mot, nous souhaitons savoir si les jeunes générations font face à plus d'inégalités que les précédentes. Les inégalités peuvent nourrir le ressentiment et il est admis qu'elles constituent, avec le niveau de vie, une composante importante du bien-être des populations. De plus en plus d'auteurs les intègrent donc dans des indicateurs composites, tels Fleurbaey et Gaulier (2009) ou Jones et Kleenow (2016). Dans un précédent article (d'Albis et Badji, 2017), nous avions montré que le niveau de vie ne diminuait pas de générations en générations, et qu'il n'y avait dès lors pas de fondement à la notion de « générations sacrifiées ». La croissance économique bénéficie à tous et les jeunes générations ont, en moyenne, accès à un niveau de vie plus élevé qu'auparavant. Récemment, nous avons néanmoins montré que cette amélioration ne s'appliquait pas à toutes les composantes de la population : en particulier, le niveau de vie des hommes non titulaires du Baccalauréat est, pour les générations récentes, plus faible que celui qui prévalait pour celles d'avant (d'Albis et Badji, 2020). Dans le présent article, nous poursuivons cette recherche en analysant directement l'évolution générationnelle des indicateurs traditionnels d'inégalité tels que le coefficient de Gini ou le rapport inter-décile.

L'analyse générationnelle des inégalités se heurte à deux difficultés. La première est qu'il n'est pas possible de simplement analyser l'évolution temporelle d'un indicateur qui indique à chaque date un niveau d'inégalité. Il serait trompeur de penser qu'une variation donnée des inégalités sur la période récente engendre une même variation des inégalités pour les générations récentes, car cette variation est susceptible d'affecter toutes les générations encore en vie au moment de la hausse. De la même façon, une stabilité des inégalités n'implique pas nécessairement que les générations sont égales devant les inégalités. Le premier défi est donc d'affecter les variations pertinentes des inégalités à chaque génération. La seconde difficulté est de dégager ce qui relève de l'âge de ce qui relève de la génération. Des inégalités qui seraient aujourd'hui plus importantes chez les actifs que chez les retraités, n'impliquent pas nécessairement que la génération qui actuellement est active aura au cours de sa vie subit plus d'inégalités que la génération précédente. Il faut pour cela retracer l'inégalité propre à chaque cohorte tout au long de son cycle de vie. Si l'on dispose de données

incomplètes, comme c'est pratiquement toujours le cas, il est nécessaire de recourir à des estimations.

Ces deux difficultés sont assez traditionnelles dans les analyses par cohorte, et se retrouvent notamment dans les évaluations de l'évolution du niveau de vie d'une génération à l'autre. La nouveauté est ici d'appliquer ces évaluations à la question des inégalités. Notre parti pris est de s'appuyer sur les inégalités intra-générationnelles, c'est-à-dire sur la distribution des revenus au sein d'une classe d'âge. Cette approche démographique des inégalités a été suivie notamment par Mather et Jarosz (2014) et Fisher et al. (2018). L'hypothèse principale de cet article est en effet que ce sont ces inégalités qui sont pertinentes. Elle repose sur l'intuition que les individus se comparent davantage aux personnes du même âge qu'à celles des autres générations. Une fois cette hypothèse posée, nous pouvons construire des indicateurs d'inégalités relatifs à certaines parties du cycle de vie des générations observées dans les enquêtes et distinguer ainsi les effets de cohorte et les effets d'âge.

Nous utilisons les enquêtes Revenus Fiscaux et les enquêtes Revenus Fiscaux et Sociaux de l'Insee pour évaluer la distribution annuelle des revenus, avant et après la redistribution opérée par les impôts et les transferts sociaux, au sein de classe d'âge quinquennales entre 1996 et 2014. Les revenus bruts (*i.e.* avant redistribution) ne sont pas directement observés dans les enquêtes et nous avons reconstruit pour chaque ménage les cotisations employeur et employé à l'assurance retraite et à l'assurance chômage. Les inégalités intra-générationnelles sont ensuite évaluées à l'aide du coefficient de Gini et du rapport inter-décile. Nous avons construit également, pour chacun des indicateurs d'inégalité, une variable d'écart entre l'inégalité de revenu brut et celle de revenu disponible (*i.e.* après redistribution) afin de mesurer l'effet du système social et fiscal français sur les inégalités intra-générationnelles. De façon similaire à Piketty et al. (2018) et Bozio et al. (2018), nous évaluons ainsi l'effet de la redistribution sur les inégalités, mais en nous concentrant sur les inégalités intra-générationnelles et sur leur évolution de génération en génération.

Nous avons estimé des modèles Age-Cohorte-Période pour évaluer les effets d'âge et les effets de génération sur les inégalités intra-générationnelles. A notre connaissance, notre article est le premier à appliquer ces méthodes à la question des inégalités. Nous trouvons que les inégalités intra-générationnelles fluctuent fortement au cours de la vie. Elles sont très élevées vers 55-59 ans et beaucoup plus faibles au début de la vie active, mais aussi à la

retraite lorsque les inégalités sont mesurées par le rapport inter-décile. Le système social et fiscal joue un rôle particulièrement important pour les moins de 50 ans, et plus faible ensuite. Au cours de sa vie, une personne voit donc l'inégalité des revenus au sein de sa classe d'âge successivement s'accroitre puis décroitre. En prenant en compte ce profil par âge, il est possible de comparer les générations et d'évaluer si les générations récentes évoluent dans un monde plus inégalitaire que leur ainées. Si l'on s'intéresse aux écarts entre les déciles extrêmes de la distribution, nous trouvons que les inégalités sur les revenus bruts ont fortement augmenté à partir des cohortes nées dans les années 1970 ; cependant, le système social et fiscal les a corrigées car nous ne trouvons pas de différences significatives entre les générations pour les inégalités sur les revenus disponibles. Cet effet redistributif du système social et fiscal fait écho aux résultats de Bozio et al (2018) pour l'ensemble de la population et à ceux de d'Albis et al. (2019) pour les inégalités entre les générations. En revanche, si l'on s'intéresse aux inégalités telles que mesurées par le coefficient de Gini, nous trouvons qu'elles augmentent continument de générations en générations et que le système social et fiscal ne parvient pas à enrayer cette augmentation.

Le reste de cet article est structuré de la façon suivante. Nous présentons tout d'abord les données utilisées, la méthode de construction de nos indicateurs d'inégalités intra-générationnelles et proposons un exercice de statistique descriptive. Nous détaillons ensuite notre modèle économétrique et présentons les résultats de nos estimations. Une dernière partie conclut cet article.

Enquêtes utilisées et construction des revenus

Nous utilisons les enquêtes Revenus fiscaux (ERF) conduites annuellement entre 1996 et 2004 et les enquêtes Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) conduites entre 2005 et 2014. Ces enquêtes, qui sont produites par l'Insee, offrent un panorama complet des revenus des ménages français. Elles procèdent d'un appariement des enquêtes Emploi de l'Insee et des fichiers fiscaux du Ministère des Finances. Lors du passage des ERF aux ERFS, plusieurs changements ont permis d'améliorer l'évaluation de certains bénéfices sociaux et des revenus financiers.

Nous nous limitons aux ménages pour lesquels l'âge de la personne de référence est compris entre 25 et 84 ans. L'exclusion des plus âgés se justifie essentiellement par leur faible

représentation dans les enquêtes, qui ne couvrent pas les personnes vivant en institutions. Nous corrigeons les revenus par la taille du ménage en utilisant l'échelle de l'OCDE qui attribue un poids unitaire au premier adulte, un poids de 0,5 à chaque personne du ménage âgée de 14 ans et plus et un poids de 0,3 à chaque personne de 13 ans et moins.

Deux variables principales sont utilisées dans cet article. La première est le revenu brut. Il est constitué de la somme (i) des revenus d'activité nets des cotisations chômage et retraite, (ii) des revenus du patrimoine, (iii) des prestations retraite et chômage et (iv) des revenus perçus à l'étranger. Ce revenu brut, qui est qualifié de « revenu avant impôt » dans Bozio et al. (2018), représente le revenu avant la redistribution opérée par le système fiscal et social. La seconde variable est le revenu disponible. Il est constitué de la somme (i) des revenus d'activité net de l'ensemble des cotisations sociales, (ii) des revenus du patrimoine, (iii) de l'ensemble des prestations sociales (iv) des revenus perçus à l'étranger, à laquelle on retranche les impôts directs.

Les revenus après déduction des prélèvements sociaux et les impôts directs sont aisément identifiables dans les ERF et ERFS. On déduit le revenu disponible à partir des valeurs renseignées. Les revenus bruts ne sont, quant à eux, pas directement observables et nous avons dû les recalculer pour chaque ménage en mobilisant d'autres sources d'information. L'idée générale est de retrouver les montants des revenus bruts d'activité et du patrimoine et d'y retrancher certaines cotisations sociales. Nous utilisons le fait que les ERF et les ERFS renseignent les montants de contribution sociale généralisée (CSG) acquittés par chaque ménage ; nous en avons déduit leurs revenus bruts en appliquant aux revenus observés, les taux annuels de CSG (disponibles sur le site de l'Institut des Politiques Publiques, IPP)[3] et le taux définissant la base imposable (soit 98,25%). Nous avons ensuite distingué les salariés du secteur privé, les travailleurs indépendants et les salariés de la fonction publique, car le calcul de leurs prélèvements sociaux diffère. Pour chacune de ces catégories, nous avons calculé leurs cotisations employeurs et salariés aux assurances retraite et chômage en utilisant les taux disponibles sur le site de l'IPP. En retranchant ces cotisations aux revenus bruts d'activité calculés précédemment et en y ajoutant les autres revenus, nous obtenons les revenus bruts.

[3] https://www.ipp.eu/baremes-ipp/.

Malheureusement, les loyers imputés ne sont pas inclus dans les enquêtes. Cela aurait permis des évaluations plus précises mais nos précédents travaux nous laisse penser que leur omission n'est pas susceptible de biaiser qualitativement notre analyse des inégalités intergénérationnelles (cf. d'Albis et Badji, 2017).

Contrairement à d'Albis et Badji (2017), nous n'avons pas eu besoin de recaler les variables individuelles sur les agrégats de la Comptabilité Nationale car nous construisons des variables d'inégalités qui sont indépendantes de la moyenne des observations. Dans ce qui suit, nous présentons nos résultats successivement pour les revenus bruts et pour les revenus disponibles, et par comparaison, évaluons ainsi l'effet du système social et fiscal.

Variables d'intérêt et statistiques descriptives

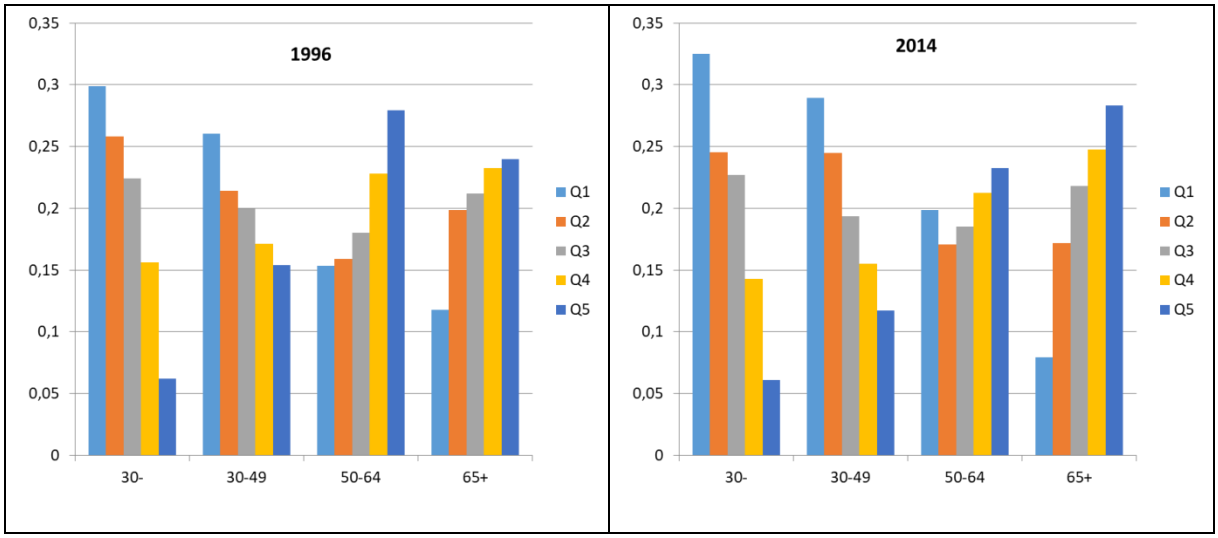
L'ampleur et la pertinence des inégalités d'âge peuvent être visualisées en reproduisant les graphiques proposés par Fisher et al. (2018) avec nos données. L'idée est la suivante : on détermine, dans l'ensemble de l'échantillon, les revenus seuils qui permettent de définir les quintiles de la distribution. On définit ensuite des groupes d'âge (ici, les moins de 30 ans, les 30-49 ans, les 50-64 ans et les 65 ans et plus), et on calcule les proportions de la population de chaque groupe d'âge qui appartient à chaque quintile. S'il n'y a pas d'effet d'âge spécifique, on doit obtenir que la population d'un groupe d'âge donnée est équitablement répartie entre les quintiles : les proportions dans chaque quintile sont égale alors à 20%. La population du groupe d'âge donné est alors à l'image de la population totale (*i.e.* celle des 25-84 ans). A l'inverse, si les proportions s'écartent de 20%, cela signifie que la distribution des revenus de la classe d'âge considérée s'écarte de celle de la population totale. La visualisation permet également de voir si les revenus de la classe d'âge sont plus ou moins élevés que ceux de la population totale.

Le Graphique 1 représente, pour les revenus bruts, les répartitions des classes d'âge entre les différents quintiles en 1996 et en 2014, dates extrêmes de notre période d'observation. Il est frappant de constater que les proportions sont décroissantes avec les quintiles pour les groupes d'âge les plus jeunes (les moins de 30 ans et les 30-49 ans), ce qui signifie que ces populations sont surreprésentées dans les quintiles les plus pauvres. Ainsi, en 1996, près de 30% des moins de 30 ans appartiennent au premier quintile tandis que 6% de la même classe

d'âge appartient au cinquième quintile. En revanche, pour les classes d'âge les plus élevées, les proportions vont croissantes avec les quintiles, ce qui signifie que ces population sont surreprésentées dans les quintiles les plus riches. En 1996, parmi les 65 ans et plus, un peu plus de 11% de la population appartient au premier quintile tandis que 24% appartient au cinquième quintile.

Au cours de la période considérée, force est de constater que l'écart avec la distribution de la population totale s'est accru pour toutes les classes d'âge sauf pour les 50-64 ans. Entre 1996 et 2014, les différences entre proportions se sont tout particulièrement accentuées pour les 30-49 ans (l'écart entre les proportions de la population de la classe d'âge appartenant aux deux quintiles extrêmes passant de 11 à 18 points de pourcentage) et pour les plus de 65 ans (l'écart passant de 13 à 20 points de pourcentage). A l'inverse, l'écart entre la distribution propre aux 50-64 ans et celle de la population globale s'est visiblement réduit : en 2014, cette population est pratiquement à l'image de la population totale.

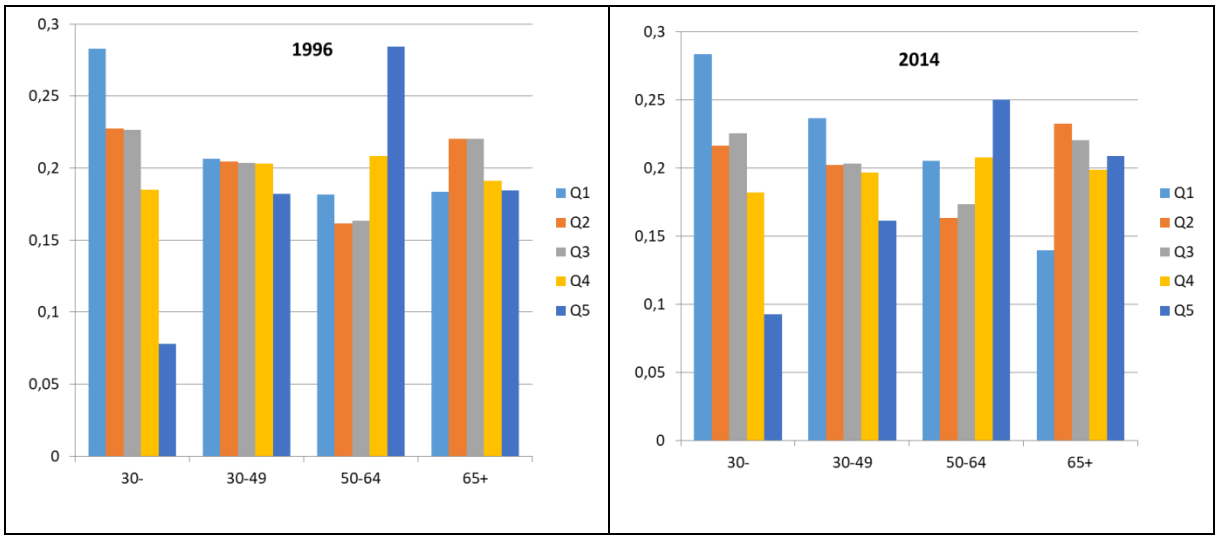
Graphique 1. Revenus bruts : distribution de la population de différentes classes d'âge entre les quintiles définis pour la population totale en 1996 et 2014.



Source : Insee (ERF, ERFS), calculs des auteurs. Lecture : en 1996, 30% des moins de 30 ans appartient au premier quintile de la distribution des revenus bruts, calculé pour la population totale.

La prise en compte du système social et fiscal modifie fortement l'évaluation des inégalités d'âges. Le Graphique 2 présente les distributions de la population des différentes classes d'âge entre les quintiles construits à partir des revenus disponibles. En les comparants avec celles du Graphique 1, nous constatons que les distributions sont beaucoup plus proches de celle de la population totale, mais que des différences subsistent. En particulier, les moins de 30 ans restent surreprésentés dans les premiers quintiles, même si l'écart absolu entre les proportions est plus faible que pour le revenu brut. Chez les plus de 65 ans, si la part appartenant au premier quintile reste faible (à 14% en 2014), les proportions dans les autres quintile sont proches de 20%, ce qui contraste fortement avec les inégalités constatées pour le revenu brut. L'accroissement des écarts avec la distribution de la population totale que l'on avait constaté pour les revenus bruts ne se retrouve pas pour les revenus disponibles. Le système socio fiscal semble contribuer à la réduction des inégalités d'âge et à leur accroissement dans le temps.

Graphique 2. Revenus disponibles : distribution de la population de différentes classes d'âge entre les quintiles définis pour la population totale en 1996 et 2014.

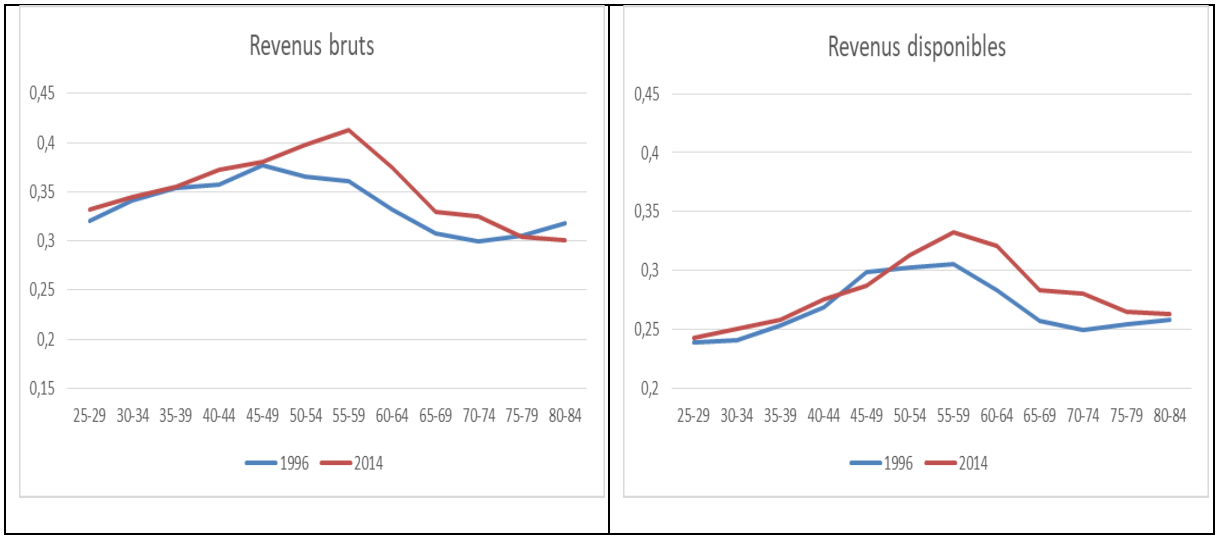


Source : Insee (ERF, ERFS), calculs des auteurs. Lecture : en 1996, 28% des moins de 30 ans appartient au premier quintile de la distribution des revenus disponibles, calculé pour la population totale.

Au total, les Graphiques 1 et 2 révèlent que les classes d'âge offrent un angle d'analyse original des inégalités et qu'une analyse spécifique est nécessaire pour les appréhender. Nous poursuivons donc l'analyse des inégalités intra-générationnelles en calculant pour chaque classe d'âge des indicateurs traditionnels d'inégalités, tels que celui de Gini ou les rapports inter-déciles. Les coefficients de Gini ont l'avantage de prendre en compte toute la distribution tandis que le rapport inter-décile nous renseigne sur les extrémités de la distribution. A cet égard, nous utilisons le ratio entre le revenu minimal du dernier décile et le revenu maximal du premier décile ; ce ratio évalue l'ampleur des inégalités entre les 10% les plus riches et les 10% les plus pauvres.

Le Graphique 3 présente les coefficients de Gini calculés au sein de douze classes d'âge quinquennales allant des 25-29 ans aux 80-84 ans. Nous observons tout d'abord que les inégalités intra-générationnelles suivent une courbe en cloche en fonction de l'âge. Les inégalités sont maximales dans la seconde partie de la vie active (généralement à 55-59 ans), et minimales pour les groupes d'âges extrêmes (les 25-29 ans et les 80-84 ans). Ce profil se retrouve tant pour les revenus bruts que pour les revenus disponibles : les seconds ne se distinguent des premiers par un niveau d'inégalité plus faible à tout âge, ce qui confirme l'effet redistributif du système social et fiscal mais semble indiquer que ce dernier n'affecte pas les différences observées d'un groupe d'âge à l'autre. Entre 1996 et 2014, on note une forte hausse des inégalités intra-générationnelles entre 50 et 70 ans et une stabilité pour les autres âges.

Graphique 3. Coefficients de Gini par classes d'âge quinquennales en 1996 et en 2014 pour les revenus bruts et les revenus disponibles.



Source : Insee (ERF, ERFS), calculs des auteurs. Lecture : En 1996, le coefficient de Gini des revenus bruts de la classe d'âge 25-29 ans est égal à 0,32.

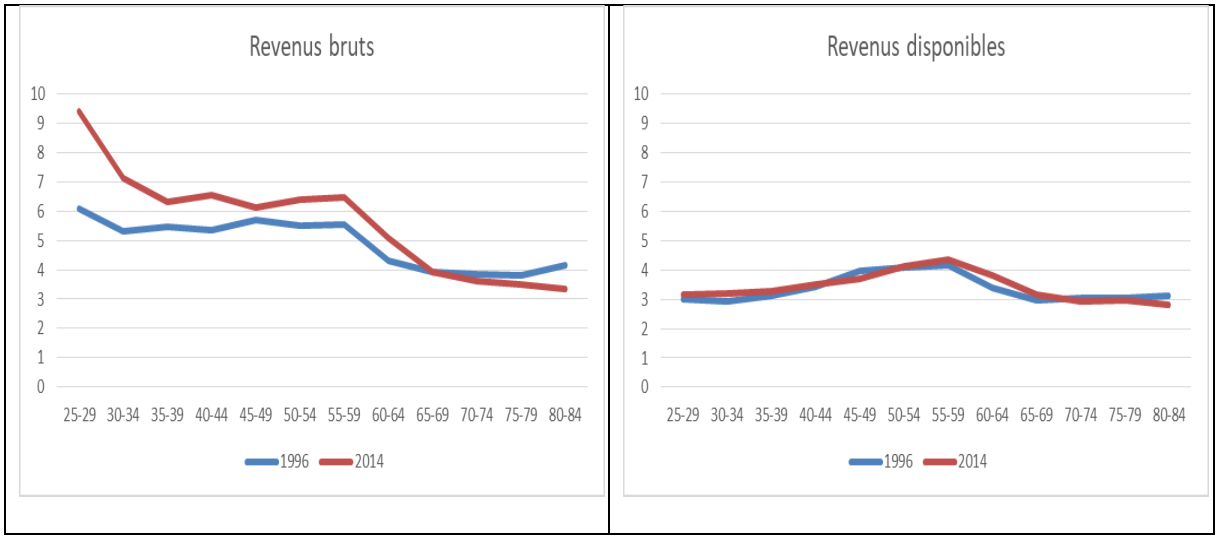
Il est aussi intéressant de se pencher sur les valeurs des coefficients de Gini. A titre de comparaison, les coefficients calculés pour l'ensemble de l'échantillon en 2014 sont égaux à 0,37 pour les revenus bruts et 0,29 pour les revenus disponibles. On en conclut que pour la plupart des âges, les inégalités intra-générationnelles sont plus faibles que l'inégalité globale. On est cependant frappé par l'ampleur de la variation entre les âges. En 2014, l'écart absolu entre le coefficient des 25-29 ans (0,24) et celui des 55-59 ans (0,33) est égal à 0,09 pour les revenus disponibles. Cet écart approche celui qui prévaut entre la France et les Etats-Unis[4] ! En terme relatifs, l'écart est même plus grand car entre 25-29 ans et 55-59 ans, les inégalités intra-générationnelles augmentent de 36,8%, soit un écart supérieur à celui qui prévaut entre le France et le Togo.

Le Graphique 4 présente les rapports inter-déciles calculés au sein de douze classes d'âge quinquennales allant des 25-29 ans aux 80-84 ans. Contrairement à ce qui avait été observé avec les coefficients de Gini, les profils par âge des inégalités sont très différents pour les revenus bruts et pour les revenus disponibles. Le profil des premiers est clairement décroissant avec l'âge, les inégalités étant beaucoup plus importante chez les jeunes. On note

[4] Selon la Banque Mondiale, les coefficients de Gini de la France, des Etats-Unis et du Togo sont de 0,32, 0,41 et 0,43, respectivement (https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SI.POV.GINI).

d'ailleurs un fort accroissement des inégalités intra-générationnelles au cours de la période, le ratio atteignant 9,5 chez les 25-29 ans en 2014. Pour les revenus disponibles, le profil est nettement plus plat –dans un tunnel oscillant entre 3 et 4– et l'on retrouve la forme en cloche observé avec les coefficients de Gini. L'écart relatif entre les 25-29 ans et les 55-59 ans reste néanmoins très élevé et s'établit à 38% en 2014. Le système social et fiscal semble considérablement réduire les inégalités entre les extrêmes de la distribution, en particulier pour les plus jeunes. En outre, il semble avoir totalement éliminé la hausse des inégalités observée pour les revenus bruts entre 1996 et 2014.

Graphique 4. Rapports inter-déciles par classes d'âge quinquennales en 1996 et en 2014 pour les revenus bruts et les revenus disponibles.



Source : Insee (ERF, ERFS), calculs des auteurs. Lecture : En 1996, le rapport inter-déciles des revenus bruts de la classe d'âge 25-29 ans est égal à 6,1.

A titre de comparaison, les rapports inter-déciles calculés pour l'ensemble de l'échantillon en 2014 sont égaux à 5,5 pour les revenus bruts et 3,4 pour les revenus disponibles. Les inégalités intra-générationnelles de revenus bruts sont donc pour les moins de 50 ans supérieures à la moyenne. En revanche, pour la plupart des âges, les inégalités intra-générationnelles de revenus disponibles sont plus faibles que l'inégalité globale.

Les représentations produites par les graphiques précédents sont réalisées à partir de coupes transversales, ce qui implique que l'on compare des groupes d'âge à une date donnée, on

compare également des générations différentes. Il est nécessaire de distinguer les effets d'âge et de cohorte pour pouvoir évaluer clairement l'évolution des inégalités au cours du cycle de vie et entre les générations. Ceci peut être effectué en estimant les contributions des effets d'âge et de cohorte aux indicateurs d'inégalité intra-générationnelles présentés ci-dessus.

Nous avons aussi créé deux variables pour estimer les effets d'âge et de cohorte sur l'impact du système social et fiscal sur les inégalités intra-générationnelles. Ces variables sont la différence entre le coefficient de Gini des revenus bruts et celui des revenus disponibles et la différence entre le rapport inter-décile des revenus bruts et celui des revenus disponibles.

Stratégie d'estimation

Pour dissocier les effets d'âge, de cohorte et de période, nous utilisons la technique d'estimation proposée par Deaton (1985). 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, pour chaque cohorte constituée, les inégalités qu'elles connaissent à chaque âge. 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.

Nous avons défini nos cohortes à partir de la variable « année de naissance » et avons constitué 76 cohortes. La première cohorte regroupe les ménages nés en 1913 et la dernière ceux nés en 1988. Notre pseudo-panel comprend 1138 observations de nos cohortes, car toutes les cohortes ne sont pas observées à chaque enquête. La taille moyenne d'une cohorte observée à une date donnée est égale à 739 individus, tandis que les tailles minimale et maximale sont respectivement de 119 et 1475 individus.

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 (d'Albis et Badji, 2017 ; Guillerm, 2017). La stratégie d'identification la plus courante consiste à poser des contraintes sur les paramètres estimés. 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.

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

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

où $\bar{y}_{jt}$ représente la variable expliquée (le logarithme du coefficient de Gini, le logarithme du rapport inter-décile, le logarithme de l'écart entre le coefficient de Gini des revenus bruts et celui des revenus disponibles, et le logarithme de l'écart entre le rapport inter-décile des revenus bruts et celui des revenus disponibles) associée à la cohorte *j = 1913, 1914,…, 1988* and aux dates d'enquêtes *t = 1986, 1987,…, 2014*, $1_{a_{jt}}$ représente les indicatrices des tranches d'âges quinquennales *i= 25-29, 30-34, …, 80-84* associées aux cohortes *j* et dates *t*, $1_{j=c}$ représente les indicatrices des cohortes, et $1_{t=p}$ celles des dates d'enquêtes. Pour annuler la relation de colinéarité, nous suivons Deaton et Paxson (1994) et imposons que les effets de période sont de somme nulle et sont orthogonaux à la tendance de long terme. Formellement, ces deux contraintes s'écrivent :

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

Concrètement, la 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 :

$$d^*_{ts} = d_{ts} - \frac{ts-t1}{t2-t1} \times d_{t2} + \frac{ts-t2}{t2-t1} \times d_{t1} \quad \text{avec} \quad s \geq 3 \quad \text{et} \quad d^*_{t1} = d^*_{t2} = 0,$$

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

Nous avons donc estimé notre équation pour chacune des variables d'intérêt. Comme le montre le Tableau 1, dans tous les cas, les tests de présence des effets individuels fixes (effets cohortes dans le cadre des pseudo-panels) sont positifs, ce qui nous conduit à choisir un modèle à effets fixes. Plus précisément, nous estimons un modèle à effets fixes du type *Least Square Dummy Variable*.

Tableau 1. Valeurs des tests d'effet individuel et de Haussman.

	Test effet individuel		Test de Haussman	
	F-stat	P-value	F-stat	P-value
Coefficient de Gini des revenus bruts	8,68	0	93,32	0
Coefficient de Gini des revenus disponibles	25,00	0	243,87	0
Ecart entre les coefficients de Gini des revenus bruts et des revenus disponibles	52,91	0	114,63	0
Rapport inter-décile des revenus bruts	2,55	0	68,46	0
Rapport inter-décile des revenus disponibles	2,90	0	588,88	0
Ecart entre les rapports inter-déciles des revenus bruts et des revenus disponibles	3,78	0	198,94	0

Lecture : 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.

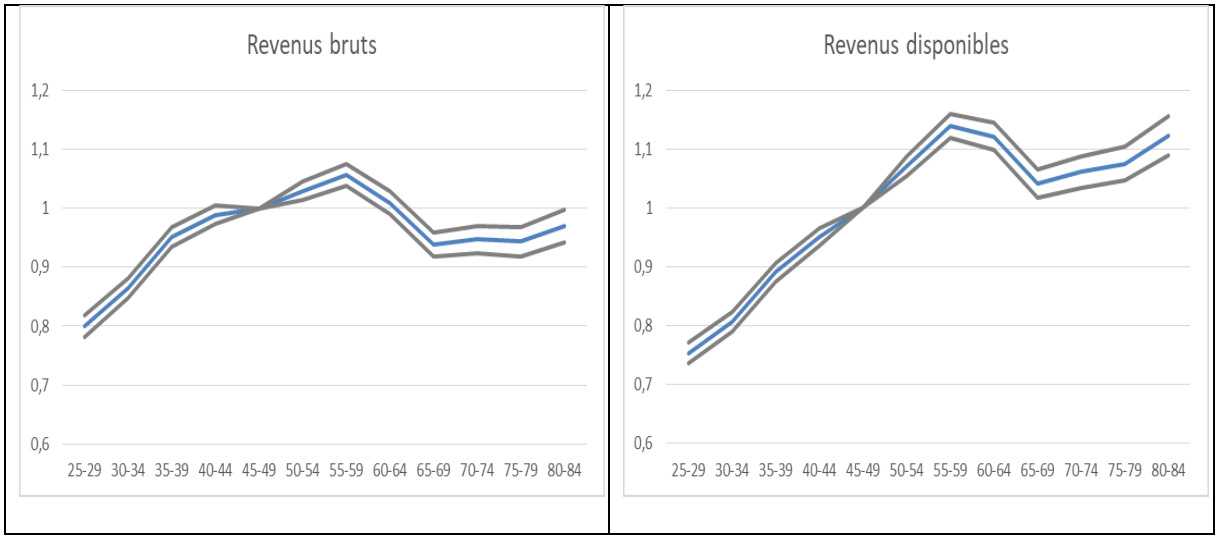
Résultats

Dans ce qui suit, nous présentons séparément nos estimations de l'effet de l'âge de celles relatives à l'effet de la cohorte sur les inégalités intra-générationnelle. Les estimations de l'effet de la période ne sont pas discutées ici et sont disponibles sur demande.

Nos estimations des inégalités intra-générationnelles en fonction de l'âge de la personne de référence sont représentées dans les Graphiques 5 et 6, pour le coefficient de Gini et le rapport inter-déciles, respectivement. Les résultats sont exprimés par rapport à une classe d'âge de référence, les 45-49 ans. Ils représentent l'évolution de l'indicateur d'inégalité au cours du cycle de vie lorsque l'on contrôle pour les effets de cohorte et de période.

Le Graphique 5 présente les estimations des paramètres associés aux indicatrices d'âge de l'équation déterminant le coefficient de Gini. Par rapport aux statistiques descriptives présentées dans le Graphique 2, on constate que la courbe en cloche est préservée jusqu'à 65-69 ans mais qu'ensuite les inégalités ne diminuent plus Elles se stabilisent, voir augmentent, à un niveau nettement supérieur à celui qui prévaut pour les plus jeunes. Les écarts (rapporté au montant le plus faible) entre les coefficients de Gini aux âges où il est le plus élevé (55-59 ans) et aux âges où il est le plus faible (25-29 ans) sont de 32,1% pour les revenus bruts et de 51,2% pour les revenus disponibles. En revanche, les écarts entre ceux des 55-59 ans et des 80-84 ans sont beaucoup plus faibles : 8,9% pour les revenus bruts et 1,5% pour les revenus disponibles. Une fois que l'on tient compte des effets de cohorte et de période, les écarts entre les groupes d'âge sont donc beaucoup plus faibles.

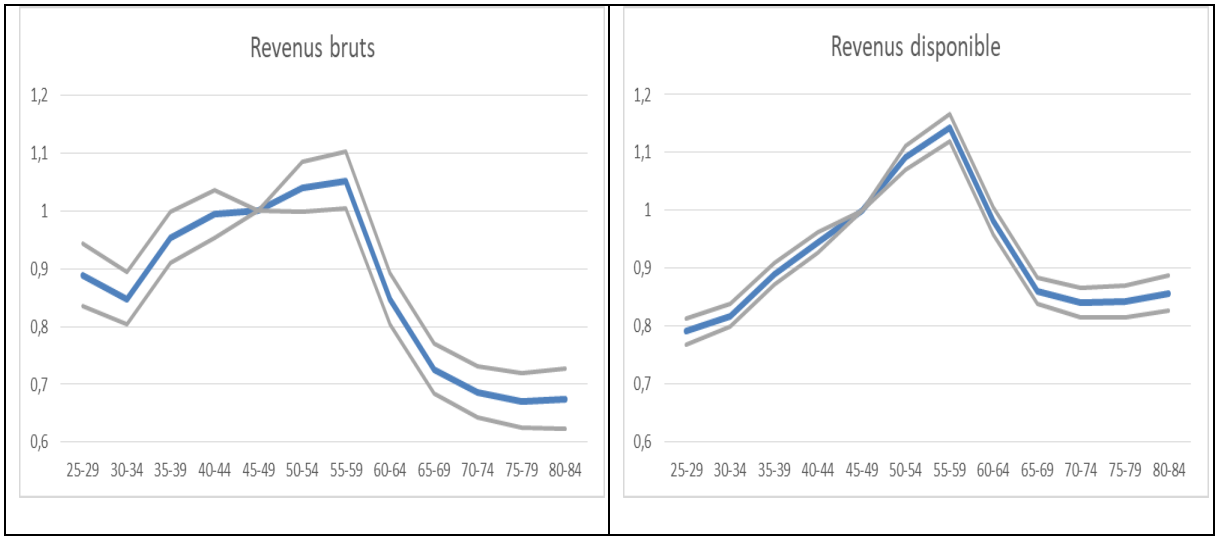
Graphique 5. Coefficient de Gini en fonction de l'âge.



Lecture : le coefficient de Gini sur les revenus bruts augmente de 3% entre 45-49 ans et 50-54 ans. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule $100*[exp(\text{coefficient } \alpha_i \text{ estimé})-1]$*; les valeurs sont normalisées à 1 pour la classe d'âge des 45-49 ans. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %.*

Le Graphique 6 présente les estimations des paramètres associés aux indicatrices d'âge de l'équation expliquant le rapport inter-décile. Dans le cas des revenus bruts, le profil en fonction de l'âge est très différent de celui des statistiques descriptives présentées dans le Graphique 3. Les fortes inégalités parmi les jeunes ne sont plus observées et semblent donc relever davantage des effets de cohorte ou de période. On retrouve donc la courbe en cloche obtenue avec les coefficients de Gini, avec un niveau maximal d'inégalités qui est atteint à 55-59 ans. Mais contrairement au Gini, les inégalités diminuent fortement en fin de vie. Ainsi, les écarts relatifs entre les rapports inter-déciles entre 55-59 ans et 25-29 ans sont de 18,5% pour les revenus bruts et de 44,5% pour les revenus disponibles. Les écarts entre ceux des 55-59 ans et des 80-84 ans sont plus importants pour les revenus bruts (56,2%) mais moindre pour les revenus disponibles (33,5%). Ici encore, les effets d'âge semblent très prononcés.

Graphique 6. Rapport inter-décile en fonction de l'âge.

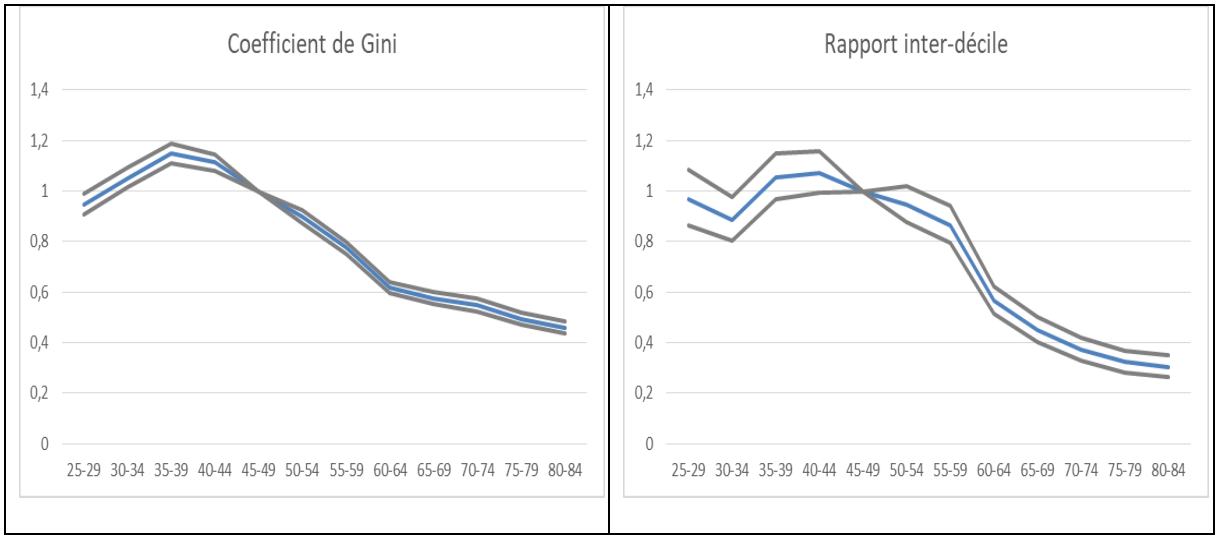


Lecture : le rapport inter-décile sur les revenus bruts augmente de 4% entre 45-49 ans et 50-54 ans. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule $100*[exp(\text{coefficient } \alpha_i \text{ estimé}) - 1]$*; les valeurs sont normalisées à 1 pour la classe d'âge des 45-49 ans. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %.*

Les Graphiques 5 et 6 semblent indiquer que le système social et fiscal a peu d'impact sur l'évolution des inégalités intra-générationnelles au cours du cycle de vie car les profils par âge

sont relativement similaires. Pour aller plus loin, le Graphique 7 représente l'estimation de l'effet de l'âge sur les écarts entre les inégalités intra-générationnelles de revenus bruts et celle de revenus disponibles. Que ce soit pour le coefficient de Gini ou le rapport inter-décile, l'estimation montre que ce sont les trentenaires qui bénéficient le plus du système social et fiscal. L'effet étant d'ampleur similaire pour les inégalités mesurées par le coefficient de Gini que pour celle mesurées par le rapport inter-décile.

Graphique 7. Ecarts entre les inégalités intra-générationnelles de revenus bruts et celle de revenus disponibles, en fonction de l'âge.



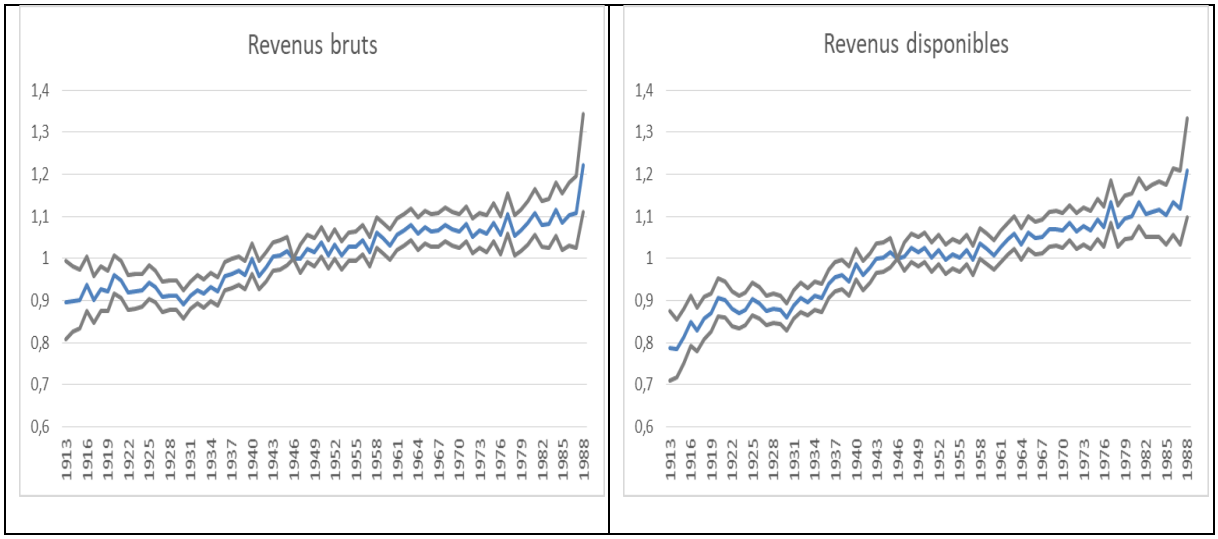
Lecture : l'écart entre le coefficient de Gini des revenus bruts et celui des revenus disponibles augmente de 10,9% entre 25-29 ans et 30-34 ans. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule $100 * [\exp(\text{coefficient } \alpha_i \text{ estimé}) - 1]$*; les valeurs sont normalisées à 1 pour la classe d'âge des 45-49 ans. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %.*

Nos estimations des inégalités intra-générationnelles en fonction de la date de naissance de la personne de référence sont représentées dans les Graphiques 8 et 9, pour le coefficient de Gini et le rapport inter-déciles, respectivement. Les résultats sont exprimés par rapport à une cohorte de référence, celle née en 1946. Ils représentent l'évolution de l'indicateur d'inégalité d'une génération à l'autre lorsque l'on contrôle pour les effets d'âge et de période.

Le Graphique 8 présente les estimations des paramètres associés aux indicatrices de cohorte de l'équation déterminant le coefficient de Gini. Il révèle une augmentation significative des

inégalités d'une génération à l'autre. Pour les revenus bruts, les coefficients de Gini ont ainsi augmenté de 7,1% entre les cohortes 1926 et 1946, de 6,5% entre celles de 1946 et 1966 et enfin de 3,6% entre les cohortes 1966 et 1986. Pour les revenus disponibles, les augmentations sont respectivement de 11,8%, 4,8% et 8,2%. Les inégalités intra-générationnelles sont significativement plus élevées que celles de la cohorte de référence pour toutes les cohortes nées après 1961 dans le cas des revenus bruts et pour toutes les cohortes nées après 1965 dans le cas des revenus disponibles. Visuellement, on constate que le système social et fiscal a eu peu d'impact sur l'évolution intergénérationnelle de ces inégalités.

Graphique 8. Coefficient de Gini en fonction de l'année de naissance.

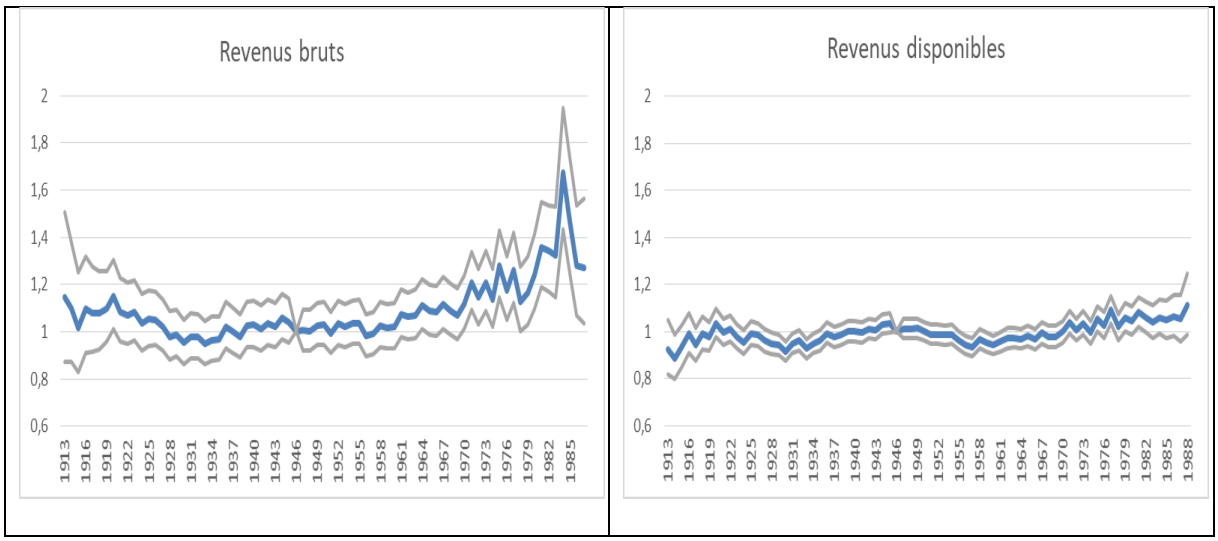


Lecture : le coefficient de Gini sur les revenus bruts augmente de 4,4% entre la cohorte née en 1946 et celle née en 1956. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule $100 * [\exp(\text{coefficient } \beta_c \text{ estimé}) - 1]$*; les valeurs sont normalisées à 1 pour la cohorte née en 1946. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %.*

Le Graphique 9 présente les estimations des paramètres associés aux indicatrices de cohorte de l'équation déterminant le logarithme du rapport inter-décile. L'évolution est très différente de celle observée pour le coefficient de Gini. Dans le cas des revenus bruts, il n'y a pas d'évolution significative entre les cohortes nées de 1913 à 1969 et ce n'est qu'à partir des cohortes nées dans les années 1970, que l'on constate une hausse des inégalités.

L'augmentation est néanmoins très significative, car elle représente 8,4% entre la cohorte née en 1946 et celle née en 1966, et 18,1% entre celle de 1966 et celle de 1986. Cependant, cette hausse est totalement éliminée dans le cas des revenus disponibles. L'évolution du rapport inter-décile n'est pas significative pour l'ensemble des cohortes considérées. Le système social et fiscal semble donc considérablement réduire l'iniquité intergénérationnelle causée par la hausse des inégalités mesurées par les extrémités de la distribution.

Graphique 9. Rapport inter-décile en fonction de l'année de naissance.

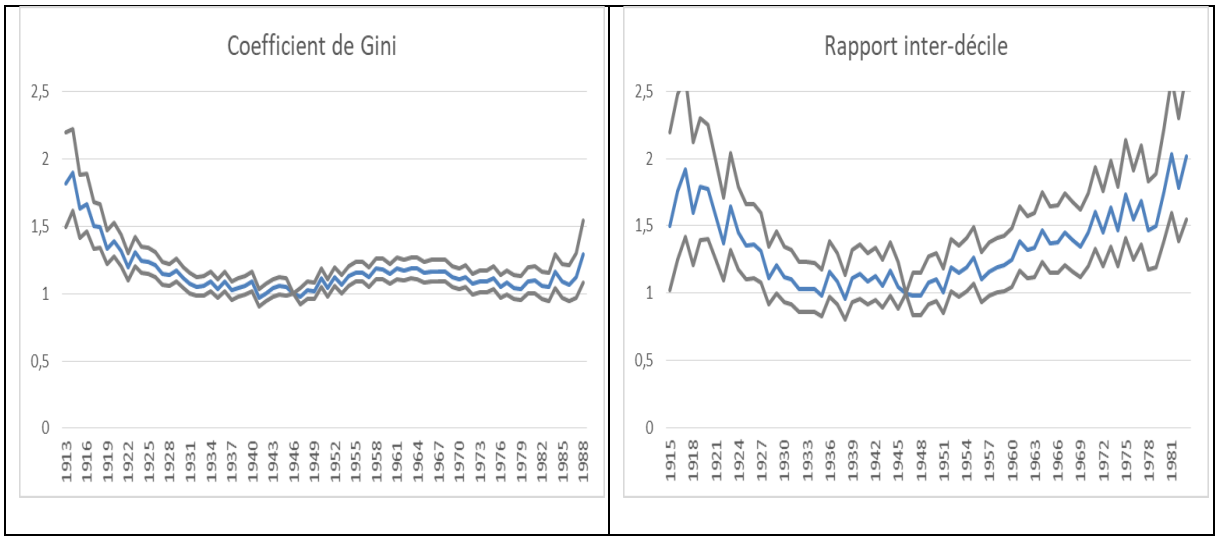


Lecture : le rapport inter-décile sur les revenus bruts diminue de 1,8% entre la cohorte née en 1946 et celle née en 1956. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule : $100*[\exp(\text{coefficient } \beta_c \text{ estimé})-1]$; les valeurs sont normalisées à 1 pour la cohorte née en 1946. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %.

L'effet du système social et fiscal sur l'évolution des inégalités intra-générationnelles d'une génération à l'autre est analysé avec le Graphique 10, qui représente l'estimation de l'effet de la date de naissance sur les écarts entre les inégalités intra-générationnelles de revenus bruts et celles de revenus disponibles. Ce graphique confirme que les générations nées jusque au début des années 1930 ont davantage bénéficié du système social et fiscal en termes de réduction des inégalités que les générations nées dans les années 1940. Ensuite, l'évolution relative dépend de l'indicateur d'inégalités. Pour le coefficient de Gini, on remarque que ce sont les générations nées dans les années 1950 et 1960 qui ont une position plus favorable.

Pour le rapport inter-décile, toutes les cohortes nées après 1958 ont une position plus favorable, et cet avantage va croissant.

Graphique 10. Ecarts entre les inégalités intra-générationnelles de revenus bruts et celle de revenus disponibles, en fonction de l'année de naissance.



Lecture : l'écart entre le coefficient de Gini des revenus bruts et celui des revenus disponibles augmente de 16,7% entre la cohorte née en 1946 et celle née en 1966. Note : la ligne bleue relie les valeurs données par la formule : $100*[\exp(\text{coefficient } \beta_c \text{ estimé})-1]$; les valeurs sont normalisées à 1 pour la cohorte née en 1946. Les courbes en gris délimitent les intervalles de confiance à 95 %. Pour les rapports inter-déciles, les coefficients associés aux cohortes extrêmes sont significatifs mais ne sont pas représentés pour préserver la lisibilité du graphique.

Conclusion

Dans cet article, nous avons caractérisé les inégalités intra-générationnelles –soit les inégalités qui prévalent au sein d'une même classe d'âge– en France. A l'aide des ERF et des ERFS menées par l'Insee entre 1996 et 2014, nous avons évalué la distribution des revenus bruts et des revenus disponibles au sein de classe d'âge quinquennales. Les revenus bruts ont nécessité un effort particulier de reconstruction, pour chaque ménage observé, des cotisations employeur et employé à l'assurance retraite et à l'assurance chômage. Les distributions de revenus ont été synthétisées à l'aide du coefficient de Gini et du rapport inter-

décile, le second mettant l'accent sur les écarts entre les revenus extrêmes de la distribution. Nous avons construit également, pour chacun des indicateurs d'inégalité, une variable d'écart entre l'inégalité de revenu brut et celle de revenu disponible afin de mesurer l'effet du système social et fiscal français sur les inégalités intra-générationnelles. Nous avons enfin estimé des modèles Age-Cohorte-Période pour évaluer les effets d'âge (en contrôlant pour les effets de cohorte et de période) et les effets de génération (en contrôlant pour les effets d'âge et de période).

Nos résultats sont les suivants. Le profil par âge des inégalités intra-générationnelles a une forme en cloche qui atteint un maximum à 55-59 ans. Les inégalités sont très significativement plus faibles chez les plus jeunes : entre 25-29 ans et 55-59 ans, les inégalités de revenus disponibles augmentent de 51,2% lorsqu'elles sont mesurées avec le coefficient de Gini et de 44,5% lorsqu'elles sont mesurées avec le rapport inter-décile. Les moins de 50 ans sont ceux qui bénéficient le plus de l'effet du système social et fiscal sur les inégalités intra-générationnelles ; c'est en particulier pour les trentenaires que l'écart entre les inégalités de revenus bruts et de revenus disponible est le plus grand. Chez les plus âgés, les inégalités ne diminuent significativement que dans le cas où elles sont mesurées par le rapport inter-décile : entre les inégalités de revenus disponibles des 80-84 ans et celles des 55-59 ans, l'écart est de 1,5% lorsqu'il est évalué avec le coefficient de Gini et de 33,5% avec le rapport inter-décile.

Le profil par cohorte des inégalités intra-générationnelles est, en revanche, très différent. Ceci implique que les inégalités d'âge ne se traduisent pas nécessairement par des inégalités intergénérationnelles. On constate une hausse des inégalités de revenus disponibles, lorsqu'elles sont mesurées par le coefficient de Gini ; l'augmentation est de 11,8% entre la cohorte née en 1926 et celle née en 1946, de 4,8% entre celle née en 1946 et celle née en 1966, et de 8,2% entre la cohorte née en 1966 et celle née en 1986. Lorsqu'elles sont mesurées avec le rapport inter-décile, on observe une très forte hausse des inégalités des revenus bruts pour toutes les cohortes nées à partir des années 1970. En revanche, les inégalités de revenu disponibles n'ont pas varié d'une génération à l'autre. Nous en concluons que le système social et fiscal a su préserver les générations récentes d'une forte hausse des inégalités entre les extrêmes de la distribution mais pas le niveau moyen des inégalités.

Le système social et fiscal français agit clairement en faveur des jeunes en réduisant les inégalités propres à leur classe d'âge. Son effet intergénérationnel est néanmoins plus

ambigu : s'il réussit à annuler la hausse du rapport inter-décile constatée sur les revenus bruts pour les générations nées après 1970, il ne parvient, en revanche, pas à empêcher la hausse des inégalités mesurées par le coefficient de Gini. Les jeunes générations bénéficient d'un niveau de vie en moyenne plus élevé que celui des générations qui les ont précédées (d'Albis et Badji, 2017) mais elles évoluent aussi dans un monde plus inégalitaire. Ceci explique peut-être le mal-être et le sentiment d'injustice qu'elles expriment parfois.

Remerciements

Cette recherche a bénéficié du soutien financier de l'Agence nationale de la recherche dans le cadre du programme JPI MYBL (ANR-16-MYBL-0001-02).

Bibliographie

d'Albis, H. et I. Badji 2017. Intergenerational inequalities in standards of living in France. Economics and Statistics 491-492: 71-92.

d'Albis, H. et I. Badji 2020. Intergenerational equity by educational attainments in France. Journal of Population Research, à paraître.

d'Albis, H., C. Bonnet, X. Chojnicki, N. El Mekkaoui, A. Greulich, J. Hubert et J. Navaux 2019. Financing the consumption of young and old in France. Population and Development Review 45 (1): 103-132.

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.

Bozio, A., B. Garbinti, J. Goupille-Lebret, M. Guillot et T. Piketty 2018. Inequality and redistribution in France 1990-2018: Evidence from posttax Distributional National Accounts (DINA). WID.world WORKING PAPER SERIES N° 2018/10.

Deaton, A. 1985. Panel data from time series of cross-sections. Journal of Econometrics 30: 109–126

Deaton, A. et C. Paxson 1994. Saving, growth, and aging in Taiwan. Chicago University Press for the National Bureau of Economic Research.

Fisher, J., J. Thompson, D. Johnson, et T. Smeeding 2018. The demography of inequality: Income, wealth and consumption, 1989-2016. University of Michigan Population Studies Center Research Report 18-890.

Fleurbaey, M. et G. Gaulier 2009. International comparisons of living standards by equivalent incomes. The Scandinavian Journal of Economics 111(3): 597–624.

Guillerm, M. 2017. Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine. Économie et Statistique 491-492: 119-140.

Jones, C. et P. Klenow 2016. Beyond GDP? Welfare across countries and time. American Economic Review 106(9): 2426–2457.

Mather, M. et B. Jarosz 2014. The demography of inequality in the United States. Population Bulletin 69(2), Population Reference Bureau.

Piketty, T., E. Saez, et G. Zucman 2018. Distributional National Accounts: Methods and estimates for the United States, 1913-2013. Quarterly Journal of Economics 118(1): 1-39.