
Dossier



Avertissement

Les données chiffrées sont parfois arrondies, en général au plus près de leurs valeurs réelles.

Le résultat arrondi d'une combinaison de chiffres (qui fait intervenir leurs valeurs réelles) peut être légèrement différent de celui que donnerait la combinaison de leurs valeurs arrondies.

Les sites Internet www.insee.fr et <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> pour les données internationales mettent en ligne des actualisations pour les chiffres essentiels.

Les comparaisons internationales s'appuient sur les données harmonisées publiées par Eurostat ou l'OCDE, qui peuvent différer des données nationales publiées par les instituts nationaux de statistique.

Signes conventionnels utilisés

...	Résultat non disponible
///	Absence de résultat due à la nature des choses
e	Estimation
p	Résultat provisoire
r	Résultat révisé par rapport à l'édition précédente
n.s.	Résultat non significatif
€	Euro
M	Million
Md	Milliard
Réf.	Référence

Évolution des inégalités de niveau de vie entre 1970 et 2013

Antoine Boiron*

L'étude des indicateurs d'inégalité de niveau de vie sur longue période montre des variations notables : après une baisse importante durant les années 1970 et 1980, puis une période de stabilité dans les années 1990, les inégalités se sont accrues au cours des années 2000. Les variations sont cependant restées limitées. Parce qu'elles affectent leur niveau de vie, les caractéristiques sociodémographiques (âge, diplôme, statut d'activité...) des personnes influent sur le niveau de l'inégalité. Les changements intervenus dans la répartition de la population selon ces caractéristiques entre 1996 et 2013 ont favorisé la hausse des inégalités, mais cet effet de structure a été en partie compensé par la diminution de l'effet de chacune de ces caractéristiques sur l'inégalité.

L'ampleur et les évolutions des inégalités de niveau de vie constituent un des thèmes structurants du débat public et la statistique publique est largement sollicitée pour en fournir une mesure toujours plus complète, plus précise et plus récente. Les indicateurs d'inégalité de revenu (ou de niveau de vie), comme le rapport interquintile des parts de revenu, le rapport interdécile, le coefficient de Gini, etc., sont devenus, depuis une quinzaine d'années, des outils indispensables à la réflexion des acteurs sociaux. Au niveau international, deux d'entre eux figurent parmi les indicateurs de Laeken¹, et à ce titre, sont demandés chaque année par la Commission européenne aux instituts statistiques nationaux européens ; les Nations unies, la Banque mondiale, l'OCDE diffusent régulièrement des indices d'inégalité des revenus et, dans la société civile, de nombreuses associations, en France comme à l'étranger, s'attachent à mettre à disposition du public des données et études sur les inégalités.

Toutefois, la mesure des inégalités se heurte à une difficulté de fond : il est certes immédiat d'identifier la présence de l'inégalité (il suffit de constater que les individus n'ont pas tous le même niveau de vie), mais très problématique de déterminer ce que peut être le degré de cette inégalité.

L'inégalité des niveaux de vie n'est en effet pas une propriété individuelle, mais une caractéristique de l'ensemble de la distribution des niveaux de vie, c'est-à-dire une collection de dizaines de millions de montants de revenus différents. Comment établir, de deux distributions, laquelle est la plus ou la moins inégale ? Il n'existe pas de méthode s'imposant naturellement.

Toute mesure d'inégalité revient, dans son principe, à évaluer l'écart d'une distribution à la distribution égalitaire où tous les individus ont le même niveau de vie. Mais, au-delà de cette conception très générale, il n'existe pas de définition substantielle, c'est-à-dire qui renvoie à une grandeur indépendante de l'indicateur choisi pour quantifier cet écart. La « quantité d'inégalité » n'est alors rien d'autre que ce que mesure l'indicateur d'inégalité retenu.

* Antoine Boiron, Insee.

1. Le conseil européen a adopté en 2001 une liste d'indicateurs de pauvreté et d'inclusion sociale dits « de Laeken » qui servent à conduire les politiques publiques dans ces domaines. L'indice de Gini et le rapport interquintile des parts de revenu en font partie.

Cette nature fondamentalement conventionnelle de la mesure de l'inégalité a deux conséquences importantes. D'une part la valeur prise par un indicateur d'inégalité dans une économie donnée, à une date donnée, ne se comprend que par comparaison aux valeurs qu'il prend dans d'autres contextes (autres périodes, autres pays). Il est en particulier nécessaire de disposer d'une grande profondeur d'observation temporelle ou d'une large couverture internationale, le mieux étant, naturellement, de conjuguer les deux².

D'autre part, faute d'une mesure s'imposant naturellement, l'analyse a tout intérêt à multiplier les points de vue, recourant à plusieurs indicateurs différents pour classer des distributions du point de vue de leur inégalité. L'économie normative propose une vaste gamme d'indicateurs à cet effet, chacun avec leurs propriétés particulières qui permettent de mettre en évidence certains aspects de la distribution des revenus tout en les rendant « insensibles » à d'autres [Gajdos, 2003 ; Langel, Tillé, 2009].

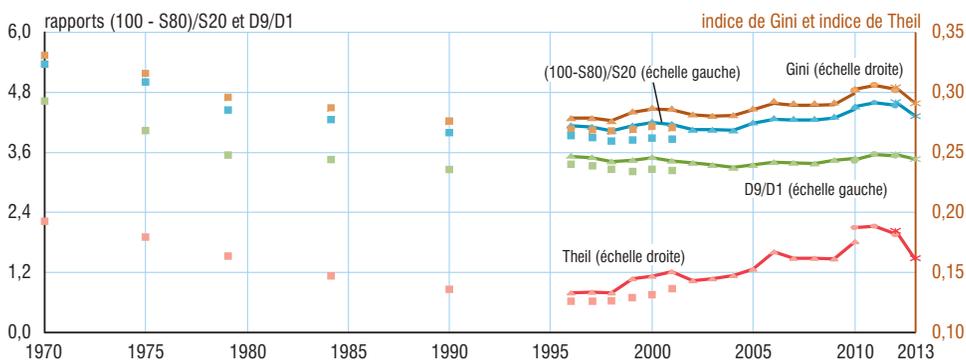
Les inégalités ont baissé continûment dans les années 1970 et ont augmenté dans les années 2000

Cette étude examine les évolutions sur longue période, couvrant les quatre dernières décennies, à partir de quatre indicateurs d'inégalité des niveaux de vie, parmi les plus employés en France (encadré 1) :

- le rapport des parts des quintiles extrêmes (dit ratio $(100-S80)/S20$) ;
- le rapport interdécile (dit $D9/D1$) ;
- le coefficient de Gini ;
- l'indice de Theil.

Ces indicateurs d'inégalité ne coïncident pas en niveau, ce qui n'a pas de signification eu égard au caractère conventionnel de leur définition. Il leur arrive aussi de ne pas coïncider en évolution (annuelle), ce qui constitue cette fois une information réelle sur les variations de

1. Principaux indicateurs d'inégalités sur longue période



Champ : France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Lecture : en 2013, l'indice de Gini vaut 0,291.

Note : en raison de ruptures de séries, deux valeurs sont présentes pour les années 2010 et 2012, une pour la comparabilité avec les millésimes précédents, l'autre pour la comparabilité avec les millésimes suivants. Deux séries sont présentées sur la période 1996-2001, une cohérente avec les millésimes 1970-1996, l'autre avec les millésimes 2002-2010.

Sources : Insee-DGI, enquêtes Revenus fiscaux 1970 à 1990, enquête Revenus fiscaux et sociaux rétrospectives de 1996 à 2004 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2005-2013.

2. La base "Income Distribution Database", mise en place par l'OCDE pour conduire son analyse des inégalités comprend ainsi les données de revenus de 34 pays et des séries débutant, au moins pour certaines d'entre elles, dès 1974 (<http://www.oecd.org>).

niveau de vie qui ont affecté les individus. Cependant, sur le long terme, il existe une claire convergence des diagnostics issus des quatre indicateurs³ qui aboutissent tous à une même périodisation de l'histoire des inégalités de niveau de vie en France depuis 1970, date à partir de laquelle les données commencent à permettre le calcul d'estimations fiables. Il faut cependant noter que les évolutions mesurées entre 1970 et 1990 ne tenaient pas compte des revenus du patrimoine et de ce fait sous-estimaient tant le niveau des inégalités que leur variabilité.

Les années 1970 indiquent une baisse continue et rapide des quatre indicateurs (figure 1) : de 1970 à 1979, ils perdent entre un huitième (Gini) et un quart (D9/D1) de leur valeur. Le rythme ralentit de manière variable selon les indicateurs (très peu pour le Theil) au cours des années 1980.

Encadré 1

Indicateurs d'inégalité

Le ratio (100-S80)/S20 : c'est le rapport entre le niveau de vie moyen des 20 % les plus aisés et celui des 20 % les plus modestes. D'autres seuils sont parfois adoptés (le rapport des 10 % les plus aisés aux 10 % les plus modestes). Il figure (dans sa version appliquée aux revenus des ménages) parmi les indicateurs dits « primaires » de Laeken. Cet indicateur est sans doute le plus conforme à l'intuition usuelle de ce que recouvre l'idée d'inégalité. Cependant, quand il est calculé sur un échantillon trop réduit d'individus, il peut manquer de robustesse (la moyenne des plus aisés étant parfois tirée vers le haut par une seule observation particulièrement élevée).

Le rapport interdécile D9/D1 : il rapporte le niveau de vie plancher du dernier décile au niveau de vie plafond du premier. Insensible aux valeurs extrêmes, il a sur le précédent indicateur l'avantage de la robustesse. En contrepartie, il ne peut déceler les variations affectant le haut de la distribution.

Plus généralement, ces deux indicateurs sont assez frustes et reflètent mal la situation des individus au milieu de la distribution. Ils sont par ailleurs sans fondements théoriques. Ils ne vérifient pas certaines propriétés jugées souhaitables pour un indicateur d'inégalité. Notamment, et de façon contre-intuitive, ils peuvent baisser, et donc indiquer *moins* d'inégalité, après un transfert des pauvres en faveur des riches (aussi bien que monter du fait d'un transfert des riches vers les pauvres).

Les deux autres indicateurs sont plus compliqués à définir mais, dérivant d'une démarche axiomatique, se comportent comme souhaité en présence de transferts entre individus.

Le coefficient de Gini : il admet plusieurs définitions équivalentes. C'est l'écart de niveau de vie, exprimé en fraction du niveau de vie moyen, entre deux individus pris au hasard dans la population. C'est encore (à un coefficient de proportionnalité près) le gain moyen (en fraction du niveau de vie moyen) d'un individu qui gagne une place dans le classement des niveaux de vie. Le coefficient de Gini est compris entre 0 (égalité absolue de tous les niveaux de vie) et 1 (quand un seul individu détient la totalité de la masse des niveaux de vie). Cet indicateur est un des plus utilisés et figure parmi les indicateurs secondaires de Laeken.

L'indicateur de Theil : mesure de « l'entropie » de la distribution des niveaux de vie, il est d'autant plus élevé que la distribution s'éloigne de la situation d'égalité absolue. Il possède une propriété de décomposabilité : si la population se partage en plusieurs sous-population P_1, \dots, P_H . Dans chacune, on peut mesurer, par l'indice de Theil, l'inégalité de la répartition des niveaux de vie. On peut d'autre part considérer la distribution des niveaux de vie de H individus représentatifs de chacune des sous-population et calculer son degré d'inégalité par l'indice de Theil.

L'indice de Theil de la population globale est la somme (pondérée) des inégalités dans chaque sous-population (inégalité intraclasse) et de celle de la distribution d'individus représentatifs de chacune d'entre elles (inégalité interclasse).

3. Ils sont, de ce point de vue, représentatifs de la plupart des autres indicateurs usuellement employés dans les travaux socioéconomiques mais non repris dans cette étude.

Les années 1990 sont une décennie de quasi-stabilité : mesurés à méthodologie constante (*encadré 2*), tous les indices sont en 1999 à un niveau comparable à celui atteint dix ans plus tôt.

Au cours des années 2000, la plupart des indicateurs montrent une hausse des inégalités, avec notamment une montée (particulièrement nette pour l'indice de Theil) jusqu'en 2006, et trois années de stabilité ensuite. Il est cependant significatif qu'un indicateur, le D9/D1, ne croisse que légèrement, se situant en 2010 à peine au-dessus de son niveau de 2000, au contraire du Gini, du $(100-S80)/S20$ et du Theil. Or, à la différence du rapport interdécile, ces trois indicateurs prennent en compte les revenus perçus par les ménages du décile supérieur. En d'autres termes, la hausse de l'inégalité dans ces années reflète d'abord le dynamisme des revenus financiers mais aussi d'activité des ménages les plus aisés, en particulier ceux des derniers centiles de la distribution⁴.

Encadré 2

Sources et questions méthodologiques

Les données de niveau de vie utilisées dans l'étude sont issues des enquêtes Revenus fiscaux de 1970 à 2004, puis des enquêtes Revenus fiscaux et sociaux. La mesure des revenus et de leur inégalité dans ces enquêtes s'est considérablement améliorée dans le temps mais a eu pour contrepartie de rendre plus difficile les comparaisons temporelles. Un travail réalisé pour cet article les a rendues possible, avec quelques précautions (*encadré 4*).

De 1970 à 1990, les enquêtes sont réalisées tous les 4 ou 5 ans et consistent en un échantillon (de 30 000 ménages environ) issus des déclarations de revenus. L'information sur les revenus est détaillée. En revanche, l'information sociodémographique sur le ménage déclarant reste très limitée (âge de la personne de référence et de son conjoint, type de ménage, catégorie sociale déduite de la profession déclarée). Les prestations sociales n'étant pas reportées dans les déclarations, elles sont imputées sur barème, en fonction des informations de la déclaration fiscale.

À partir de 1996, l'enquête devient annuelle. Elle est réalisée par appariement des ménages enquêtés dans l'enquête Emploi annuelle (EEA) avec leur déclaration fiscale. Les prestations sociales restent imputées. À partir de 2002, l'EEA devient une enquête en continu (EEC), où les ménages enquêtés sont interrogés six trimestres consécutifs. L'échantillon de l'ERF de l'année N est l'échantillon interrogé dans l'EEC au 4^e trimestre de cette année-là.

En 2005, l'ERF devient Enquête sur les revenus fiscaux et sociaux (ERFS). À l'appariement avec les données fiscales s'ajoute celui avec les fichiers d'allocataires de la Cnaf, de la Cnav et de la CCMSA, ce qui permet de disposer des prestations effectivement perçues par les ménages de l'échantillon. Les revenus du patrimoine hors déclaration sont imputés à partir de modèles estimés sur les enquêtes Patrimoine de l'Insee.

Les enquêtes antérieures à 1996 n'incluent pas les revenus du patrimoine exonérés ou imposés au forfait, l'information sociodémographique étant trop limitée pour mettre en œuvre des imputations comme celles réalisées depuis 1996. Or, selon les années, les revenus du patrimoine sont plus ou moins présents dans la déclaration fiscale en fonction notamment des changements de législation sur les revenus non imposables ou soumis au prélèvement libératoire. À la suite d'Olivier Guillemin et Valérie Roux [2002], tous les revenus du patrimoine, y compris les revenus déclarés, ont été exclus dans les enquêtes antérieures à 1996 afin d'éviter ce risque de biais. Les mesures d'inégalité avant 1996 sont donc sous-estimées et les évolutions ne tiennent pas compte des revenus du patrimoine. La comparaison sur les enquêtes 1996 à 2001 selon qu'elles incluent ou non les revenus du patrimoine suggère que la sous-estimation est de l'ordre de 1 à 2 points pour le coefficient de Gini et l'indice de Theil, de 0,25 pour le ratio $(100-S80)/S20$ et le rapport interdécile D9/D1. Les évolutions tendent aussi à être atténuées, mais les profils restent assez comparables.

4. Voir la *vue d'ensemble* « Inégalités de niveaux de vie et pauvreté en 2013 », dans ce même ouvrage.

La crise ouverte en 2008 affecte l'inégalité de façon marquée, mais avec un léger retard. Le jeu des stabilisateurs automatiques freine dans un premier temps la baisse des niveaux de vie dans le bas de la distribution⁵. Puis à partir de 2010, les déciles les plus bas continuent de voir leur revenu reculer, tandis qu'en haut de l'échelle de distribution des niveaux de vie, les revenus du patrimoine reprennent leur essor, leur recul de 2009 étant effacé en une année environ.

En 2012 et surtout en 2013, le recul de la masse de revenu distribué dans l'économie (le revenu disponible brut - RDB) affecte plus que proportionnellement les plus aisés, notamment en raison du recul des revenus du patrimoine. Il s'ensuit un tassement de la distribution des niveaux de vie et une baisse très nette de l'inégalité. Les premiers résultats pour 2014 semblent indiquer que cette tendance n'est pas durable, avec notamment une légère hausse prévue de l'indice de Gini⁶.

L'évolution du revenu disponible de l'ensemble des ménages n'explique pas l'évolution des inégalités

L'idée que, sur long terme, le revenu national est le principal déterminant de l'inégalité des niveaux de vie n'est pas vérifiée empiriquement, ni dans sa version naïve selon laquelle l'inégalité diminuerait quand s'accroît la taille du « gâteau » à partager, ni dans ses versions plus élaborées, comme celle que propose la célèbre théorie de Kuznets⁷ [Deiniger et Squire, 1998]. Le lien entre croissance et inégalité apparaît en réalité assez lâche⁸, comme l'illustre bien le cas de la France (figure 2) : sur les quatre dernières décennies l'inégalité présente un profil en U sans rapport évident avec le profil pratiquement toujours croissant du revenu disponible brut par unité de consommation (RDB-UC), qui n'a reculé que cinq fois seulement en 44 ans, quand l'inégalité a baissé à peu près autant de fois qu'elle a monté. *In fine*, le coefficient de Gini a perdu 6 points entre 1970 et 1998, soit une réduction d'un cinquième tandis que le RDB-UC gagnait près de 50 %, puis a remonté de près de 3 points jusqu'en 2013, soit un dixième de son niveau, pendant que le RDB-UC gagnait encore 20 %.

L'absence de corrélation entre le niveau et l'évolution du revenu national et ceux de l'inégalité des niveaux de vie se comprend sans peine : pour un même niveau du RDB, les facteurs d'inégalités de revenus primaires (la structure de la population active, le taux d'emploi, les niveaux de qualification professionnelle, ou encore les institutions éducatives, les politiques de formation, la structure démographique et son rapport avec le système de retraite, etc.) diffèrent d'un pays à l'autre ou d'une période à l'autre, et sont susceptibles d'induire des valeurs différentes des indicateurs. Par ailleurs, le système de protection sociale, comme des politiques fiscales et sociales, interviennent aussi de façon différenciée sur les niveaux d'inégalités⁹ [Nolan, Salverda *et al.*, 2014].

5. *Ibid.*

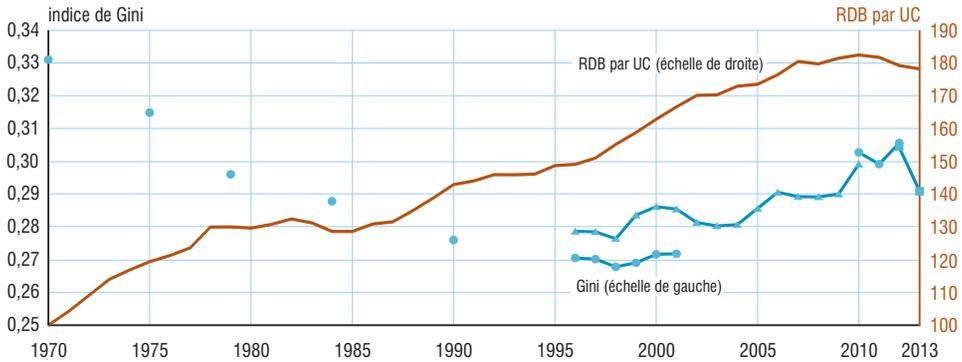
6. *Ibid.*

7. « Selon cette théorie, les inégalités seraient partout appelées à suivre une « courbe en cloche », c'est-à-dire d'abord croissante puis décroissante, au cours du processus d'industrialisation et de développement économique. D'après Kuznets, à une phase de croissance naturelle des inégalités caractéristique des premières étapes de l'industrialisation, et qui aux États-Unis correspondrait grosso modo au XIX^e siècle, succéderait une phase de forte diminution des inégalités, qui aux États-Unis aurait commencé au cours de la première moitié du XX^e siècle. (...) L'idée serait que les inégalités s'accroissent au cours des premières phases de l'industrialisation (seule une minorité est à même de bénéficier des nouvelles richesses apportées par l'industrialisation), avant de se mettre spontanément à diminuer lors des phases avancées du développement (une fraction de plus en plus importante de la population rejoint les secteurs les plus porteurs, d'où une réduction spontanée des inégalités). » [Piketty, 2013, p. 35].

8. Voir cependant les travaux récents de l'OCDE, selon lesquels l'inégalité pénaliserait la croissance [OCDE, 2015], *Tous concernés : pourquoi moins d'inégalité profite à tous*, OECD Publishing, Paris.

9. Elles-mêmes très largement dépendantes, naturellement, de la situation sociopolitique du pays (couleur politique du gouvernement, forces relatives des syndicats de salariés et patronaux...).

2. Évolution de l'indice de Gini et du revenu disponible brut (RDB) par unité de consommation (UC) entre 1970 et 2013



Champ : France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Lecture : en 2013, le revenu disponible des ménages par unité de consommation est de 178 (base 100 en 1970), et le Gini est de 0,291.

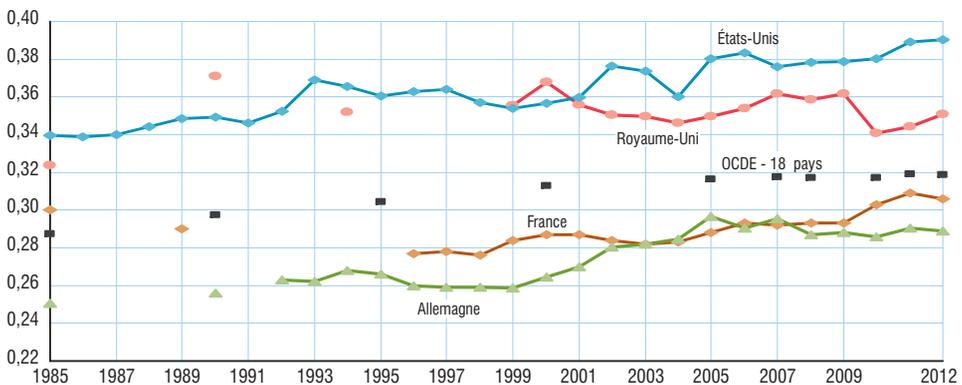
Note : en raison de ruptures de séries, deux valeurs sont présentes pour les années 2010 et 2012, une pour la comparabilité avec les millésimes précédents, l'autre pour la comparabilité avec les millésimes suivants. Deux séries sont présentées sur la période 1996-2001, une cohérente avec les millésimes 1970-1996, l'autre avec les millésimes 2002-2010.

Sources : Insee-DGI, enquêtes Revenus fiscaux 1970 à 1990, enquête Revenus fiscaux et sociaux rétropolées de 1996 à 2004 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2005-2013 ; Insee, Comptes nationaux, base 2010.

L'évolution des inégalités sur longue période diffère très sensiblement selon les pays

En raison des différences nationales qui s'observent sur ces facteurs, les pays tendent à avoir des profils d'évolution des inégalités au cours de la période qui leur sont propres. Ainsi l'inégalité, mesurée par le coefficient de Gini, a augmenté aux États-Unis de façon à peu près continue depuis les années 1980 (figure 3), les facteurs de cette hausse y faisant depuis plusieurs années l'objet de débats intenses [Gordon et Dew-Becker, 2008]. Dans l'ensemble, les évolutions sont assez proches de celles observées en France. Ce n'est pas le cas du Royaume-Uni, où la forte hausse des années 1980, sous l'effet d'inégalités de salaires accrues, d'un chômage en hausse et d'une hausse des revenus d'indépendants et du capital [Jenkins, 2000], a été suivie, au cours de chacune des deux décennies suivantes, d'un mouvement composé d'une phase de recul, puis d'une phase de regain de l'inégalité. Dans les années 1990 comme dans les années 2000, le coefficient de Gini

3. Évolution de l'indice de Gini dans différents pays de l'OCDE entre 1985 et 2012



Lecture : en 2012, l'indice de Gini vaut 0,351 au Royaume-Uni et 0,319 pour les 18 pays européens de l'OCDE.

Note : Les concepts utilisés diffèrent de ceux utilisés dans les autres figures de l'article.

Source : OCDE, Income Distribution Database (IDD).

y présente ainsi un profil en U. L'inégalité, qui a baissé au début des années 2000, remonte au cours des années suivantes à des niveaux historiquement élevés (coefficient de Gini autour de 36 %), avant de reculer fortement en 2010 sous l'effet de la baisse des revenus financiers, à l'inverse du mouvement enregistré en France à la même date [Jenkins, 2015]. La dynamique de l'inégalité au Royaume-Uni est ainsi assez différente de la dynamique française, en tendance comme à court terme.

L'Allemagne fait ressortir un troisième profil, nettement différent des autres, dans lequel l'inégalité est à peu près stable avant 1999 et a connu une baisse modérée sur la période 2005-2012. Entre ces deux périodes, du fait d'une baisse de la capacité des mécanismes de redistribution à compenser la hausse des inégalités de revenus de marché (revenus d'activité, revenus du capital) qui s'observe depuis le début des années 1990, les inégalités s'accroissent substantiellement (+ 4 points de Gini). Après 2005, les caractéristiques du marché de l'emploi, comme la position occupée par l'appareil productif allemand dans l'économie mondiale, concourent à la baisse des inégalités de niveau de vie, la crise paraissant sans effet notable à la fin des années 2000 [Biewen et Juhasz, 2010 ; Schmid et Stein, 2013].

Pour l'ensemble des pays de l'OCDE, les inégalités augmentent de façon continue du milieu des années 1980 à la fin des années 1990, puis progressent très légèrement dans les années 2000.

Enfin, si les évolutions annuelles sont très différentes d'un pays à l'autre, elles ne remettent pas en cause la hiérarchie globale entre ces pays. Ainsi, quelle que soit l'année considérée, le classement des pays en termes d'inégalité reste le même : le degré d'inégalité est supérieur à la moyenne de l'OCDE pour les États-Unis et le Royaume-Uni, les États-Unis creusant l'écart sur la dernière décennie. À l'inverse, la France et l'Allemagne ont des niveaux d'inégalité mesurés par l'indice de Gini en dessous de la moyenne des pays de l'OCDE.

L'inégalité mesurée par l'indice de Theil est majoritairement intraclasse, et l'est de plus en plus

Les enquêtes ERF puis ERF5, et depuis 2004 le panel de la statistique sur les ressources et les conditions de vie (SRCV), ont donné lieu à de nombreux travaux cherchant à mesurer les effets des caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, niveau de formation, type de ménage, etc.) sur le niveau de vie d'un individu [Beck *et al.*, 2014].

Typiquement, ces travaux estiment sur les données individuelles des enquêtes des modèles de régression du niveau de vie sur ces caractéristiques. Ils reposent donc sur la comparaison entre les variations, d'un individu à l'autre de l'échantillon de l'enquête, du niveau de vie d'une part et des différents caractéristiques considérées d'autre part. Vouloir mesurer les effets de ces caractéristiques sur un indicateur d'inégalité n'est pas applicable directement, puisque l'inégalité n'est pas définie au niveau individuel mais au niveau de la distribution dans son ensemble.

L'indice de Theil offre cependant une solution qui s'appuie sur la propriété de décomposabilité de cet indice (*encadré 1*). La méthode fournit une évaluation de l'effet sur l'indice pour chaque caractéristique prise isolément (*figure 4*). Par exemple, en ce qui concerne l'effet de l'âge, l'indice d'inégalité de Theil peut s'exprimer comme la somme (pondérée) de l'inégalité dans chaque classe d'âge décennale (inégalité intraclasse) et de l'inégalité de la distribution des niveaux de vie moyens par classe d'âge (inégalité interclasse).

Cette décomposition permet de quantifier la relation entre âge et inégalité et de constater qu'elle est faible : l'inégalité globale est à peu près égale à la moyenne des inégalités internes à chaque classe d'âge, la contribution de l'inégalité entre classes d'âge étant négligeable. Autrement dit, si, à moyenne globale des niveaux de vie inchangée, on uniformisait le niveau de vie

4. Décomposition de l'indicateur de Theil entre inégalités inter et intra catégories en 2013

	Indicateur de Theil pour l'ensemble de la population	Inégalité à l'intérieur des classes	Inégalité entre classes
Caractéristiques de la personne de référence			
Catégorie socioprofessionnelle	16,1	13,0	3,1
Âge décennal	16,1	15,5	0,6
Niveau d'études (en 6 positions)	16,1	13,3	2,8
Statut d'activité (en 5 positions)	16,1	14,9	1,2
Caractéristiques du ménage			
Type de ménage (en 7 positions)	16,1	14,8	1,3
Taille d'unité urbaine (en 5 positions)	16,1	15,8	0,3

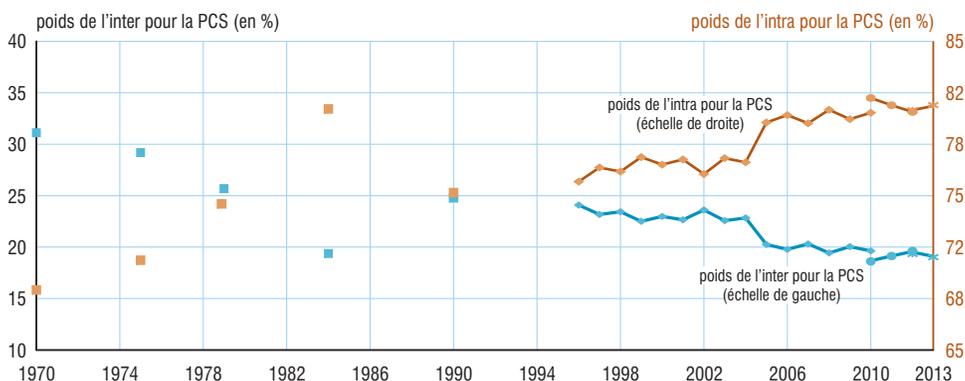
Champ : France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2013.

moyen entre les classes d'âge décennales, on réduirait la mesure de Theil de l'inégalité globale, soit 16,1 %, de 0,6 point seulement.

Pour la plupart des autres caractéristiques sociodémographiques usuelles, le diagnostic est analogue. Les différences de niveau de vie moyen entre les différents types de ménage, entre les communes selon leur taille, entre les différents niveaux d'études ou entre les catégories sociales, qui peuvent être substantielles, affectent peu l'inégalité. L'essentiel de l'inégalité globale s'observe entre les individus d'un même groupe.

Si les différences entre catégories de ménages expliquent peu le niveau d'inégalité des niveaux de vie, elles apportent cependant un éclairage utile sur les évolutions. Ainsi, aussi bien au cours de la période de baisse de l'indice de Theil, jusqu'à la fin des années 1980, qu'au cours de la période de hausse, à partir du début des années 2000, le poids des écarts entre catégories sociales dans l'inégalité a suivi une tendance descendante nette (figure 5). L'inégalité des revenus à l'intérieur de ces catégories, qui constituait 70 % de l'inégalité totale en 1970, en représente 81 % en 2013. Sur les trois dernières décennies, la baisse de l'inégalité mesurée par l'indice de Theil s'est effectuée par réduction des écarts entre classes, puis sa hausse ultérieure par une accentuation de la différenciation des revenus en leur sein.

5. Décomposition inter/intra de l'indice de Theil pour la PCS entre 1970 et 2013



Champ : France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.
Lecture : en 2013, 80 % de l'indice de Theil vient de l'inégalité à l'intérieur de chaque modalité, alors que 20 % vient de l'inégalité entre les modalités.

Note : en raison de ruptures de séries, deux valeurs sont présentes pour les années 2010 et 2012, une pour la comparabilité avec les millésimes précédents, l'autre pour la comparabilité avec les millésimes suivants.

Sources : Insee-DGI, enquêtes Revenus fiscaux 1970 à 1990, enquête Revenus fiscaux et sociaux rétropolées de 1996 à 2004 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2005-2013.

Par ailleurs (figure 6), le mouvement de hausse de l'inégalité au sein de chaque catégorie sociale débutant en 1999 a concerné en premier lieu les individus indépendants (22,5 % en 1996 à 34,4 % en 2010), les cadres supérieurs et professions libérales (de 9,9 % à 16,0 %) et, dans une moindre mesure, les retraités (de 11,3 à 15,2 %). Chez les employés et chez les ouvriers, l'inégalité des niveaux de vie reste stable depuis deux décennies, à un niveau faible (de l'ordre de respectivement 7-8 % et 6-7 %). En tenant compte de leur poids dans la population, ce sont, dans l'ordre, les cadres puis les retraités puis les indépendants qui ont le plus contribué à la hausse de l'indice de Theil global depuis 1999.

6. Indice de Theil selon la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence en 1996 et 2010

	1996	2010
Agriculteurs	17,6	25,2
Indépendants	22,5	34,4
Cadres supérieurs et professions libérales	9,9	16,0
Professions intermédiaires	6,8	7,5
Employés	7,4	8,5
Ouvriers	7,0	6,4
Retraités	11,3	15,2
Autres inactifs	15,0	22,5

Champ : France métropolitaine, personnes vivant dans un ménage dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Sources : Insee-DGI, enquête Revenus fiscaux et sociaux rétrospectives 1996 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2010.

Cadres, indépendants, et très diplômés contribuent à une valeur élevée du coefficient de Gini, mais par des biais différents

La méthode précédente, qui permet donc d'évaluer comment l'inégalité dépend de la distribution de diverses caractéristiques sociodémographiques dans la population, est souvent employée en raison de sa simplicité de calcul et d'interprétation. Elle présente cependant deux limites principales. D'une part, elle ne peut être utilisée qu'avec l'indice de Theil, seul parmi les indicateurs d'inégalité à vérifier une formule de décomposition facilement interprétable. D'autre part, elle ne parvient à traiter la relation de l'inégalité qu'avec très peu de caractéristiques à la fois¹⁰. Cela empêche à la fois une analyse globale, multifactorielle, et également de cerner précisément l'effet propre de chaque caractéristique, puisqu'on ne raisonne pas « toutes choses égales par ailleurs ».

Il existe une approche alternative qui surmonte ces deux obstacles ; elle permet d'analyser la relation d'indicateurs comme le coefficient de Gini avec un grand nombre de caractéristiques sociodémographiques considérées simultanément. Elle est cependant plus complexe et d'interprétation moins directe. Elle consiste à calculer, pour chaque individu de la population, la valeur d'une fonction appelée fonction d'influence recentrée (encadré 3). Cette valeur correspond à l'effet de l'individu sur le coefficient de Gini de la distribution globale. La moyenne de cette fonction sur la population coïncide avec la valeur du Gini. La régression de cette fonction d'influence recentrée (FIR) sur différentes caractéristiques fournit ainsi une décomposition du Gini comme la somme de leurs contributions respectives. Pour interpréter convenablement la FIR, il faut remarquer qu'elle est une fonction en U du niveau de vie (voir figure de l'encadré 3) : plus le niveau de vie d'un individu est loin d'un certain seuil de niveau de

10. Pour appliquer la méthode au cas de deux caractéristiques, par exemple l'âge et le diplôme, il faut décomposer la population selon le croisement des tranches d'âge et des niveaux de diplôme soit, dans le cas considéré dans cette étude, selon une décomposition en $7 \times 7 = 49$ classes. Au-delà de 3 variables, le nombre de classes devient en général très important et, avec les tailles d'échantillon des enquêtes dont on dispose, les effectifs par classe sont trop faibles pour produire des résultats fiables.

vie Y_0 (dont la valeur exacte dépend de la distribution globale mais, en pratique, se situe généralement vers le 65^e centile), plus cet individu aura tendance à élever la valeur du Gini. Ainsi, les caractéristiques qui poussent les individus vers le haut ou au contraire le bas de l'échelle des niveaux de vie seront des facteurs de hausse de l'inégalité mesurée par le coefficient de Gini. Celles qui au contraire rapprochent les individus du seuil Y_0 seront des facteurs de baisse.

Pour analyser les résultats de cette méthode, d'abord appliquée aux ménages de l'ERFS 2013, les caractéristiques sociodémographiques les plus discriminantes suivantes ont été retenues : le type de ménage, le plus haut diplôme obtenu, l'âge et la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence. Pour faciliter l'interprétation, les résultats sont présentés

Encadré 3

Indice de Gini et propriétés de la FIR

Le coefficient de Gini est, comme tout indicateur d'inégalité, une statistique relative à l'ensemble d'une distribution : à une distribution des niveaux de vie, une année donnée, correspond une valeur unique du Gini. La fonction d'influence recentrée (FIR) du coefficient de Gini est, elle, une notion statistique qui se calcule pour chaque individu dans la population (en pratique pour chaque individu figurant dans l'enquête utilisée). La valeur de la FIR pour un individu correspond à l'effet qu'induit la présence de cet individu sur le coefficient de Gini.

À N individus $i = 1, \dots, N$ correspond ainsi N valeurs $FIR_1, FIR_2, \dots, FIR_N$. Si on connaît, pour chaque individu i , les valeurs X_i, Y_i, Z_i, \dots , de diverses caractéristiques X, Y, Z , on peut estimer un modèle linéaire reliant la FIR à ces caractéristiques : $FIR = \alpha + \beta X + \gamma Y + \delta Z + \dots$

Supposons pour fixer les idées, qu'on s'intéresse à la relation de l'inégalité à la distribution jointe de l'âge (X) et du statut d'activité (Y) dans la population.

Ce modèle implique que la différence ΔFIR entre deux individus i et j est proportionnelle à leur écart d'âge et à leur différence de statut d'activité, les coefficients de proportionnalité étant respectivement β et γ .

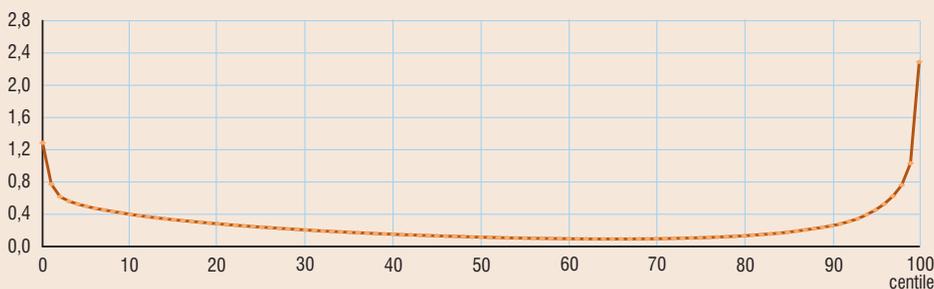
La technique, habituelle, des moindres carrés ordinaires fournit des estimations a, b et c des coefficients α, β et γ . On obtient alors, en moyenne sur la population :

$$\mu(FIR) = a + b\mu(X) + c\mu(Y)$$

Or, la propriété essentielle de la FIR d'un indicateur est que sa moyenne $\mu(FIR)$ dans la population est égale à la valeur de l'indicateur ; b mesure donc l'effet moyen de l'âge sur l'indicateur d'inégalité et c celui du statut d'activité. On dispose ainsi d'une décomposition décrivant le Gini comme une combinaison linéaire de l'âge moyen et de la proportion de chaque statut d'activité dans la population.

Tracée en fonction du niveau de vie des individus, la FIR du coefficient de Gini d'une distribution présente une allure convexe, en forme de U. On peut montrer que cette courbe est minimale pour le niveau de vie correspondant au quantile d'ordre $(1+G)/2$, où G est la valeur du Gini de la distribution ; pour la distribution des niveaux de vie des ménages, en 2013, dont le Gini vaut 0,291, le minimum se situe donc vers le 65^e centile (figure).

Fonction d'influence recentrée de l'indice de Gini en fonction du centile de niveau de vie en 2013



Champ : ménages vivant en France métropolitaine, dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Lecture : pour un ménage ayant un niveau de vie correspondant au 50^e centile, la fonction d'influence recentrée (FIR) de l'indice de Gini vaut 0,1159.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 2013.

pour l'ensemble de la distribution, mais également en les décomposant selon que l'individu se trouve dans le bas de la distribution (la partie décroissante de la fonction d'influence recentrée) ou dans le haut de celle-ci (la partie croissante de la fonction d'influence recentrée).

Certaines caractéristiques ont un effet univoque (figure 7) : avoir un diplôme supérieur ou équivalent à un bac+2 contribue à un coefficient de Gini élevé. Les titulaires d'un tel diplôme sont nettement surreprésentés parmi les hauts niveaux de vie. Ainsi, le diplôme augmente les inégalités « par le haut ». Les autres diplômes ont une influence plus faible et ils sont de moins bons prédicteurs de la position dans l'échelle des niveaux de vie.

Être indépendant (agriculteur, artisan et chef d'entreprise) ou être cadre a aussi pour effet d'accroître ce coefficient. Cependant le mécanisme sous-jacent n'est pas tout à fait le même dans l'un et l'autre cas : être cadre contribue à une hausse du coefficient de Gini de façon analogue à celle du diplôme, c'est-à-dire « par le haut ». Les indépendants (agriculteur ou

7. Contributions des facteurs sociodémographiques à l'indice de Gini

	2013 - Ensemble			2013 - bas de la distribution ¹			2013 - haut de la distribution ¹		
	Contribution	Student ³	Proportion	Contribution	Student ³	Proportion	Contribution	Student ³	Proportion
Constante	0,2270	30,67	1,0000	0,2220	60,29	1,0000	0,2361	12,20	1,0000
Diplôme le plus élevé obtenu par la PR									
Supérieur à bac+2	0,1125	17,88	0,1628	0,0154	4,17	0,0797	0,1789	12,96	0,3140
Bac+2	Référence								
Baccalauréat ou BP ou équivalent	-0,0086	-1,34	0,1102	-0,0150	-4,36	0,0847	0,0092	0,62	0,1565
CAP ou BEP ou autre diplôme de ce niveau	-0,0324	-6,22	0,2696	0,0122	4,81	0,3066	-0,1054	-7,42	0,2023
Brevet des collèges	-0,0164	-2,03	0,0534	0,0258	6,58	0,0567	-0,0942	-4,31	0,0472
Aucun diplôme	-0,0134	-2,38	0,2398	0,0516	19,22	0,3119	-0,1174	-6,86	0,1085
Statut d'activité de la PR²									
Agriculteurs	0,1522	15,15	0,0304	0,0989	20,69	0,0345	0,3287	11,39	0,0230
Artisans et chefs d'entreprise	0,1734	26,62	0,0893	0,1046	31,54	0,0876	0,2936	18,22	0,0925
Cadres	0,1100	19,28	0,1756	0,0064	1,65	0,0621	0,1080	9,32	0,3823
Professions intermédiaires	Référence								
Employés	0,0347	6,26	0,1683	0,0341	12,75	0,2084	-0,0030	-0,19	0,0952
Ouvriers	0,0531	10,57	0,2949	0,0462	18,97	0,3893	0,0056	0,36	0,1230
Inactifs	0,1337	11,46	0,0224	0,1185	23,13	0,0299	0,0972	2,11	0,0087
Âge de la PR									
20-29 ans	-0,0128	-1,84	0,0778	0,0423	13,32	0,0955	-0,1795	-7,94	0,0457
30-39 ans	-0,0226	-4,66	0,2022	0,0025	1,07	0,2132	-0,0827	-6,23	0,1822
40-49 ans	Référence								
50-59 ans	0,0329	6,50	0,1907	0,0058	2,26	0,1678	0,0754	5,85	0,2324
60-69 ans	0,0457	7,34	0,1330	-0,0244	-7,64	0,1152	0,1253	8,15	0,1654
70 ans ou plus	-0,0084	-1,28	0,1369	-0,0615	-18,58	0,1381	0,0837	4,91	0,1346
Type de ménage									
Personne seule	Référence								
Famille monoparentale	0,0417	6,01	0,0961	0,0516	16,53	0,1297	-0,0996	-3,89	0,0347
Couple sans enfant	-0,0018	-0,34	0,2365	-0,0521	-19,03	0,1831	0,0365	2,57	0,3338
Couple avec un enfant	-0,0355	-5,64	0,1362	-0,0558	-17,54	0,1160	-0,0191	-1,17	0,1729
Couple avec deux enfants	-0,0424	-7,02	0,2040	-0,0436	-14,75	0,1968	-0,0649	-4,00	0,2170
Couple avec trois enfants ou plus	-0,0085	-1,28	0,1294	0,0106	3,39	0,1519	-0,1131	-5,69	0,0884
Ménage complexe	0,0195	2,15	0,0408	0,0031	0,74	0,0466	0,0594	2,20	0,0302
Nombre d'observations		50058			32305			17753	
R ²		0,0515			0,1382			0,0909	

1. Les ménages sont ventilés selon leur position sur l'échelle des niveaux de vie. En deçà du 65^e percentile de niveaux de vie, ils sont classés dans le « bas de la distribution ». Au-delà, ils sont dans le groupe « haut de la distribution ». Dans le premier groupe, la FIR diminue avec le niveau de vie. Dans le second, elle augmente (encadré 3).

2. On reclassifie les retraités selon la PCS de leur dernier emploi pour ne pas confondre l'effet d'être retraité avec celui de l'âge.

3. Une valeur supérieure à 2 en valeur absolue indique un coefficient significativement différent de zéro au seuil de 5 %.

Champ : ménages vivant en France métropolitaine dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, un ménage dont la personne de référence (PR) possède un diplôme supérieur à un bac+2 a une fonction d'influence recentrée (FIR) supérieure de 0,1125 à celle d'un ménage dont la PR possède un bac+2. Elle est supérieure de 0,0154 si on se restreint au bas de la distribution, et de 0,1789 si on se restreint au haut de la distribution.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2013.

artisan et chef d'entreprise), de leur côté, ont des niveaux de vie plus dispersés que l'ensemble de la population, et se partagent entre une fraction à bas revenus et une, plus importante, bénéficiant de revenus élevés. Cette caractéristique tend au total à faire croître l'inégalité « par les deux versants » de l'échelle des niveaux de vie.

Les coefficients relatifs à l'âge sont proches de zéro sur l'ensemble de la population, mais la décomposition en deux parties permet également d'éclairer cette situation. Dans le bas de la distribution, les effets sont assez faibles, mais différenciés : le coefficient des 20-29 ans est celui qui est le plus positif, alors que les plus négatifs sont ceux des 60-69 ans et des 70 ans ou plus. On a donc un effet presque continu de l'âge dans le bas de la distribution, les plus jeunes ayant un niveau de vie plus faible et contribuant ainsi à une hausse des inégalités, les plus de 60 ans étant eux à l'inverse surreprésentés parmi les plus aisés du bas de la distribution. La situation est exactement inverse dans le haut de la distribution, avec de plus des coefficients plus significatifs : les plus jeunes (20-29 et 30-39 ans) contribuent à une valeur basse de l'inégalité parce qu'ils sont moins présents au sein des très hauts niveaux de vie. À l'inverse, les contributions à la hausse les plus importantes sont celles des 60-69 ans et des 70 ans ou plus. Ainsi, dans les deux parties de la distribution, du fait de leur position dans leur cycle de vie, les 20-29 ans sont surreprésentés parmi les plus pauvres, et les 60 ans ou plus sont surreprésentés parmi les plus riches. Ces deux effets sont cependant masqués au niveau de l'ensemble de la distribution.

L'effet d'une caractéristique sur l'inégalité est toujours relatif à un certain état de la distribution des niveaux de vie, dépendant de la position qu'y occupent les personnes qui possèdent cette caractéristique. Un haut diplôme, par exemple, n'est un facteur de hausse de l'inégalité que pour autant qu'il tend à procurer à son détenteur un niveau de vie plus élevé que les autres. Et si, en se généralisant par exemple, une caractéristique devient moins discriminante du point de vue du niveau de vie obtenu, elle verra son effet sur l'inégalité s'atténuer, voire disparaître.

Le poids et les niveaux de vie relatifs des différentes catégories sociodémographiques se modifiant au cours du temps, leur effet sur l'inégalité varie aussi.

L'influence des diverses caractéristiques considérées ici sur le niveau des inégalités est statistiquement très significative. Il faut néanmoins reconnaître leur très faible pouvoir explicatif : ensemble, elles ne parviennent à expliquer au mieux que 13,8 % de la dispersion de la fonction d'influence. C'est une autre expression du phénomène observé avec l'indicateur précédent : l'inégalité à l'intérieur des diverses catégories de ménages est généralement nettement plus forte que celle existant entre ces catégories.

L'inégalité se modifie par les changements de répartition des caractéristiques sociodémographiques mais aussi par les changements de leurs effets

Réaliser ces estimations pour chaque année permet de suivre la contribution des différentes caractéristiques sociodémographiques à l'évolution de l'inégalité. Après « chaînage » des résultats entre 1996 et 2013 (*encadré 4*), on peut calculer une décomposition¹¹ de la variation de l'effet sur l'inégalité d'une caractéristique X^{12} . Autrement dit écrire cette variation $\beta_{2013}X_{2013} - \beta_{1996}X_{1996}$ comme la somme :

- d'un effet de composition : $\beta_{1996}(X_{2013} - X_{1996})$
- d'un effet de l'évolution des coefficients : $X_{2013}(\beta_{2013} - \beta_{1996})$

11. Ce type de décomposition, introduit simultanément par Ronald Oaxaca et par Alan Blinder en 1973, admet différentes formes.

12. Dans cette partie la spécification utilisée est légèrement différente de celle retenue dans le modèle pour l'année 2013. En effet, en raison de l'évolution entre 1996 et 2013 du questionnaire de l'enquête Emploi sur laquelle s'appuie l'ERFS, la source utilisée dans cette étude, on ne dispose pas d'un reclassement homogène sur la période des retraités dans leur principale profession antérieure. Ce qui conduit à retirer l'âge du modèle, pour que l'interprétation des effets de la catégorie sociale sur l'évolution de l'inégalité reste possible.

De 1996 à 2013, le coefficient de Gini de la distribution des niveaux de vie par ménage, corrigé des ruptures de séries, augmente légèrement de + 0,7 point, passant de 27,9 % à 28,6 %.

Au cours de ces 18 années, les caractéristiques des personnes de référence des ménages en matière de diplôme, d'activité et de profession, ou encore en termes de structure familiale, ont varié. Si les effets de ces caractéristiques sur l'inégalité des niveaux de vie étaient restés identiques, à leur niveau de 1996, le coefficient de Gini se serait élevé de 1,5 point (figure 8). Il s'agit d'un effet dit ici de composition.

Mais en réalité, l'impact de ces caractéristiques a lui-même changé. Ainsi, celles définissant la population prise ici comme référence (ménages d'une personne seule qui est titulaire d'un diplôme de niveau bac+2, est en emploi et est classée en profession intermédiaire), dont la distribution du niveau de vie présentait un indice de Gini de 21,9 % en 1996, donnent lieu en 2013 à une distribution très légèrement moins inégale (avec 21,4 %).

La pure variation des effets des caractéristiques du ménage sur l'inégalité, mesurée par l'évolution des coefficients des régressions des FIR entre 1996 et 2013, aurait conduit, pour

8. Évolution des contributions des facteurs sociodémographiques à l'indice de Gini

	1996			2013 chaîné			Effet de l'évolution des coefficients ²	Effet de composition ³	
	Contribution	Student ¹	Proportion	Contribution	Student ¹	Proportion			
							en %		
Constante	0,2194	28,42	1,0000	0,2141	31,29	1,0000	- 0,53	///	
Diplôme le plus élevé obtenu par la PR									
Supérieur à bac+2	0,1754	23,05	0,0981	0,1157	20,68	0,1628	- 0,97	1,14	
Bac+2	<i>Référence</i>								
Baccalauréat ou BP ou équivalent	0,0014	0,18	0,0684	- 0,0092	- 1,29	0,1102	- 0,12	0,01	
CAP ou BEP ou équivalent	- 0,0329	- 5,47	0,2868	- 0,0233	- 5,28	0,2696	0,26	0,06	
Brevet des collèges	- 0,0068	- 0,85	0,0645	- 0,0076	- 1,35	0,0534	0,00	0,01%	
Aucun diplôme	- 0,0023	- 0,39	0,3897	0,0009	- 1,06	0,2398	0,08	0,03%	
Statut professionnel de la PR									
Cadres	0,0718	10,09	0,0973	0,0925	13,25	0,1173	0,24	0,14	
Indépendants	0,1986	30,57	0,1008	0,2139	33,53	0,0943	0,14	- 0,13	
Professions intermédiaires	<i>Référence</i>								
Employés	0,0183	2,75	0,0969	0,0326	5,07	0,1019	0,15	0,01	
Ouvriers	0,0503	9,02	0,2350	0,0516	8,56	0,1782	0,02	- 0,29	
Chômeurs	0,1607	20,83	0,0612	0,1777	22,08	0,0545	0,09	- 0,11	
Retraités	0,0345	5,64	0,2434	0,0547	9,79	0,2517	0,51	0,03	
Autres inactifs	0,1561	14,55	0,0259	0,1622	20,92	0,0537	0,03	0,43	
Type de ménage									
Personne seule	<i>Référence</i>								
Famille monoparentale	0,0097	1,29	0,0721	0,0194	2,74	0,0961	0,09	0,02	
Couple sans enfant	0,0140	2,50	0,2258	0,0152	2,45	0,2365	0,00	0,01	
Couple avec un enfant	- 0,0317	- 5,17	0,1732	- 0,0437	- 6,37	0,1362	- 0,16	0,12	
Couple avec deux enfants	- 0,0349	- 5,82	0,2310	- 0,0562	- 9,36	0,2040	- 0,43	0,09	
Couple avec trois enfants ou plus	0,0017	0,27	0,1623	- 0,0284	- 3,95	0,1294	- 0,39	- 0,01	
Ménage complexe	- 0,0414	- 3,25	0,0170	0,0036	0,86	0,0408	0,18	- 0,10	
							Total	- 0,78	+ 1,48
Nombre d'observations	21995			50058					
R ²	0,1314			0,0592					

1. Une valeur supérieure à 2 en valeur absolue indique un coefficient significativement différent de zéro au seuil de 5 %.

2. Cet effet est calculé à partir de l'évolution des coefficients entre 1996 et 2013 : $X_{2013}(\beta_{2013} - \beta_{1996})$.

3. Cet effet est calculé à partir de l'évolution des proportions de chaque caractéristique entre 1996 et 2013 : $\beta_{1996}(X_{2013} - X_{1996})$.

Lecture : si son effet était constant entre 1996 et 2013, l'augmentation de la part de personnes de référence ayant obtenu un diplôme supérieur à un bac+2 entre ces deux dates aurait entraîné une augmentation de l'indice de Gini de 1,14 point. Si la proportion de personnes de références ayant obtenu un diplôme supérieur à un bac+2 en 1996 et en 2013 était la même, l'évolution de son effet aurait entraîné une baisse de l'indice de Gini de 0,97 point.

Champ : ménages vivant en France métropolitaine, dont le niveau de vie est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee-DGFiP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes Revenus fiscaux et sociaux 1996-2013.

Le traitement des ruptures de série dans l'ERFS

Sur la période 1996-2013, l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) a connu plusieurs évolutions de son protocole et de sa méthodologie. Certaines (passage de l'enquête Emploi annuelle à l'enquête Emploi en continu en 2002, appariement à partir de 2005 avec les revenus sociaux effectivement versés par les organismes Cnaf, Cnav, CCMSA et imputation des revenus financiers non déclarés) ont fait l'objet de retraitements statistiques (rétropolations) permettant de disposer de données comparables entre les années. D'autres, plus récentes, n'ont bénéficié de tels traitements que d'une façon partielle. Ce qui se traduit par deux ruptures de séries :

- En 2010 : l'enquête ERFS 2009 impute et recale des revenus du patrimoine à partir de modèles estimés sur les données de l'enquête Patrimoine réalisée par l'Insee en 2004 ; à partir de l'enquête ERFS 2010, c'est l'enquête Patrimoine 2010 qui est utilisée. L'enquête ERFS 2010 a été cependant produite en deux versions : selon la méthodologie de 2009, et selon celle de 2011 ;
- En 2013, l'enquête Emploi a connu de notables changements de méthodologie (dont une refonte de son questionnaire). D'autres modifications, spécifiques à l'ERFS, ont également eu lieu : de nouveaux revenus ont été pris en compte pour refléter certains changements de la législation fiscale (relatives aux majorations de pension pour avoir élevé trois enfants ou plus, ainsi qu'à la cotisation employeur pour la mutuelle des salariés du secteur privé), et un changement méthodologique a été introduit : à partir de 2013, l'ERFS d'une année N inclut l'impôt effectivement payé en N, donc assis sur les revenus N-1. Ici encore, l'ERFS 2012 a été calculée selon la méthodologie de 2011 et selon la méthodologie de 2013.

Les évolutions survenues en 2010 et en 2013 ont donc introduit des ruptures de série dans les indicateurs d'inégalité. Ces ruptures ont été traitées partiellement : le calcul selon deux méthodologies (celle antérieure et celle postérieure au changement) des deux années pivot (2010 et 2012) a permis de disposer d'évolutions annuelles 2009-2010, 2010-2011, et 2011-2012, 2012-2013 calculées à chaque fois sur deux années méthodologiquement homogènes.

Mais il n'a pas encore été constitué de raccordement avec la série complète des années antérieures (1996 à 2009). Même si, en pratique, l'impact des deux ruptures de série sur le coefficient de Gini est très limité (voir *figure 1*), le Gini de 1996 n'est pas en toute rigueur absolument comparable méthodologiquement à celui de 2013.

Afin de contrôler les conséquences de ces ruptures de série sur on a donc recalculé le Gini 2013 par chaînage des évolutions annuelles depuis 1996. Plus précisément : en notant le coefficient de Gini ainsi chaîné :

$$Gini_{2013}^* = Gini_{1996} + (Gini_{2010} - Gini_{1996}) + (Gini_{2012} - Gini_{2010}^R) + (Gini_{2013} - Gini_{2012}^R)$$

où l'exposant R correspond à une année rétroplée pour assurer la comparabilité avec l'année suivante.

La régression FIR permet de décomposer le Gini en fonction de caractéristiques individuelles, on a donc ici :

$$\beta_{2013}^* X_{2013} = \beta_{1996} X_{1996} + (\beta_{2010} X_{2010} - \beta_{1996} X_{1996}) + (\beta_{2012} X_{2012} - \beta_{2010}^R X_{2010}^R) + (\beta_{2013} X_{2013} - \beta_{2012}^R X_{2012}^R)$$

$$\beta_{2013}^* X_{2013} = \left(\beta_{2013} - \beta_{2012}^R \frac{X_{2012}^R}{X_{2013}} + \beta_{2012} \frac{X_{2012}}{X_{2013}} - \beta_{2010}^R \frac{X_{2010}^R}{X_{2013}} + \beta_{2010} \frac{X_{2010}}{X_{2013}} \right) X_{2013}$$

$$\beta_{2013}^* = \left(\beta_{2013} - \beta_{2012}^R \frac{X_{2012}^R}{X_{2013}} + \beta_{2012} \frac{X_{2012}}{X_{2013}} - \beta_{2010}^R \frac{X_{2010}^R}{X_{2013}} + \beta_{2010} \frac{X_{2010}}{X_{2013}} \right)$$

On obtient ainsi une version chaînée β_{2013}^* du coefficient de régression intervenant dans la régression de la fonction d'influence FIR.

On peut alors décomposer de façon méthodologiquement homogène l'évolution entre le Gini 1996 et le Gini 2013 recalculé :

$$Gini_{2013}^* - Gini_{1996} = \beta_{2013}^* X_{2013} - \beta_{1996} X_{1996} = (\beta_{2013}^* - \beta_{1996}) X_{2013} + \beta_{1996} (X_{2013} - X_{1996})$$

une structure de la population identique à celle de 1996, à une baisse de l'inégalité, de - 0,8 point. Ce phénomène traduit une réduction des différences d'impact des diverses caractéristiques sur le coefficient de Gini, analogue à la réduction de la contribution des différences intercatégories au coefficient de Theil.

Certaines caractéristiques interviennent peu dans cette évolution, soit que leur impact sur l'inégalité ait peu changé sur la période, soit que leur répartition dans la population soit restée stable. Pour d'autres, la contribution est faible parce que des variations fortes de l'effet de composition ont été contrebalancées par des variations d'intensité comparable des effets de l'évolution des coefficients.

Le cas le plus évident est celui des diplômés supérieurs ou équivalents à bac +2 : d'un côté, entre 1996 et 2013, leur coefficient dans la régression a diminué (de 0,17 à 0,12). Cette caractéristique poussant à la hausse le coefficient du Gini, la baisse de son coefficient implique, toutes choses égales par ailleurs, une atténuation de l'inégalité induite par la répartition de ce niveau de diplôme, de 1 point de Gini. Mais, dans le même temps, la proportion de personnes ayant atteint ce niveau d'étude a fortement augmenté, de 9,8 % à 16,3 %, (et ce phénomène n'est, évidemment, pas indépendant de la baisse sur la période de l'avantage relatif que procure un diplôme élevé en matière de niveau de vie). Une augmentation de la part des hauts diplômés joue cette fois, et toutes choses égales par ailleurs (donc à coefficient $\beta_{\text{diplômesupérieur}}$ fixé), à la hausse de l'inégalité, de 1,1 point de Gini. Les évolutions ayant affecté la distribution des diplômés élevés dans la population se sont, au total, traduites par une hausse modeste (+ 0,2 point de Gini) de l'inégalité.

En 2013 comme en 1996, les couples avec enfant contribuent à limiter l'inégalité. Cela traduit la situation « plus moyenne », de cette population par rapport aux autres ménages : dans le bas de la distribution, ces familles sont moins pauvres que les familles monoparentales, dans le haut de la distribution, elles sont moins riches que les couples sans enfants.

Entre 1996 et 2013, leur impact atténuateur sur l'inégalité s'est renforcé. Cette évolution s'est principalement produite dans le bas de la distribution, les familles avec beaucoup d'enfants étant moins présentes en 2013 dans les très bas niveaux de vie. La baisse de leur contribution au Gini sur la période s'accompagne néanmoins d'une certaine volatilité à partir de 2003.

La contribution des retraités à la hausse du Gini connaît un accroissement assez notable. Il résulte avant tout de la hausse de leur impact sur le coefficient de Gini, qui est multiplié par 1,5 (de 0,035 à 0,055), alors que leur poids dans la population ne s'accroît que modérément. Certes, le poids des retraités dans le bas de l'échelle des niveaux de vie s'est réduit, entraînant une réduction de l'inégalité. Mais leur part dans le haut de l'échelle s'est accru encore davantage. Ce phénomène illustre la contribution à la hausse des inégalités de niveau de vie des transformations ayant, en 25 ans, affecté la situation des seniors [Arnold et Lelièvre, 2013]. L'effet de l'âge identifié dans la régression en coupe en 2013 (voir *supra*), et notamment celui des plus de 60 ans, est en partie à mettre en regard de cet effet.

Entre 1996 et 2013, le pouvoir explicatif du diplôme, de la situation professionnelle et du type de ménage, s'est réduit. Cette observation confirme la réduction de la variance intercatégories relativement à la variance intracatégories mise en évidence par l'indicateur de Theil. ■

Pour en savoir plus

Arnold C., Lelièvre M., « Le niveau de vie des personnes âgées de 1996 à 2009 : une progression moyenne en ligne avec celle des personnes d'âge actif, mais des situations individuelles et générationnelles plus contrastées », in *Les Revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2013.

Beck S., Missègue N., Ponceau J., « Les facteurs qui protègent de la pauvreté n'aident pas forcément à s'en sortir », in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2014.

Biewen M., Juhasz A., "Understanding Rising Income Inequality in Germany", *IZA Discussion paper* n° 5062, 2010.

Deininger K., Squire L., "New ways of looking at old issues: inequality and growth", *Journal of Development Economics*, Vol. 57 1998 259-287, 1998.

Gajdos T., « Inégalités (mesure des) », in *Encyclopedia Universalis*, 2003.

Gordon R.J., Dew-Becker I., "Controversies about the Rise of American Inequality : A Survey", *NBER Working Paper* n° 13982, 2008.

Guillemin O., Roux V., « Le niveau de vie des ménages de 1970 à 1999 », in *Données sociales : La société française*, Insee, édition 2002-2003.

Jenkins S., "Trends in the UK Income Distribution", in *The personal income distribution in an international perspective*, R. Hauser, I. Becker eds, Springer-Verlag, 2000.

Jenkins, P., "The income distribution in the UK: A picture of advantage and disadvantage", Case/186, London School of Economics, 2015.

Langel M., Tillé Y., « Évaluation de la capacité de différentes mesures d'inégalité à détecter des changements dans une distribution de revenus », *session 21 : Pauvreté, inégalités, concentration*, X^e journées de méthodologie statistique de l'Insee, 2009.

Nolan B, Salverda W., Checchi D., Marx I., McKnight A., György Tóth I., van de Werfhor H. (dir), *Changing Inequalities and Societal Impacts in Rich Countries ; Thirty Countries' Experiences*, Paperback, Oxford, OUP, 2014.

Piketty T., *Le capital au XXI^e siècle*, coll. Les livres du nouveau monde, éditions du Seuil, 2013.

Schmid K.D., Stein U., "Explaining Rising Income Inequality in Germany, 1991-2010", Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), *study* n ° 32, 2013.
