CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES
Séance plénière du 15 octobre 2026 à 10h00
« Inégalités et pauvreté des retraités »

Document n° 7
Document de travail, n'engage pas le Conseil

Les déterminants de l'évolution des inégalités de revenus en France, 1970-2019

Julien Blasco et Clément Carbonnier, septembre 2025, traduction réalisée en septembre 2026 par les auteurs du manuscrit accepté et publié dans la Review of Income and Wealth

Les déterminants de l'évolution des inégalités de revenus en France, 1970-2019

Julien Blasco
CY Cergy Paris Université, THEMA
Sciences-Po, LIEPP

Clément Carbonnier
Université Paris 8, LED
Sciences-Po, LIEPP

Septembre 2025 *

Résumé

Cet article analyse l'évolution des inégalités de revenus en France entre 1970 et 2019 et décompose ces variations selon les contributions respectives des évolutions des configurations familiales, des catégories socioprofessionnelles, des revenus d'activité individuels, des impôts et des prestations sociales, à l'aide d'une méthode de décomposition semi-paramétrique appliquée par sous-périodes. Les revenus d'activité et les pensions de retraite ont fortement contribué à la baisse des inégalités au cours des années 1970 et 1980, avant une neutralisation, voire une inversion récente, de leur effet. L'évolution des configurations familiales, en particulier la progression des familles monoparentales, a entraîné une hausse modérée mais continue des inégalités. La forte hausse de l'emploi féminin au cours de la période ne s'est pas traduite par une baisse uniforme des inégalités de niveau de vie entre ménages, en partie du fait de l'homogamie. Au total, les impôts directs et les prestations sociales ont eu un effet de plus en plus réducteur d'inégalités au cours de la période, même si cette tendance s'est temporairement inversée pendant la première décennie du XXIe siècle.

Mots-clés : inégalités de long terme ; redistribution ; évolutions démographiques.

Codes JEL : H53 ; I32 ; J11.

*. Ce document est une traduction réalisée en septembre 2026 par les auteurs du manuscrit accepté et publié dans la *Review of Income and Wealth* : `https://doi.org/10.1111/roiw.70037`.

1 Introduction

L'analyse des évolutions de long terme des inégalités occupe une place importante dans la littérature économique, notamment du fait de la construction récente de bases de données de long terme comparables entre pays, rendue possible par un meilleur accès aux données administratives et par de nouvelles méthodologies (Piketty, 2003; Piketty et Saez, 2003; Atkinson, Piketty et Saez, 2011; Piketty et Zucman, 2014). Dans l'ensemble, les inégalités au sein des pays développés augmentent depuis le tournant des années 1970 et 1980, après une longue période d'après-guerre marquée par des inégalités historiquement faibles. L'évolution des inégalités entre pays est moins monotone lorsque l'on considère les inégalités à l'échelle de la population mondiale (Lakner et Milanovic, 2016).

Le présent article vise à démêler les déterminants de l'évolution des inégalités de revenus en France, à l'aide d'une méthode de décomposition semi-paramétrique développée par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) et appliquée notamment aux inégalités de revenu disponible en Allemagne par Biewen et Juhasz (2012). Nous analysons l'évolution des inégalités de revenus en France entre 1970 et 2019, en distinguant les contributions respectives des évolutions des configurations familiales, des catégories socioprofessionnelles, des revenus d'activité individuels, des impôts et des transferts.

Cet article complète ainsi les travaux antérieurs consacrés à la France, qui décrivent les inégalités sur longue période (Piketty, 2003; Garbinti, Goupille-Lebret et Piketty, 2018) et en identifient certains déterminants (Eidelman, Langumier et Vicard, 2012; Garbinti, Goupille-Lebret et Piketty, 2021; Bozio et al., 2024). Il complète également des résultats analogues obtenus pour d'autres pays ; voir notamment les études par pays réunies dans deux numéros spéciaux récents proposant une comparaison internationale de 17 pays européens et nord-américains (Banks et al., 2024b,a).

Au cours des cinquante dernières années, l'économie et la population françaises ont connu des transformations majeures. Nombre d'entre elles reflètent ce qui s'est produit dans la plupart des pays développés au cours de la même période : vieillissement de la population,

participation croissante des femmes au marché du travail, hausse du chômage, progrès technique biaisé en faveur du travail qualifié (en anglais *Skill-Biased Technical Change* ou SBTC), diminution de la taille moyenne des ménages, etc. Mais, à certains égards, la trajectoire de la France est singulière : une forte réduction des inégalités de revenus jusqu'aux années 1990, suivie d'une hausse des inégalités plus modérée que dans d'autres pays, et une sortie massive de la pauvreté des ménages retraités grâce à la hausse des pensions.

De nombreux déterminants de l'évolution des inégalités ont été étudiés séparément. Parmi eux, les rendements de l'éducation ont fait l'objet d'une attention particulière. La polarisation du marché du travail, mise en évidence d'abord au Royaume-Uni (Goos et Manning, 2007) et aux États-Unis (Autor et Dorn, 2013), résulte de l'évolution des compétences recherchées par les employeurs dans une période de forte automatisation des tâches. La divergence des revenus d'activité selon la profession ou le diplôme a été importante aux États-Unis (Hardy, Krause et Ziliak, 2024), au Canada (Foley, Green et Riddel, 2024), au Royaume-Uni (Cribb, 2024), en Allemagne (Blömer et al., 2024) ou en Suède (Karimi, Lucke et Palme, 2024), mais beaucoup moins marquée en France (Bozio et al., 2024).

Parallèlement, une course entre l'éducation (l'offre de travail qualifié) et la technologie (la demande de travail qualifié) a conduit à une baisse ou à une hausse des inégalités, selon la croissance relative de ces deux déterminants (Goldin et Katz, 2009). En comparant 17 pays développés, Bennett et al. (2024) montrent que les politiques éducatives affectent différemment les garçons et les filles, aucun pays n'obtenant de bons résultats pour les deux : par exemple, l'orientation des élèves vers la voie professionnelle est associée à une plus grande mobilité éducative des garçons, mais à une moindre mobilité des filles.

Dans le même temps, le marché du travail a été marqué par une hausse continue du taux d'activité des femmes (Mosisa et Hipple, 2006). Un écart d'emploi entre femmes et hommes demeure néanmoins, qui évolue au cours du cycle de vie : il est maximal à 30 ans puis diminue, alors que l'écart de revenus d'activité persiste (Guirola, Hospido et Weber, 2024). Cette évolution tient à des changements culturels, économiques et démographiques,

mais aussi à des politiques qui améliorent l'accès aux modes de garde des jeunes enfants (Baker, Gruber et Milligan, 2008; Lefebvre et Merrigan, 2008). Si elle semble contribuer à l'amélioration des niveaux de vie, cette évolution ne suffit pas nécessairement à réduire les inégalités de revenus ; le présent article évalue directement sa contribution à l'évolution des inégalités.

Dans un contexte de participation croissante des femmes au marché du travail, l'homogamie accroît en réalité les inégalités entre ménages (Bouchet-Valat, 2017), et les politiques publiques peuvent engendrer de fortes inégalités d'accès aux modes de garde, et par conséquent de possibilités de participation au marché du travail, entre mères de statuts socio-économiques différents (Carbonnier et Morel, 2018; Ferragina, 2020; Carbonnier et Palier, 2022). Les politiques de redistribution peuvent également freiner la participation de certaines femmes au marché du travail, même lorsqu'elles ne sont pas formellement genrées (Périvier et Verdugo, 2019; Carbonnier, 2021). En particulier, le congé parental allonge les périodes d'inactivité dans les années qui suivent une naissance (Piketty, 1998), ce qui peut affecter durablement la carrière des femmes (Lequien, 2012). En outre, ces différences entre femmes et hommes peuvent varier fortement entre femmes de catégories socioprofessionnelles différentes, et plus encore lorsque l'accès et les incitations publiques diffèrent selon la catégorie socioprofessionnelle.

Certains de ces phénomènes sont étroitement liés : la participation croissante des femmes au marché du travail est allée de pair avec une fécondité toujours plus faible (même si le lien entre emploi et fécondité n'est pas direct, voir Pennec et Blanchet, 1996; Brehm et Engelhardt, 2015). Cela a notamment causé un recul des familles nombreuses puis, plus tard, le vieillissement de la population évoqué plus haut. La hausse de l'activité féminine influe donc sur la structure de la population et sur les inégalités de revenus par de nombreux canaux et à des horizons temporels différents.

Ces évolutions sociales et démographiques s'accompagnent d'une transformation des politiques publiques, qui affecte non seulement le taux d'activité et la répartition des revenus

du travail des ménages, mais aussi leur revenu disponible, par le biais des impôts et des prestations sociales. Cette redistribution a un effet direct sur les inégalités de revenus ; elle a sensiblement évolué dans les pays développés, tant du côté des prélèvements que de celui des transferts. Au Canada, la forte hausse des inégalités de revenus primaires entre la fin des années 1970 et le milieu des années 1990 a été atténuée par la redistribution (Foley, Green et Riddel, 2024). Le cas français montre par ailleurs que la stabilité des inégalités de salaires nets est allée de pair avec une hausse des inégalités de coût du travail (Bozio et al., 2024), du fait des réformes des cotisations sociales employeurs. À l'inverse, en Suède, l'écart entre les indicateurs d'inégalités avant et après impôts et transferts s'est réduit entre 1990 et 2020 (Karimi, Lucke et Palme, 2024).

Une critique issue de la littérature sociologique insiste sur l'importance de ne pas appréhender les inégalités uniquement à travers des écarts uniformes et continus de revenu ou de patrimoine, et sur la nécessité d'une grille d'analyse fondée sur les catégories socioprofessionnelles (Pierru et Spire, 2008; Duvoux et Papuchon, 2022). De même, la littérature économique a remis en cause le fait de considérer comme homogènes les différentes formes de patrimoine (Bonnet et al., 2015), ouvrant un débat sur la valorisation du patrimoine immobilier et sur ses conséquences en matière d'inégalités socio-économiques (Carbonnier, 2015, 2018).

Le présent article analyse donc l'évolution des inégalités de revenus à la lumière de l'évolution des catégories de ménages et, en particulier, de la catégorie socioprofessionnelle. La décomposition cherche en effet à distinguer les évolutions des inégalités de revenus qui tiennent aux changements de composition de la main-d'œuvre dans son ensemble de celles qui tiennent à l'évolution des revenus d'activité relatifs des différentes catégories socioprofessionnelles ou à la dispersion des revenus d'activité au sein de chacune d'elles.

Pour ce faire, nous mettons en œuvre une méthode de décomposition semi-paramétrique qui permet d'analyser séparément les différents déterminants de l'évolution des inégalités (DiNardo, Fortin et Lemieux, 1996; Biewen et Juhasz, 2012). Nous décomposons la trajectoire française des inégalités en analysant des données représentatives des ménages français de 1970

à 2019. Ces données, disponibles depuis peu à la suite d'un travail d'harmonisation (Blasco et Picard, 2019), résultent de l'appariement exact de données d'enquête relatives au profil sociodémographique des ménages (configuration familiale, catégorie socioprofessionnelle, statut d'activité) et de données administratives sur les revenus, les impôts et les prestations (revenus d'activité, pensions, impôts, prestations sociales). L'analyse permet non seulement une mesure précise des évolutions des distributions de revenus dans le temps (ainsi que des indicateurs d'inégalités), mais aussi une décomposition de ces évolutions selon plusieurs paramètres, en particulier les évolutions des politiques redistributives, de la configuration familiale et de la participation au marché du travail, ainsi que l'interaction de ces différents paramètres avec les évolutions des structures professionnelles et des qualifications.

Les résultats montrent une forte contribution des revenus d'activité et des pensions de retraite à la réduction des inégalités entre 1970 et 1990, avant une neutralisation, voire un léger effet inverse, à partir des années 2000. La forte hausse de l'emploi féminin, bien qu'elle constitue un changement structurel important, ne s'est pas traduite par une baisse uniforme des inégalités de revenus entre ménages ; elle a même contribué à les accroître au cours de certaines sous-périodes, du fait de la dispersion des revenus dans la moitié inférieure de la distribution. C'est le signe que l'effet de l'homogamie l'a emporté sur l'effet pur de réduction des inégalités lié à la hausse des revenus du travail des femmes auparavant inactives. Globalement, les impôts et les prestations ont contribué à la baisse des inégalités dans le temps, à l'exception de la période 2003-2012. Les évolutions des configurations familiales, d'une part, et des catégories socioprofessionnelles des hommes, d'autre part, ont contribué de manière modérée mais continue à la hausse des inégalités, si bien que leur contribution agrégée sur la période entraîne une hausse non négligeable des inégalités au cours des cinquante dernières années.

La suite de l'article est organisée comme suit : la deuxième partie présente en détail la base de données, puis la méthode de décomposition. La troisième partie présente les résultats, d'abord par sous-période afin d'offrir une vue d'ensemble, puis par déterminant afin d'analyser

plus en détail l'effet des facteurs à l'origine des inégalités au fil du temps. Enfin, la quatrième partie conclut et discute les enseignements et les limites de cette décomposition.

2 Données et méthode

2.1 Données

Cette décomposition repose sur l'analyse de données annuelles représentatives des ménages français de 1970 à 2019. Ces données, rendues disponibles récemment à la suite d'un travail de mise en cohérence (Blasco et Picard, 2019), sont issues de l'appariement de données d'enquête sur le profil sociodémographique des ménages (configuration familiale, catégorie socioprofessionnelle, situation vis-à-vis de l'emploi) avec des données fiscales et sociales sur les revenus (revenus d'activité, pensions, impôts, prestations sociales). Il s'agit des données des enquêtes Revenus fiscaux (ERF) et des enquêtes Revenus fiscaux et sociaux (ERFS). À l'origine, ces enquêtes, adossées au recensement de la population, étaient réalisées environ tous les cinq ans : en 1970, 1975, 1979, 1984 et 1990. Deux changements majeurs interviennent à partir de 1996 : d'une part, l'enquête devient annuelle ; d'autre part, elle est adossée à l'enquête Emploi et s'enrichit ainsi de données sur l'emploi. Il n'est donc pas possible de distinguer complètement les évolutions économiques effectives entre 1990 et 1996 des changements affectant la base de données ; c'est pourquoi les figures représentent cet intervalle en pointillés.

Les données d'enquête et les données fiscales sont appariées de la manière suivante : un échantillon représentatif de ménages est tiré parmi les répondants au recensement de la population (ou, à partir de 1996, à l'enquête Emploi). Les déclarations de revenus effectives de toutes les personnes vivant dans ces ménages y sont ensuite appariées. On dispose ainsi d'informations détaillées sur les différents types de revenus perçus et d'impôts acquittés par le ménage dans son ensemble. Pour les années 1970 à 2004, les prestations sociales sont imputées selon les règles et barèmes en vigueur, à partir des informations disponibles auprès

de l'administration fiscale et de celles issues du recensement de la population. À partir de 2005, elles sont appariées à partir de données individuelles provenant des caisses de prestations sociales.

Ces bases constituent des échantillons représentatifs de la population (de 25 000 ménages pour les premiers millésimes à 50 000 ménages pour les plus récents) [1] et contiennent sur les ménages des informations détaillées qui permettent d'aller au-delà du seul revenu. Contrairement aux données fiscales, qui permettent au mieux de regrouper les individus par foyers fiscaux, les ménages peuvent être définis comme l'ensemble des personnes vivant sous le même toit et être décrits selon l'âge et la catégorie socioprofessionnelle de leurs membres. Pour certaines catégories de ménages, par exemple en cas de garde alternée des enfants, l'appartenance au ménage peut être difficile à définir. Notre méthode retient les membres du ménage tels qu'ils sont déclarés par les répondants de l'enquête.

Il est ainsi possible de construire des catégories croisant la composition du ménage (homme ou femme seul, couple, avec ou sans enfant à charge) et les catégories socioprofessionnelles (croisées pour l'homme et pour la femme dans le cas d'un couple hétérosexuel). Dans la suite de l'étude, nous considérons donc comme deux catégories de ménages distinctes une employée peu qualifiée en couple avec un cadre et une cadre en couple avec un employé peu qualifié, même s'ils ont le même nombre d'enfants. Les ménages formés d'un couple de même sexe, en raison de leur faible nombre et du fait qu'ils n'étaient pas enregistrés comme couples dans les premières versions de l'enquête, sont regroupés avec les autres types de ménages composés de plusieurs adultes cohabitants.

S'agissant des revenus, il est possible de décomposer le revenu avant impôts en salaires et traitements, revenus d'activité non salariée, allocations chômage [2], pensions de retraite et autres revenus.

1. Elles sont néanmoins limitées aux ménages ordinaires, c'est-à-dire qu'elles excluent les habitations collectives : centres d'hébergement, y compris d'urgence, centres d'accueil pour demandeurs d'asile, résidences sociales, foyers de jeunes travailleurs, établissements de santé et établissements pénitentiaires.

2. Pour les années d'enquête jusqu'en 1990, les allocations chômage sont incluses dans les salaires et traitements.

En revanche, du fait de la structure de l'enquête, les échantillons disponibles ne sont pas représentatifs des revenus situés au sommet de la distribution. L'objectif est donc d'analyser l'évolution des inégalités entre les ménages appartenant aux 99 % inférieurs de la distribution des revenus, ce qui peut conduire à des différences importantes avec les mesures d'inégalités centrées sur les plus hauts revenus, en particulier celles qui intègrent les revenus non distribués par les entreprises (Yonzan et al., 2022; Garbinti, Goupille-Lebret et Piketty, 2018, 2021).

Une autre faiblesse de ces données tient à la couverture variable des revenus du patrimoine. En effet, l'obligation de les déclarer a varié dans le temps, et il est possible qu'une faible partie d'entre eux figure dans les sources fiscales. Ce problème est toutefois corrigé par imputation dans les ERFS à partir de 1996, au moyen de modèles de détention d'actifs estimés sur des enquêtes auprès des ménages et d'une simulation des revenus financiers fondée sur des sources bancaires. Les évolutions des revenus du patrimoine ne peuvent donc pas être interprétées entre 1990 et 1996 : les écarts reflètent l'introduction de nouvelles mesures plutôt que des évolutions effectives des revenus des ménages. L'étape de la décomposition associée à ces revenus est néanmoins conservée, non pour être interprétée directement, mais pour contrôler cet effet vis-à-vis des autres déterminants de l'évolution des inégalités.

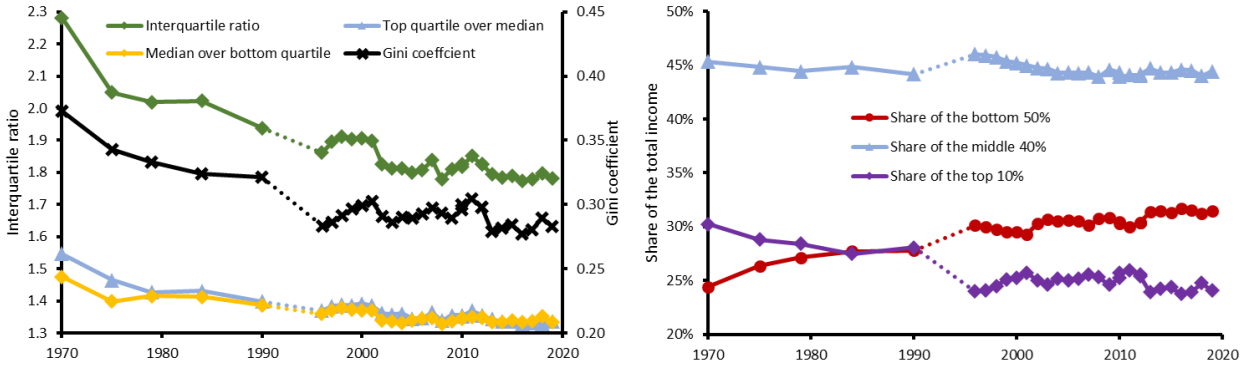
Les revenus sont mesurés au niveau du ménage, sous l'hypothèse d'une mise en commun des revenus [3]. Pour tenir compte de la taille et de la composition du ménage, le revenu est rapporté au nombre d'unités de consommation (UC) selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée : 1 UC pour le premier membre du ménage, 0,5 UC pour chaque autre membre de 14 ans ou plus et 0,3 UC pour chaque membre de moins de 14 ans. Le revenu disponible par UC ainsi obtenu correspond au niveau de vie. Ce choix n'est pas neutre pour les indicateurs d'inégalités, par rapport à d'autres mesures comme le revenu par adulte. En particulier, les familles monoparentales sont surreprésentées dans le bas de la distribution des revenus lors-

3. L'hypothèse de mise en commun des revenus est la seule possible, dans la mesure où les données de revenu proviennent des déclarations fiscales et où aucune information sur la consommation n'est disponible. Elle ne tient pas compte du fait que les membres du ménage ne bénéficient pas également du revenu du ménage et ne participent pas également aux décisions de consommation. Cela peut poser problème pour mesurer les inégalités entre femmes et hommes, et les taux de pauvreté des femmes pourraient être nettement plus élevés si l'on tenait compte du pouvoir de négociation au sein du ménage (Chiappori et Meghir, 2015).

qu'on utilise une échelle d'équivalence, même si leur revenu disponible total est en moyenne plus élevé que celui des personnes seules.

Les différents indicateurs d'inégalités mesurant des phénomènes différents, nous en mobilisons plusieurs pour appréhender l'évolution des inégalités dans toute sa complexité. [4] Notre étude portant sur les évolutions des classes moyennes (et non sur le haut de la distribution des revenus), nous privilégions les indicateurs d'inégalités centrés sur le milieu de la distribution, de préférence le rapport interquartile. Pour distinguer les évolutions des inégalités dans le haut et dans le bas des classes moyennes, nous utilisons aussi des sous-indicateurs : le rapport du troisième quartile à la médiane (Q3/médiane) et le rapport de la médiane au premier quartile (médiane/Q1). Nous mesurons en outre les parts du revenu total qui reviennent aux différentes parties de la distribution : la part des 50 % les plus modestes, celle des 40 % intermédiaires et celle des 10 % les plus aisés. La figure 1 retrace l'évolution de ces indicateurs sur la période étudiée.

FIGURE 1 – Évolution des inégalités de revenus en France, 1970-2019



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

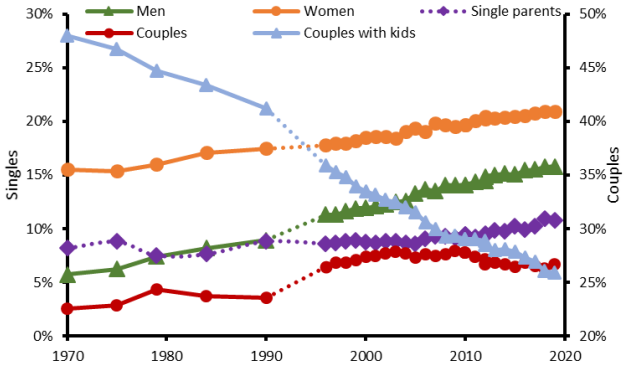
Il apparaît ainsi que les inégalités ont globalement diminué selon tous les indicateurs, avec une baisse rapide au cours des années 1970 et 1980 et de la première moitié des années 1990,

4. Les quantiles des distributions de niveaux de vie sont mesurés de sorte que chaque décile (respectivement quartile) de la distribution soit constitué des ménages rassemblant 10 % (respectivement 25 %) des individus dont les ménages ont des niveaux de vie proches.

suivie d'évolutions contrastées, sans tendance uniforme, dans la seconde moitié des années 1990 et dans les années 2000 et 2010. Les différents indicateurs présentent des profils très similaires. En particulier, les rapports Q3/médiane et médiane/Q1 sont presque égaux sur la seconde moitié de la fenêtre d'étude, signe d'une symétrie de la distribution du logarithme des revenus autour de la médiane.

Par rapport à d'autres travaux (en particulier ceux qui répartissent l'ensemble du revenu national), la hausse des inégalités depuis le début du XXIe siècle est ici beaucoup moins marquée. Cela tient aux limites mentionnées plus haut. Yonzan et al. (2022) montrent que les données d'enquête et les données fiscales sont très comparables, sauf pour le 1 % le plus aisé de la population. Or ce 1 % des plus hauts revenus a contribué de manière significative à la hausse récente des inégalités, comme le mesurent notamment Chancel et al. (2022) et comme l'a récemment confirmé une publication statistique de la direction générale des Finances publiques (Arnal, Loiseau et Vicaire, 2025).

FIGURE 2 – Évolution des configurations familiales en France, 1970-2019



Note : les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

Parmi les évolutions des configurations familiales (figure 2), le trait dominant est une forte baisse des couples avec enfants, au profit de toutes les autres catégories. Les rythmes de croissance de ces autres catégories diffèrent toutefois. La catégorie des hommes seuls a fortement progressé : configuration la plus rare en 1970, elle se rapproche de celle des

femmes seules en fin de période. Les autres catégories ont progressé beaucoup plus lentement en moyenne, avec une croissance faible et régulière pour les femmes seules et les couples sans enfant, et une croissance concentrée en fin de période pour les familles monoparentales. La progression des personnes seules et des couples sans enfant s'explique en partie par le vieillissement de la population, la part des ménages retraités ayant augmenté continûment sur la période. La hausse du nombre de personnes seules avec enfants (principalement des mères isolées), si elle ne semble pas massive, ne doit pas être négligée, pour au moins deux raisons : d'une part, si l'évolution absolue est faible, l'évolution relative est plus importante ; d'autre part, la hausse du nombre de mères isolées est bien plus forte si on la compare au reste des ménages d'âge actif.

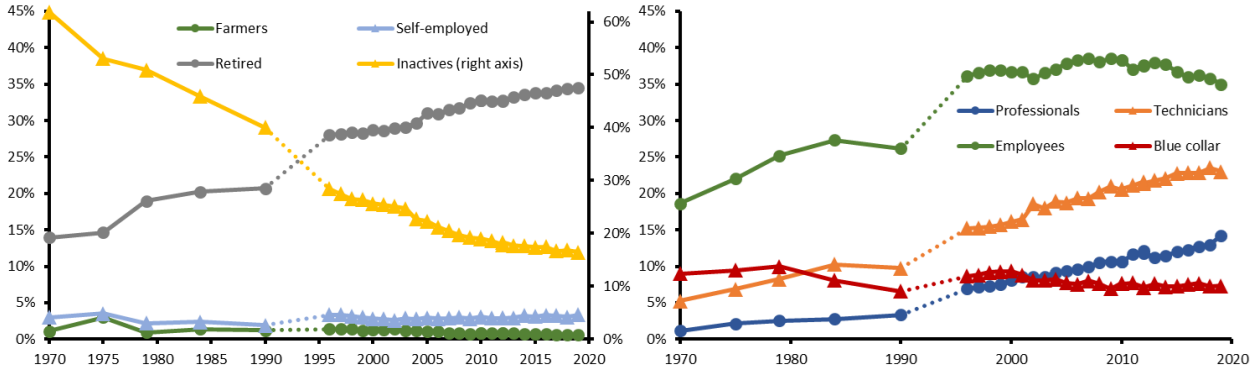
S'agissant des catégories socioprofessionnelles (figure 3), le premier fait marquant est la forte hausse de la part des retraités. Sous l'effet du vieillissement de la population, leur part dans la population adulte a presque doublé sur l'ensemble de la période. Les principales tendances concernant les catégories socioprofessionnelles d'âge actif sont l'élévation générale des qualifications – pour les hommes comme pour les femmes – et le très fort recul du nombre de femmes inactives non retraitées. Ce recul est régulier en termes relatifs sur l'ensemble de la période, mais semble ralentir en termes absolus à mesure que l'effectif diminue.

Les agricultrices et les indépendantes, très peu nombreuses en début de période, le sont restées, et la part des agricultrices a même encore diminué. Les ouvrières étaient moins rares en 1970 (environ 10 % des femmes non retraitées), et leur part diminue au cours de la période. Les plus forts taux de croissance s'observent parmi les femmes les plus qualifiées – cadres et professions intermédiaires –, même si elles restent minoritaires par rapport aux employées. Pour ces dernières, trois périodes se distinguent : une croissance de 1970 à 1999, une stabilisation de 1999 à 2007, puis un recul à partir de 2007, qui s'est poursuivi après la crise économique, y compris pendant la période de nette reprise de 2016 à 2019.

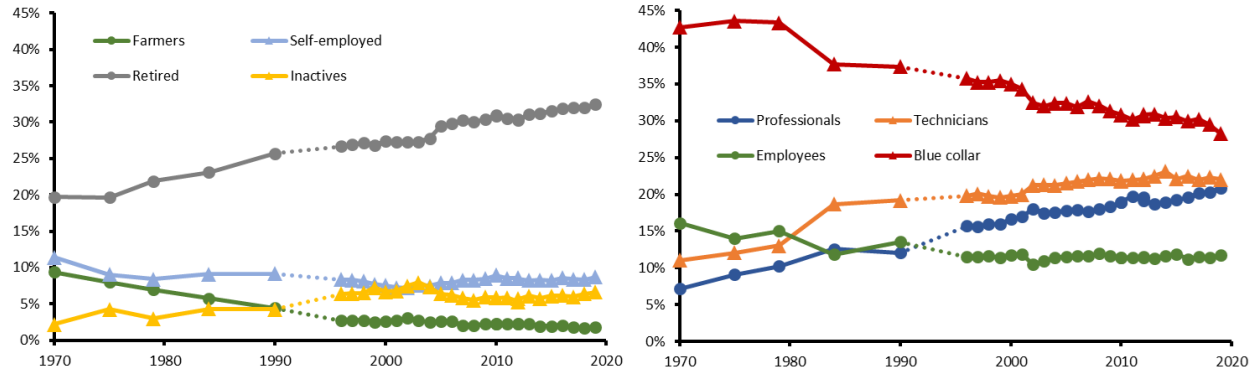
Chez les hommes, le recul le plus marqué en termes relatifs concerne les agriculteurs, et le plus marqué en termes absolus les ouvriers. Les indépendants et les employés ont connu un

FIGURE 3 – Évolution des catégories socioprofessionnelles en France, 1970-2019

(a) Catégories socioprofessionnelles des femmes



(b) Catégories socioprofessionnelles des hommes



Note : à l'exception de la catégorie des retraités, calculée en part de l'ensemble des hommes ou des femmes, les parts des autres catégories socioprofessionnelles sont calculées parmi les personnes non retraitées. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

recul régulier, comparable à celui des ouvriers en termes relatifs, mais à partir d'un niveau bien plus bas. La progression des cadres et celle des professions intermédiaires sont très similaires au début de la période, mais celle des professions intermédiaires semble s'être interrompue depuis 2002, voire inversée depuis 2014, tandis que celle des cadres se poursuit. La part des hommes inactifs non retraités a fortement augmenté, mais ceux-ci restent la catégorie la plus rare après les agriculteurs.

2.2 Méthode

Pour décomposer l'évolution des inégalités de revenus attribuable aux changements de structure de la population, du marché du travail et des politiques socio-fiscales, nous suivons la méthode utilisée par Biewen et Juhasz (2012) pour analyser les inégalités de revenus en Allemagne entre 1999/2000 et 2005/2006. Ces auteurs ont adapté une méthode de décomposition semi-paramétrique développée par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) pour décomposer en trois facteurs la hausse des inégalités sur le marché du travail américain entre 1973 et 1992. Notre adaptation de la méthode permet de prendre en compte un plus grand nombre de facteurs, y compris des évolutions différenciées de types de revenus que tous les ménages ne perçoivent pas, en distinguant les évolutions à la marge extensive et à la marge intensive.

2.2.1 Évolution de la distribution des caractéristiques des ménages

Les données disponibles permettent d'analyser une profondeur temporelle bien plus importante. Cette longue période est toutefois analysée par sous-périodes, car les différents déterminants ont eu des contributions variables, voire opposées, sur l'horizon considéré, de 1970 à 2019. Le choix des sous-périodes tient compte des contraintes liées aux données et du cycle conjoncturel (voir l'annexe A) : 1970, 1975, 1979, 1984, 1990, 1996, 2000, 2003, 2007, 2010, 2012, 2016 et 2019. La sous-période 1990-1996 n'est pas commentée en raison d'une rupture de série dans les données.

Pour chaque sous-période, nous partons de la distribution des revenus de l'année initiale (notée avec l'indice 0) et construisons une distribution contrefactuelle des revenus en modifiant chaque déterminant du revenu, de sorte que la structure sous-jacente corresponde aux caractéristiques de la période finale (notée avec l'indice 1). Dans un premier temps, nous modifions les poids de sondage des observations de sorte que les fréquences des configurations familiales de la période 0 modifiée correspondent exactement à celles de la période 1. Nous procédons ensuite de manière séquentielle pour les autres caractéristiques (la part des hommes retraités, la distribution des catégories socioprofessionnelles des hommes, la part

des femmes retraitées, la distribution des catégories socioprofessionnelles des femmes), afin qu'elles correspondent également.

Par exemple, après les deux premières étapes, qui ajustent les fréquences des configurations familiales (catégories D de l'ensemble de caractéristiques Δ des configurations) et du statut de retraité des hommes (catégories T de l'ensemble Θ), la troisième étape ajuste les poids de sondage aux fréquences des catégories socioprofessionnelles des hommes (catégories L de l'ensemble Λ). Pour obtenir les poids corrigés $w^0_{\Delta\Theta\Lambda}$, tels que les fréquences pondérées des configurations familiales, de la part des hommes retraités et des catégories socioprofessionnelles des hommes correspondent aux fréquences de la période 1, le poids de sondage initial w^0_i du ménage i (appartenant aux catégories D_i, T_i et L_i) en période 0 est modifié selon la formule (1) :

$$w^0_{i,\Delta\Theta\Lambda} = w^0_i \times \left(\frac{\sum\limits_{j \in D_i T_i L_i} w^1_j}{\sum\limits_{k \in \text{période}_1} w^1_k} \right) / \left(\frac{\sum\limits_{j \in D_i T_i L_i} w^0_j}{\sum\limits_{k \in \text{période}_0} w^0_k} \right) \tag{1}$$

Autrement dit, les ménages appartenant à des catégories relativement plus fréquentes en période 1 qu'en période 0 voient leur poids augmenter, tandis que ceux qui appartiennent à des catégories moins fréquentes en période 1 qu'en période 0 voient leur poids diminuer. Chaque étape de repondération est réalisée séquentiellement, conditionnellement aux décompositions précédentes.

2.2.2 Évolution des revenus par type

Les étapes suivantes modifient les distributions des revenus catégoriels. Pour chaque type de revenu autre que les impôts et les prestations sociales (revenus d'activité, allocations chômage, pensions de retraite, revenus du patrimoine), une première sous-étape modifie les poids des observations afin de corriger la marge extensive, c'est-à-dire la proportion de bénéficiaires de ces revenus, de la même manière que lors des étapes précédentes. Pour les impôts et les

prestations, nous ne corrigeons pas la marge extensive par repondération : les évolutions de la part des ménages concernés par les impôts ou les prestations, conditionnellement aux évolutions de la structure de la population, doivent en effet s'interpréter comme des évolutions de la conception des impôts et des prestations, et non comme des évolutions de la structure de la population (voir la sous-section suivante).

Dans une seconde sous-étape, les montants eux-mêmes sont modifiés pour tenir compte de l'évolution à la marge intensive. Les revenus de la dernière période sont normalisés de sorte que le niveau de vie moyen soit identique aux deux périodes, afin de mesurer l'évolution de la forme des distributions de revenus et non celle de leur niveau, et de neutraliser l'effet de l'ordre dans lequel les revenus sont pris en compte dans la décomposition.

La sous-étape intensive consiste à prendre en compte les évolutions des distributions de revenus conditionnellement aux catégories de ménages de l'étape précédente. Il s'agit de modéliser le montant du revenu catégoriel considéré par l'ensemble des caractéristiques des ménages (pour les ménages qui le perçoivent), selon l'équation (2), avec des régressions distinctes pour chaque période t.

$$Y_{it} = \alpha_t + \sum_j \beta_{jt} \mathbb{1}_{[i=j]} + \sum_k \gamma_{kt} X_{ikt} + \epsilon_{it} \tag{2}$$

où Y_{it} est le revenu considéré du ménage i en période t, $\mathbb{1}_{[i=j]}$ l'indicatrice égale à 1 si le ménage i appartient à la catégorie j et à 0 sinon, X_{ikt} les valeurs des autres caractéristiques k du ménage i en période t ; α_t, β_{jt} et γ_{kt} sont les coefficients de la régression et ϵ_{it} le résidu. Les autres variables de contrôle k comprennent l'âge et l'âge au carré, ainsi que, pour les régressions portant sur les impôts et les prestations, le revenu avant impôts et prestations et son carré.

Ces régressions permettent de calculer, pour chaque ménage i de la période 0, la valeur $\hat{Y}^0_{i0}$ du revenu prédite par la régression de la période 0 et la valeur $\hat{Y}^1_{i0}$ prédite par la régression de la période 1. La valeur effective Y_{i0} du revenu du ménage i en période 0 est alors corrigée

de manière homothétique en Y_{i0}^{cor} :

$$Y_{i0}^{cor} = Y_{i0} \frac{\hat{Y}_{i0}^{1}}{\hat{Y}_{i0}^{0}} \tag{3}$$

Afin d'éviter les valeurs aberrantes, la correction du revenu est bornée en proportion de la valeur initiale : elle ne peut pas diviser ou multiplier la valeur initiale par plus de 2.

Une fois le revenu de type Y corrigé, le revenu disponible DY_{i0} du ménage i en période 0 est corrigé (en DY_{i0}^{cor}) de l'évolution des revenus de type Y de sa catégorie j, selon l'équation (4) :

$$DY_{i0}^{cor} = DY_{i0} + (1 - \tau_{i0}) \left(Y_{i0}^{cor} - Y_{i0}\right) \tag{4}$$

où τ_{i0} est le taux moyen d'imposition du ménage i en période 0.

Par ailleurs, des tests de robustesse sont réalisés en corrigeant les revenus selon d'autres méthodes. Une première variante (dite variante additive) consiste à calculer une correction additive à partir des résultats des mêmes régressions :

$$Y_{i0}^{cor} = Y_{i0} + \left(\hat{Y}_{i0}^{1} - \hat{Y}_{i0}^{0}\right) \tag{5}$$

La seconde variante méthodologique de prise en compte des évolutions des revenus catégoriels (dite variante intra-catégorie) tient compte à la fois des évolutions inter-catégories et intra-catégorie des revenus, à travers l'évolution de l'écart-type intra-catégorie de chaque type de revenu. Pour ce faire, on calcule les moyennes m_{jt}^{Y} et les écarts-types σ_{jt}^{Y} du revenu considéré Y pour chaque catégorie j à chaque période t. Le revenu du ménage i est alors corrigé de façon à présenter les moyennes et écarts-types conditionnels de la période 1 :

$$Y_{i0}^{cor} = Y_{i0} + m_{j1}^{Y} - m_{j0}^{Y} + \left(\sigma_{j1}^{Y} - \sigma_{j0}^{Y}\right) \frac{Y_{i0} - m_{j0}^{Y}}{\sigma_{j0}^{Y}} \tag{6}$$

Seuls les résultats de la méthodologie centrale pour le principal indicateur d'inégalités

(l'indice de Gini) sont présentés et discutés dans le corps de l'article. Lorsque les résultats diffèrent quant à la déformation du haut ou du bas de la distribution, nous commentons également les rapports Q3/médiane et médiane/Q1. Les résultats pour l'ensemble des indicateurs d'inégalités, pour les variantes méthodologiques et pour tous les ordres alternatifs de correction des déterminants sont présentés dans une annexe en ligne. Ils sont pour l'essentiel similaires à ceux de la méthodologie centrale. Les différences, rares et faibles – selon l'ordre de correction des déterminants et selon la méthode de correction des revenus –, sont présentées en section C.

2.2.3 Évolution des barèmes des impôts et des prestations

Comme pour les autres types de revenus, les distributions des impôts et des prestations sont d'abord modifiées à la marge extensive, puis à la marge intensive. Toutefois, les évolutions de la part de la population qui acquitte des impôts ou perçoit des prestations sont modélisées non comme des changements de structure de la population, mais comme des évolutions des barèmes des impôts et des prestations. Nous mettons donc en œuvre, pour les marges extensives des impôts et des prestations, une méthode spécifique qui ne modifie pas les poids de sondage.

Marge extensive Soient x_0 et x_1 les parts respectives, en période 0 et en période 1, des ménages concernés par les impôts (la même procédure est appliquée séparément aux prestations). Nous estimons une régression logistique binomiale qui modélise la probabilité d'être concerné par des impôts ou des prestations positifs en période 1. En appliquant les paramètres de cette régression aux observations de la période 0, nous calculons pour chaque observation de la période 0 la probabilité d'être concernée par l'impôt en période 1. Si x_1 est inférieur à x_0, nous considérons comme non concernée en période 1 la proportion $x_0 - x_1$ des ménages effectivement concernés en période 0 qui ont la plus faible probabilité d'être concernés en période 1. À l'inverse, si x_1 est supérieur à x_0, nous considérons comme concernée

la proportion $x_1 - x_0$ des ménages effectivement non concernés en période 0 qui ont la plus forte probabilité d'être concernés en période 1.

Marge intensive Pour les ménages concernés par des impôts ou des prestations en période 0 et dont on prédit qu'ils le seront en période 1, les montants sont corrigés de la même manière que pour les autres types de revenus, selon la méthode décrite dans la sous-section 2.2.2. Pour ceux qui étaient effectivement concernés en période 0 mais dont on ne prédit pas qu'ils le seront en période 1, l'impôt ou la prestation corrigé devient nul. Pour ceux qui n'étaient pas concernés en période 0 et dont on prédit qu'ils le seront dans la distribution modifiée, nous attribuons la moyenne des impôts ou des prestations corrigés parmi les 4 plus proches voisins du ménage considéré au sens de la probabilité prédite (technique couramment utilisée pour imputer des valeurs manquantes dans les données administratives ou d'enquête, voir Little et Rubin, 2019).

2.2.4 Décomposition de l'évolution des inégalités entre périodes

À l'issue des étapes précédentes, en conservant les bases obtenues après chaque transformation progressive de la période 0 vers la période 1, nous disposons d'un ensemble de bases dans lesquelles certains déterminants ont été modifiés pour correspondre à ceux de la période 1, tandis que d'autres correspondent encore à la période 0. Pour chaque base, il est possible de calculer les indicateurs usuels de mesure des inégalités. Nous ne commentons que l'indice de Gini lorsque tous les indicateurs évoluent dans le même sens, et ne commentons les autres indicateurs que lorsqu'ils apportent une information supplémentaire sur la déformation non uniforme de la distribution. L'ensemble des résultats (rapports interquartile et interdécile, indice de Gini, taux de pauvreté, parts des 10 % les plus aisés, des 40 % intermédiaires et des 50 % les plus modestes) figure dans l'annexe en ligne. Le profil d'évolution de ces indicateurs permet d'observer les contributions des différents déterminants à l'évolution des inégalités entre les périodes 0 et 1.

Du fait de cette procédure non standard et de la diversité des indicateurs d'inégalités

utilisés, il n'existe pas de formule analytique simple permettant de calculer des intervalles de confiance. Par ailleurs, d'importantes contraintes de calcul et d'accès aux données nous empêchent de mettre en œuvre une version *bootstrap* de notre analyse. Dans la section consacrée aux résultats, nous n'interprétons les contributions que lorsqu'elles sont de grande ampleur ou apparaissent particulièrement robustes sur longue période et d'une spécification à l'autre (voir l'annexe C pour une discussion des ordres de décomposition alternatifs).

3 Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de nos décompositions par sous-période. Nous présentons d'abord une vue d'ensemble des décompositions période par période. Cela permet de comparer l'effet des différents déterminants et d'identifier ainsi les principaux moteurs des inégalités au cours de périodes données. Nous présentons ensuite l'effet de long terme de chaque déterminant, en cumulant ses contributions sur l'ensemble des sous-périodes.

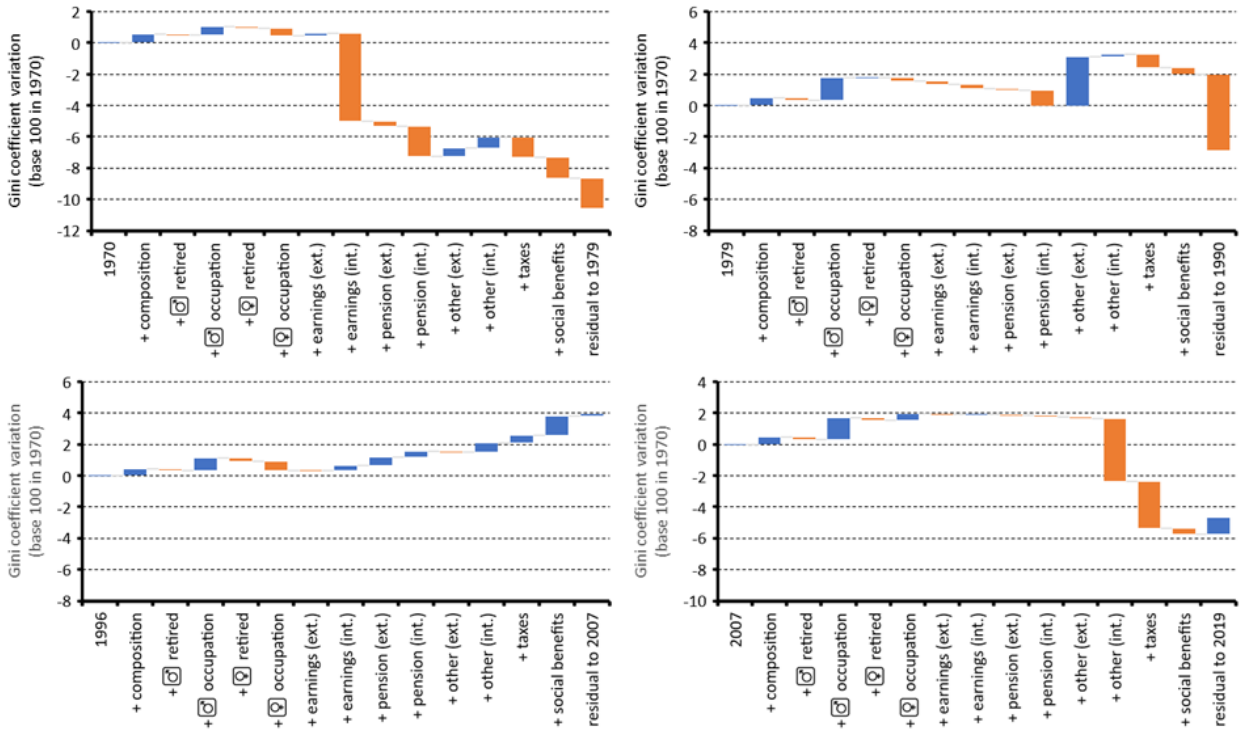
3.1 Analyse période par période

Par souci de clarté, nous retenons dans cette partie des sous-périodes moins nombreuses et plus longues, qui agrègent les périodes d'étude en additionnant les contributions des déterminants après normalisation. La normalisation consiste à exprimer les contributions en base 100 de la valeur de l'indicateur au début de la fenêtre d'étude, soit en 1970. Les sous-périodes retenues correspondent approximativement à des décennies : 1970-1979, 1979-1990, 1996-2007 et 2007-2019. Aucune sous-période n'inclut les années 1990 à 1996, en raison du changement méthodologique de la source entre ces deux dates (voir la section A). La figure 4 présente les résultats de la décomposition complète de l'évolution des inégalités (mesurées par l'indice de Gini).

La dernière barre de chaque graphique représente l'écart d'inégalités de revenus entre la distribution des revenus de l'année initiale entièrement transformée et la distribution effective

des revenus de l'année finale. Dans l'ensemble, ces résidus sont faibles, même s'ils sont un peu plus élevés pour les calculs antérieurs à 1996 (voir la section B pour une présentation plus détaillée des résidus).

FIGURE 4 – Décomposition de l'évolution des inégalités par sous-période (indice de Gini)



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. La mention (ext.) renvoie aux marges extensives, c'est-à-dire à la part de la population dont les revenus d'activité, les pensions ou les autres revenus sont nuls ou positifs, et la mention (int.) aux marges intensives, c'est-à-dire au niveau de ces revenus.
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

On constate d'abord que toutes les sous-périodes diffèrent par leur profil, et donc par leurs principaux déterminants. Le principal déterminant de la très forte baisse des inégalités au cours des années 1970 est le niveau des revenus d'activité, avec des contributions substantielles des pensions, des impôts et des prestations. Cette modification de la distribution des revenus apparaît nettement lorsqu'on examine les parts de revenu (non présentées ici par souci de concision) : ces trois déterminants ont conduit à une hausse de la part des 50 % les plus modestes et à une baisse de celle des 10 % les plus aisés sur la période. La part

des 40 % intermédiaires évolue moins fortement : elle augmente légèrement sous l'effet des revenus d'activité et diminue sous l'effet des impôts et des prestations. Le poids important du déterminant revenus d'activité peut tenir aux évolutions économiques et technologiques (Autor et Dorn, 2013), mais aussi à des facteurs institutionnels tels que l'évolution du salaire minimum, les politiques de rémunération dans la fonction publique et, plus généralement, les politiques de négociation sociale (Carbonnier et Palier, 2022). L'évolution des pensions résulte quant à elle des évolutions démographiques (vieillissement de la population), d'effets de génération – des carrières plus complètes ouvrant droit à de meilleures pensions – et de changements politiques dans les règles des régimes publics de retraite.

Les périodes intermédiaires (1979-1990 et 1996-2007) sont marquées par des contributions plus faibles et plus homogènes des différents facteurs explicatifs, qui se traduisent par une légère hausse des inégalités.[5] Cela ne tient cependant pas à des transformations réglementaires, en particulier sur la période 1996-2007, au cours de laquelle le partage des revenus s'est modifié au sein de la moitié supérieure de la distribution des niveaux de vie : la part des 10 % les plus aisés a légèrement augmenté, tandis que celle des 40 % intermédiaires a légèrement diminué, la part des 50 % les plus modestes restant quasiment inchangée.

Les déterminants sociodémographiques (configurations familiales, catégories socioprofessionnelles, part des retraités) ont en général, au cours d'une sous-période donnée, un effet plus faible sur l'évolution des inégalités que les déterminants liés aux revenus. Cela reflète le fait que, même s'il existe des écarts de revenus importants entre ces groupes, les inégalités au sein des groupes restent considérables ; les évolutions de la composition des ménages ne sont donc pas parfaitement corrélées aux évolutions des inégalités de revenus. En outre, la structure de la population évolue plus lentement que les revenus. Leur effet peut néanmoins être important sur des périodes plus longues, car les effets peuvent se cumuler.

La dernière sous-période (2007-2019) est assez proche de la précédente (1996-2007), à deux

5. La période 1979-1990 est marquée par une hausse substantielle des inégalités due aux « autres revenus » à la marge extensive, mais cette catégorie est mal renseignée pour les millésimes antérieurs à la refonte de l'enquête en 1996.

différences notables près. D'une part, une baisse des inégalités est imputable à la distribution des autres revenus, avec une baisse de la part des 10 % les plus aisés et une hausse de celle des autres catégories. Elle tient probablement à la baisse des revenus du patrimoine consécutive à la crise financière qui a débuté en 2008. D'autre part, le système socio-fiscal a contribué à une baisse des inégalités sur cette période, en favorisant les 50 % les plus modestes et en pénalisant les 10 % les plus aisés, sans affecter (de manière relative) les 40 % intermédiaires.

3.2 Évolution des caractéristiques démographiques

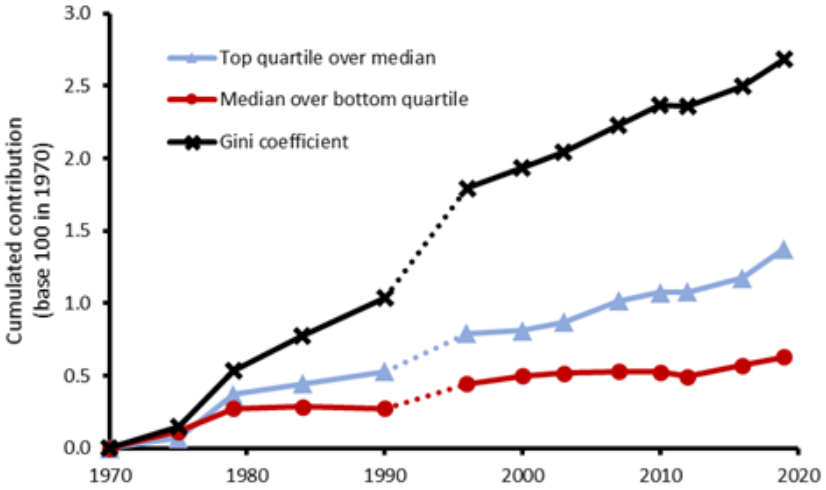
Comme le montre la sous-section précédente, l'évolution des configurations familiales et des catégories socioprofessionnelles a en général, au cours d'une sous-période donnée, un effet plus faible sur les inégalités de niveau de vie entre ménages que l'évolution des distributions de revenus. Nous présentons ici l'effet de long terme de ces déterminants, en cumulant leurs contributions sur l'ensemble des sous-périodes.

3.2.1 Évolution de l'effet de la configuration familiale sur les inégalités

L'effet des évolutions des configurations familiales sur l'évolution des inégalités de revenus est assez faible dans chaque sous-période. En cumulant les sous-périodes, on observe une contribution lente et continue à la hausse des inégalités : environ +2,5 % du niveau initial de l'indice de Gini sur l'ensemble de la période (figure 5).

Une tendance marquante sur l'ensemble de la période est la diminution de la taille moyenne des ménages, due principalement au recul des familles nombreuses, au vieillissement de la population et à la hausse des familles monoparentales. Cette évolution peut avoir des conséquences importantes sur les conditions de vie, dans la mesure où la cohabitation engendre des économies d'échelle (ce qui justifie le recours à des échelles d'équivalence pour le calcul des niveaux de vie). Il importe de noter qu'un tel phénomène n'affecterait pas autant nos indicateurs si nous avions retenu le revenu par adulte comme mesure du niveau de vie.

Figure 5 – Évolution de l'effet de la configuration familiale sur les inégalités



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

En effet, le revenu moyen par adulte des familles monoparentales est très proche de celui des couples avec enfants.

Par ailleurs, la part des couples sans enfant a augmenté tout au long de la période. Cela a contribué à accroître les inégalités de revenus, les couples sans enfant étant surreprésentés dans le haut de la distribution des revenus.

Dans la seconde partie de la période, les familles monoparentales sont devenues plus fréquentes et sont surreprésentées dans le bas de la distribution des revenus (voire parmi les ménages pauvres). À l'inverse, les couples avec deux enfants ou plus sont devenus moins fréquents, ce qui a pu jouer sur les inégalités en sens inverse, car ils présentaient eux aussi un risque de pauvreté plus élevé.

Au total, l'effet des types de familles sur l'évolution des inégalités de niveau de vie entre ménages reste modéré, en partie parce que les changements qui leur sont associés sont très lents par rapport à ceux des autres déterminants, et parce qu'il subsiste des inégalités importantes au sein de chaque type de famille. Cela est donc cohérent avec le fait que le profil

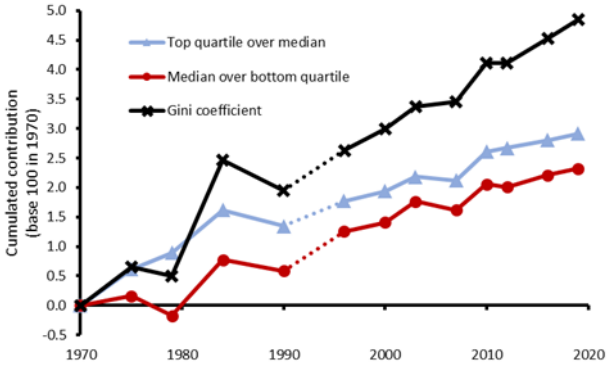
démographique des ménages à bas revenus a évolué au fil du temps, avec davantage de familles monoparentales et moins de couples (Blasco et Picard, 2019).

3.2.2 Évolution de l'effet des catégories socioprofessionnelles sur les inégalités

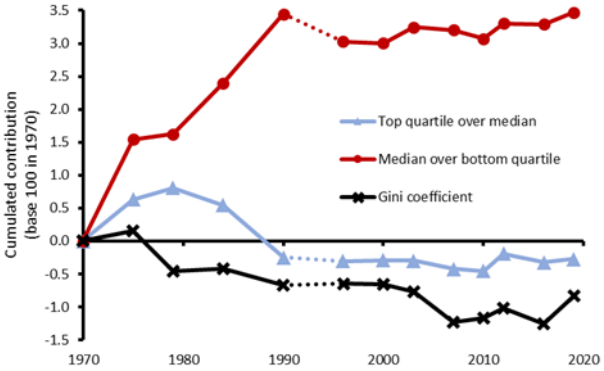
De nombreux phénomènes liés au marché du travail et aux professions ont été mis en avant pour expliquer l'évolution des inégalités entre ménages au cours des dernières décennies. L'emploi des femmes, en particulier, a connu une évolution importante au cours de cette période. La partie de la décomposition qui mesure l'effet des catégories socioprofessionnelles (séparément pour les femmes et pour les hommes) est présentée dans la figure 6.

FIGURE 6 – Évolution de l'effet des catégories socioprofessionnelles sur les inégalités

(a) Catégories socioprofessionnelles des hommes



(b) Catégories socioprofessionnelles des femmes



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

Les effets des évolutions des catégories socioprofessionnelles diffèrent pour les hommes et pour les femmes, notamment parce que ces évolutions elles-mêmes diffèrent (Marchand, 2010). Pour les hommes, il en résulte une nette hausse des inégalités. Le début des années 1980 a en effet connu une accélération du recul des employés et des ouvriers, une accélération de la progression des cadres, des professions intermédiaires et des inactifs, ainsi qu'une pause dans le recul, voire une hausse, des indépendants (figure 3). Au XXIe siècle, les évolutions ont été plus lentes, mais monotones et continues, et ont eu des effets importants sur les inégalités.

Pour les femmes, les évolutions sont plus complexes. À l'exception de la première moitié des années 1970, les évolutions des catégories socioprofessionnelles des femmes ont contribué à réduire l'indice de Gini des niveaux de vie. Cette moyenne masque cependant des évolutions disparates le long de la distribution des revenus. Au cours des années 1980, la forte baisse du nombre de femmes inactives et, dans une moindre mesure, d'ouvrières, associée à une forte hausse du nombre d'employées et, dans une moindre mesure, de professions intermédiaires, a entraîné une hausse du niveau de vie moyen des couples modestes devenus biactifs. On le constate à travers la baisse du rapport Q3/médiane, plus prononcée que celle de l'indice de Gini au cours de la même décennie.

Il faut toutefois souligner que cette hausse du niveau de vie n'a concerné que les classes supérieures et moyennes, tandis que le bas de la distribution des revenus, probablement resté monoactif, a vu son niveau de vie baisser. Avant la hausse de l'activité féminine, un seul revenu d'activité suffisait à un couple pour bien vivre, mais cela est de moins en moins le cas à mesure que la biactivité devient la norme. Cette évolution réduit les inégalités entre couples biactifs, mais accroît l'écart avec les couples monoactifs. On le voit au fait que, tandis que l'indice de Gini a légèrement baissé au cours des années 1980 et que le rapport Q3/médiane a fortement diminué, le rapport médiane/Q1 a fortement augmenté.

La même tendance s'est poursuivie au XXIe siècle, quoique plus lentement. Le recul du nombre de femmes inactives et d'ouvrières s'est accompagné d'une baisse du nombre d'employées, entraînant une hausse du nombre de femmes exerçant une profession intermédiaire, mais aussi de femmes cadres. Ainsi, depuis le début du XXIe siècle, si les évolutions de l'activité féminine ont contribué à faire baisser l'indice de Gini (sans effet majeur sur le rapport Q3/médiane), elles ont entraîné une légère hausse du rapport interquartile et du rapport médiane/Q1.

Il importe de souligner que nous ne mesurons ici que la contribution *directe* de l'évolution des professions exercées par les femmes à l'évolution des inégalités de revenus, alors que plusieurs effets *indirects* pourraient être envisagés. En particulier, l'activité des femmes

est étroitement liée à l'évolution des configurations familiales décrite dans la section 3.2.1, ainsi qu'à l'évolution de la structure par âge de la population, qui façonnent à leur tour la distribution des revenus.

3.3 Évolution des revenus

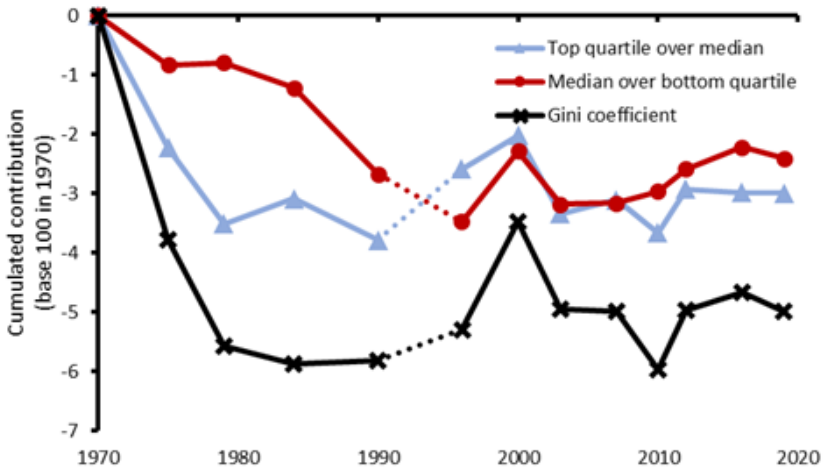
Dans cette section, nous présentons, déterminant par déterminant, les effets de long terme sur les inégalités de revenus des deux principales sources de revenu des ménages : les revenus d'activité (y compris les salaires, les allocations de l'assurance chômage et les revenus des indépendants) et les pensions de retraite. Nous montrons que les revenus (conditionnellement aux caractéristiques des ménages) sont les principaux moteurs de l'évolution des inégalités de revenus, et que leur effet n'a pas été monotone dans le temps.

3.3.1 Évolution de l'effet des revenus d'activité sur les inégalités

Nous analysons d'abord l'effet de l'évolution des revenus d'activité (figure 7), dont l'incidence sur les inégalités dépend de la période. On observe une nette contribution à la baisse des inégalités au cours de la première décennie de la fenêtre d'étude (sous-périodes 1970-1975 et 1975-1979).

Les années 1980 ont été plus complexes, au sens où les évolutions des revenus d'activité entre 1979 et 1984 ont entraîné une hausse du rapport Q3/médiane mais une baisse du rapport médiane/Q1, avec un effet neutre sur les indicateurs globaux d'inégalités. Pour mieux comprendre ces évolutions complexes de la structure de la distribution des revenus, le tableau 1 présente, pour chaque période et chaque décile de la distribution des niveaux de vie, la correction moyenne de l'étape relative aux revenus d'activité dans la spécification centrale, c'est-à-dire la correction multiplicative selon l'équation (3) à partir des résultats de la régression (2). Les niveaux de vie étant normalisés entre les deux périodes, le signe de la correction ne correspond pas à l'évolution effective des revenus, mais à l'évolution des

Figure 7 – Évolution de l'effet des revenus d'activité sur les inégalités



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

revenus d'activité relativement au revenu disponible agrégé au niveau de la population, et donc relativement aux autres sources de revenu agrégées (ce qui explique que les corrections puissent être positives ou négatives pour tous les déciles à la fois).

Tableau 1 – Correction des revenus d'activité par décile

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
1970-1975	40	41	-5	-39	-210	-435	-916	-1692	-3344	-13757
1975-1979	-4	-286	-607	-770	-1080	-1269	-1748	-2582	-4029	-11801
1979-1984	-258	-851	-1384	-1834	-1913	-2385	-2708	-3064	-3889	-12123
1984-1990	237	50	-382	-808	-1182	-1449	-2028	-2548	-2695	-3169
1996-2000	318	414	613	801	1054	1283	1594	1862	2325	5365
2000-2003	208	240	98	-27	-228	-552	-971	-1346	-1631	-3278
2003-2007	-201	-429	-545	-687	-980	-1097	-1319	-1449	-1817	-3952
2007-2010	-81	-194	-191	-200	-173	-329	-512	-715	-1447	-4232
2010-2012	-155	-267	-400	-436	-434	-469	-345	-371	-331	-325
2012-2016	229	397	505	644	758	929	993	1071	1373	2091
2016-2019	203	274	309	358	370	378	422	454	390	68

Note : Di désigne le i^{e} décile. Les montants correspondent à la correction, en euros par an.
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

Au cours de la période 1979-1984, les revenus du travail ont progressé moins vite que le

revenu total pour tous les déciles. Toutefois, si la perte relative augmente avec la position dans la hiérarchie des niveaux de vie, cette hausse est modérée en termes absolus au milieu de la distribution, et donc moins pénalisante en termes relatifs pour le haut des classes moyennes. Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce recul des salaires : la crise économique en général, mais aussi, dans le cas particulier de la France, la désindexation des salaires à partir de 1982 (Desplatz et al., 2003).

La seconde moitié des années 1980 (de 1984 à 1990) a connu une tendance différente : la correction pour le dernier décile est très proche en valeur absolue de celle des autres déciles supérieurs, la baisse est bien plus faible pour la moitié inférieure de la distribution, et on observe même une hausse pour les deux premiers déciles. Il en résulte une baisse des indicateurs d'inégalités au milieu de la distribution (rapports interquartiles) et une hausse des inégalités dans le haut (part des 10 % les plus aisés), sans changement majeur de l'indice de Gini (voir l'annexe en ligne pour l'ensemble des indicateurs d'inégalités).

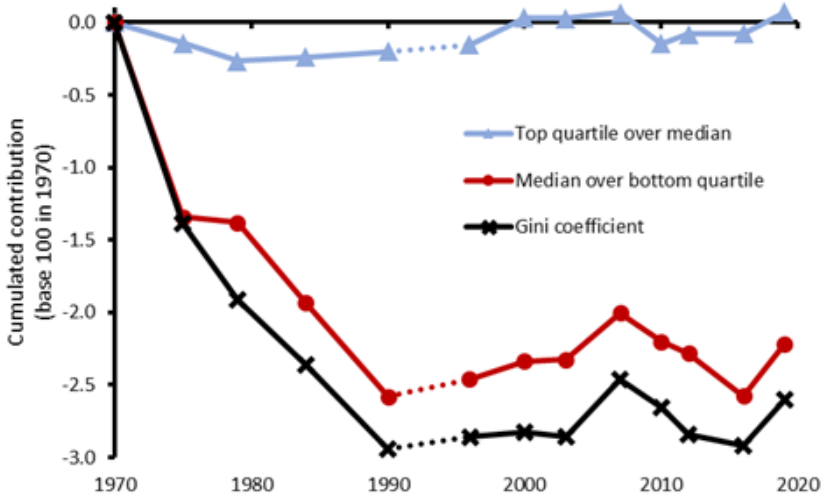
À la fin du XXe siècle, la période de croissance a davantage bénéficié aux ménages à hauts revenus d'activité, entraînant une hausse de tous les indicateurs d'inégalités. La crise du début du XXIe siècle a inversé toutes ces tendances. Par la suite, et à l'exception de la période marquée par la crise des subprimes (2007-2010), on observe une hausse continue des inégalités dans le bas de la distribution des niveaux de vie.

3.3.2 Évolution de l'effet des pensions de retraite sur les inégalités

Comme pour les autres déterminants, la dynamique de la contribution des pensions de retraite aux inégalités a été très différente dans les années 1970 et 1980 de ce qu'elle a été ensuite. Au cours des deux premières décennies étudiées, les pensions de retraite ont un effet important de réduction des inégalités de revenus (voir la figure 8).

Au cours de cette période, les pensions jouent un rôle continu et net dans la réduction des inégalités, et comptent parmi les facteurs les plus importants. Ce rôle est nettement visible dans le bas de la distribution des revenus (forte baisse du rapport médiane/Q1), car

Figure 8 – Évolution de l'effet des pensions de retraite sur les inégalités



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

les ménages de retraités comptent alors parmi les plus pauvres. En effet, ces ménages ne pouvaient prétendre à une pension de retraite complète, le principal régime public étant trop récent pour qu'ils aient pu y cotiser pendant toute leur carrière. Au cours de cette période, des pensions ont été versées à une part toujours croissante de la population, progressivement sortie de la pauvreté.

Le tableau 2 montre que les inégalités diminuent sous l'effet de la montée en charge du système de retraite. De fait, au cours de ces deux premières décennies, les corrections de revenu liées aux pensions sont positives pour tous les déciles de la distribution, ce qui traduit le poids croissant de cette source de revenu dans les niveaux de vie. En outre, le montant de la correction est pratiquement le même pour tous les déciles en valeur absolue, si bien que la correction rapportée au niveau de vie décroît avec celui-ci. Par la suite, la période de relative croissance économique de 1996 à 2007 a été marquée par une légère hausse des inégalités dans le bas de la distribution (rapport interquartile et rapport médiane/Q1, mais pas rapport Q3/médiane).

Les pensions étant déterminées selon des règles intertemporelles, elles ne sont pas affectées

Tableau 2 – Correction des pensions de retraite par décile

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
1970-1975	553	712	606	521	461	452	418	443	474	429
1975-1979	302	386	327	338	324	389	334	301	334	411
1979-1984	207	290	309	231	201	160	133	139	88	49
1984-1990	310	648	551	588	482	496	471	471	461	300
1996-2000	32	46	85	37	152	88	68	135	146	2
2000-2003	18	28	3	-6	-27	4	-37	-69	-98	-127
2003-2007	-254	-382	-382	-453	-409	-416	-432	-483	-560	-822
2007-2010	161	307	369	370	409	391	388	482	547	797
2010-2012	227	360	446	494	524	531	581	686	821	1052
2012-2016	85	272	353	359	352	329	344	450	526	764
2016-2019	-200	-383	-481	-511	-616	-636	-703	-782	-934	-1217

Note : Di désigne le i^{e} décile. Les montants correspondent à la correction, en euros par an.
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

à court terme par le cycle conjoncturel (sauf décision particulière de ne pas les revaloriser en fonction de l'inflation). La correction globale évolue donc à contre-cycle, puisqu'il s'agit d'une contribution relative à l'évolution des revenus. On l'observe en particulier à partir de 2000 ; auparavant, la hausse globale du montant des pensions – due au départ à la retraite de nouveaux retraités ayant effectué des carrières complètes en période de croissance – permettait aux pensions de progresser au même rythme que les revenus d'activité, même en période de croissance du PIB.

Par conséquent, pendant la crise économique qui a suivi le krach des subprimes, les pensions de retraite ont gagné en importance relative par rapport aux autres revenus, ce qui s'est traduit par des corrections positives pour tous les déciles et par une baisse des indicateurs d'inégalités. Ces corrections positives sont intervenues alors même que les pensions moyennes, qui avaient continué de progresser jusqu'à la fin des années 2000, ont en général diminué depuis (en raison des réformes des retraites et de carrières moins complètes des générations suivantes, voir DREES, 2022). Par ailleurs, ces corrections positives sont plus faibles en valeur absolue pour les premiers déciles que pour les déciles supérieurs, ce qui modifie le partage de l'ensemble des niveaux de vie (stabilité de la part des 10 % les plus aisés, hausse de

la part des 40 % intermédiaires et baisse de celle des 50 % les plus modestes ; voir l'annexe en ligne). La dernière période de reprise économique, de 2016 à 2019, a vu toutes ces tendances s'inverser.

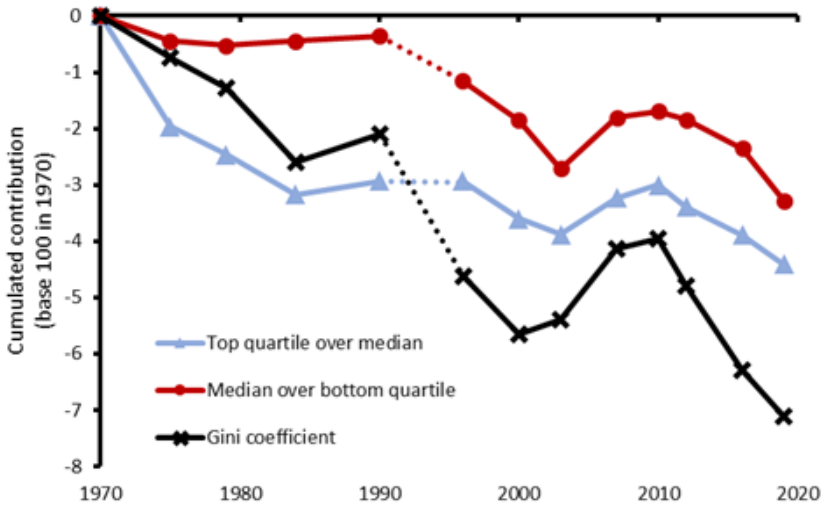
3.4 Évolution de la redistribution

Les deux derniers éléments de la décomposition sont les impôts et les prestations. Ces déterminants étant modifiés conditionnellement à tous les déterminants précédents, les contributions mesurées peuvent s'interpréter comme des évolutions des règles et barèmes des impôts et des prestations.

3.4.1 Évolution de l'effet des impôts sur les inégalités

Sur l'ensemble de la période comme par sous-période, l'effet des impôts sur l'évolution des inégalités de revenu disponible est important (figure 9) : il contribue à la baisse des inégalités dans le temps, à l'exception d'une contribution à leur hausse entre 2003 et 2010.

FIGURE 9 – Évolution de l'effet des impôts sur les inégalités



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

Plusieurs évolutions de la structure des impôts directs en France peuvent expliquer ces

tendances. Outre l'impôt sur le revenu, le second impôt direct est la contribution sociale généralisée (CSG), qui a progressé tout au long de la période. Créée en 1991, elle a vu son taux principal passer de 1,1 % à 7,5 % en 1998, puis à 9,2 % en 2018. Proche d'un impôt proportionnel, elle a un effet redistributif direct limité ; toutefois, son taux sur les revenus du capital est supérieur à celui applicable aux revenus d'activité, et son assiette comporte beaucoup moins d'exonérations que celle de l'impôt sur le revenu : ces deux caractéristiques contribuent à la redistribution. Les impôts directs comprennent aussi la taxe d'habitation, de moindre ampleur et dont le profil redistributif n'est pas net : le caractère régressif lié à l'assiette (la consommation de logement) est en partie compensé par des dispositifs progressifs ajoutés au barème – allègements en fonction du revenu, de l'âge et des enfants à charge (Carbonnier, 2019).

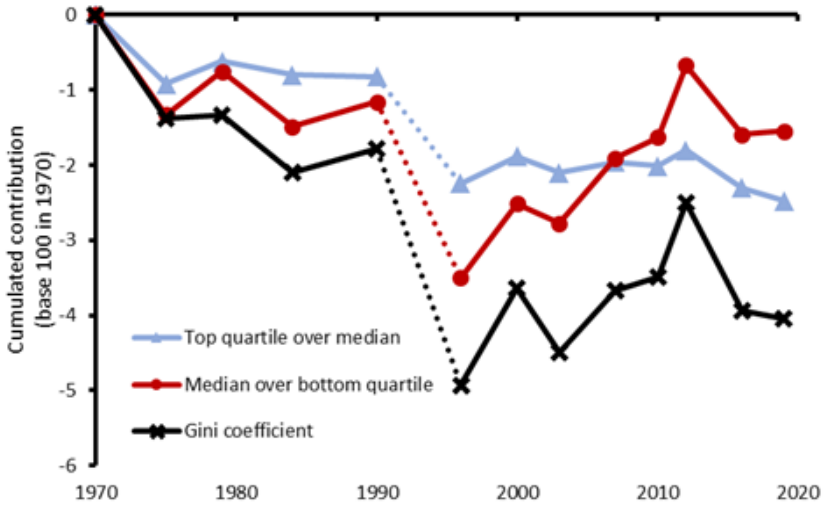
L'inversion de la tendance redistributive des impôts directs entre 2003 et 2010 peut s'expliquer par plusieurs réformes. Une réforme de l'impôt sur le revenu en 2005 a réduit le nombre de tranches et abaissé le taux marginal supérieur. Une réforme de 2007 a plafonné les impôts directs (y compris les impôts locaux et l'impôt sur la fortune) à 60 % des revenus déclarés (« bouclier fiscal ») ; ce plafond a ensuite été abaissé à 50 %, tandis que les contributions sociales étaient intégrées aux impôts pris en compte. Enfin, une réforme de 2008 a permis d'imposer les revenus du capital à rendement variable, notamment les dividendes, à un taux forfaitaire (bien inférieur au taux marginal supérieur du barème de l'impôt sur le revenu), dans le cadre du prélèvement forfaitaire libératoire. Ces mesures ont été en partie supprimées lors du changement de majorité politique en 2012.

3.4.2 Évolution de l'effet des prestations sociales sur les inégalités

Les prestations constituent une part importante du revenu des ménages et jouent un rôle majeur en matière d'inégalités. Il s'agit principalement des minima sociaux, des prestations familiales et des aides au logement. Sur l'ensemble de la période, deux sous-périodes se

distinguent, au cours desquelles les prestations ont contribué aux inégalités en sens opposés (figure 10).

FIGURE 10 – Évolution de l'effet des prestations sociales sur les inégalités



Note : les indicateurs d'inégalités sont calculés sur le niveau de vie des ménages, après impôts et prestations. Les pointillés signalent une rupture de série dans les données (voir la section 2.1).
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

De 1970 au milieu des années 1990, les prestations ont contribué à la baisse des inégalités de revenus dans le temps. Cette baisse s'explique principalement par la création et l'essor des aides au logement à partir de 1971, ainsi que par la création du revenu minimum d'insertion (RMI) en 1988 ; ces prestations étant soumises à conditions de ressources, elles contribuent à réduire les inégalités.

Au cours des décennies suivantes (1996-2012), les prestations tendent à être de moins en moins progressives, à mesure que les conditions de ressources de certaines prestations familiales sont assouplies. Dans le même temps, les barèmes des prestations progressives évoluent moins vite que les revenus, ce qui entraîne une érosion du montant total des prestations versées (IPP, 2023). De fait, en 2010, alors que les prestations étaient distribuées de façon aussi progressive qu'en 1990, le barème des prestations était en réalité moins progressif qu'en 1990 : l'écart s'explique par le fait que les revenus avant impôts étaient plus inégaux en 2010 qu'en 1990 (Eidelman, Langumier et Vicard, 2012; Blasco et Picard, 2019).

Cela affecte particulièrement le bas de la distribution des niveaux de vie par rapport aux classes moyennes et au haut des classes moyennes : stabilité du rapport Q3/médiane, mais hausse du rapport médiane/Q1 plus marquée que celle de l'indice de Gini. On le constate également dans le tableau 3, qui présente la répartition par décile de la correction liée aux prestations pour chaque sous-période. La baisse des prestations entre 1996 et 2000 (relativement aux revenus d'activité, en croissance au cours de cette période d'expansion) est particulièrement marquée dans le bas de la distribution.

Tableau 3 – Correction des prestations sociales par décile

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10
1970-1975	-3	2	22	85	82	-137	-576	-993	-1261	-579
1975-1979	205	69	-11	4	1	58	127	142	123	7
1979-1984	278	255	189	152	73	-3	-42	-89	-147	-426
1984-1990	-267	-228	-48	104	167	186	235	271	415	169
1996-2000	-529	-550	-326	-213	-123	-59	3	10	37	85
2000-2003	569	358	204	156	167	208	152	88	-43	-205
2003-2007	-508	-349	-84	97	211	345	395	324	336	28
2007-2010	-316	-37	95	184	248	272	268	319	261	-111
2010-2012	-775	-407	-61	51	182	231	276	284	297	-13
2012-2016	696	560	412	346	282	243	160	86	28	-75
2016-2019	98	34	67	68	31	56	15	13	-33	-53

Note : Di désigne le i^{e} décile. Les montants correspondent à la correction, en euros par an.
Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

De 2003 à 2012, sous les majorités de droite successives, l'évolution des prestations a entraîné une correction des revenus qui a continûment favorisé les revenus les plus élevés (à l'exception du décile supérieur, dont la correction est quasi nulle), avec des corrections négatives pour les premiers déciles et positives pour les déciles supérieurs. La période suivante, de 2012 à 2016, a connu une inversion de cette tendance, liée notamment à la modulation des allocations familiales en fonction des ressources en 2015.

4 Conclusion

Cet article a analysé l'évolution des inégalités de revenus en France entre 1970 et 2019, par sous-périodes définies selon les cycles économiques. Nous avons mesuré, à l'aide d'une méthode de décomposition semi-paramétrique, les contributions respectives des évolutions de la structure des ménages, des catégories socioprofessionnelles, des salaires, des pensions, des impôts et des prestations à l'évolution des inégalités de revenus.

Les résultats montrent une forte contribution des revenus du travail et du système de retraite à la baisse des inégalités en début de période, avant une neutralisation, voire une inversion de l'effet (quoique mineure pour les pensions) en fin de période. Les impôts et les prestations sociales réduisent globalement les inégalités sur la période, avec une tendance inverse au début du XXIe siècle, en particulier de 2003 à 2012.

Les évolutions des configurations familiales et des catégories socioprofessionnelles des hommes ont eu une contribution plus faible sur chaque période, mais très persistante, qui s'est cumulée en une hausse non négligeable des inégalités au cours des cinquante dernières années. La forte hausse de l'emploi féminin n'a pas entraîné de baisse des inégalités de revenus entre ménages ; elle les a même accrues au cours de certaines sous-périodes, probablement du fait de l'homogamie.

Plusieurs aspects mériteraient d'être approfondis afin de comprendre plus finement les effets des politiques publiques. En particulier, les évolutions des revenus du travail sont considérées ici comme un déterminant unique, alors qu'elles dépendent de multiples phénomènes, notamment des politiques qui influent sur les négociations salariales dans les entreprises et des politiques de salaire minimum. Cela justifierait une analyse spécifique mesurant l'effet des salaires proches du salaire minimum, ce que notre méthode permet puisqu'elle modélise l'ensemble de la distribution des revenus contrefactuels.

Un autre prolongement consisterait à analyser la question du temps de travail, et en particulier du temps partiel, plus fréquent chez les femmes, mais dont l'effet pourrait différer

selon la catégorie sociale, et donc un possible impact sur les inégalités de revenus entre ménages.

Références

Arnal, Olivier, Romain Loiseau et Vincent Vicaire. 2025. « Revenus et patrimoine des foyers les plus aisés en France. » DGFiP Analyses 08, Direction Générale des Finances Publiques.

Atkinson, Anthony B, Thomas Piketty et Emmanuel Saez. 2011. « Top Incomes in the Long Run of History. » *Journal of Economic Literature* 49 (1):3–71.

Autor, David H et David Dorn. 2013. « The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. » *American Economic Review* 103 (5):1553–1597.

Baker, Michael, Jonathan Gruber et Kevin Milligan. 2008. « Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. » *Journal of Political Economy* 116 (4):709–745.

Banks, James, Richard Blundell, Antoine Bozio, Jonathan Cribb, David Green et James P. Ziliak. 2024a. « Changing inequalities in Europe and North America: part two. » *Fiscal Studies* 45 (3):263–267.

———. 2024b. « Changing labour market and income inequalities in Europe and North America: a parallel project to the IFS Deaton Review of Inequalities in the 21st century. » *Fiscal Studies* 45 (2):111–117.

Bennett, Patrick, Kelly Foley, David A. Green et Kjell G. Salvanes. 2024. « Education and inequality: an international perspective. » *Fiscal Studies* 45 (3):429–454.

Biewen, Martin et Andos Juhasz. 2012. « Understanding Rising Income Inequality in Germany, 1999/2000-2005/2006. » *Review of Income and Wealth* 58 (4):622–647.

Blasco, Julien et Sébastien Picard. 2019. « Quarante ans d'inégalités de niveau de vie et de redistribution en France (1975-2016). » *France, portrait social* 2019:61–80. Coll. Insee Références.

Blömer, Maximilian, Elena Herold, Max Lay, Andreas Peichl, Ann-Christin Rathje, Paul Schüle et Anne Steuernagel. 2024. « Labour market trends and income inequality in Germany, 1983–2020. » *Fiscal Studies* 45 (3):325–342.

Bonnet, Odran, Pierre-Henri Bono, Guillaume Chapelle et Etienne Wasmer. 2015. « Réflexions sur le logement, la hausse des prix de l'immobilier et les inégalités en réponse à l'ouvrage de Thomas Piketty, Le capital au XXIe siècle. » *Revue d'économie politique* 125 (3):317–346.

Bouchet-Valat, Milan. 2017. « Does women's employment growth increase wage inequalities between couples? The case of France between 1982 and 2014. » *Economie et Statistique / Economics and Statistics* 493:67–85.

Bozio, Antoine, Malka Guillot, Lukas Puschnig et Maxime Tô. 2024. « What lies behind France's low level of income inequality? » *Fiscal Studies* 45 (3):309–323.

Brehm, Uta et Henriette Engelhardt. 2015. « On the age-specific correlation between fertility and female employment: Heterogeneity over space and time in OECD countries. » *Demographic Research* 32 (23):691–722.

Carbonnier, Clément. 2015. « L'impact des prix de l'immobilier sur les inégalités et leur mesure. » *Revue économique* 66 (6):1029.

———. 2018. « Contribution du patrimoine à la formation des inégalités:. » *Revue d'économie financière* N° 128 (4):181–195.

———. 2019. « The Distributional Impact of Local Taxation on Households in France. » *Economie et Statistique / Economics and Statistics* 507 (d):31–52.

———. 2021. « Imposition jointe des revenus et emploi des femmes mariées. » *Revue économique* 72 (2):215–244.

Carbonnier, Clément et Nathalie Morel. 2018. *Le retour des domestiques*. Paris: Le Seuil, La République des idées.

Carbonnier, Clément et Bruno Palier. 2022. *Les femmes, les jeunes et les enfants d'abord: investissement social et économie de la qualité*. Paris: PUF.

Chancel, Lucas, Thomas Piketty, Emmanuel Saez, Gabriel Zucman et al. 2022. *World Inequality Report 2022*. World Inequality Lab.

Chiappori, Pierre-André et Costas Meghir. 2015. « Chapter 16 - Intrahousehold Inequality. » Dans *Handbook of Income Distribution*, vol. 2, sous la direction de Anthony B. Atkinson et François Bourguignon. Elsevier, 1369–1418.

Cribb, Jonathan. 2024. « Labour market and income inequalities in the United Kingdom, 1968–2021. » *Fiscal Studies* 45 (2):131–142.

Desplatz, Rozenn, Stéphanie Jamet, Vladimir Passeron et Fabrice Romans. 2003. « La modération salariale en France depuis le début des années 1980. » *Economie et Statistique* 367:39–67.

DiNardo, John, Nicole M. Fortin et Thomas Lemieux. 1996. « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. » *Econometrica* 64 (5):1001.

DREES. 2022. « Les retraités et les retraites. » *Panoramas de la Drees* Édition 2022.

Duvoux, Nicolas et Adrien Papuchon. 2022. « Class and relative wealth accumulation in five European countries: Sociological Lessons from the Household Financial and Consumption Survey (European Central Bank, 2014 Wave). » *European Journal of Sociology* 63 (3):321–362.

Eidelman, Alexis, Fabrice Langumier et Augustin Vicard. 2012. « Progressivity of the French Tax System: Different Channels in 1990 and 2010. » INSEE Working Papers G2012-08, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Ferragina, Emanuele. 2020. « Family policy and women's employment outcomes in 45 high-income countries: A systematic qualitative review of 238 comparative and national studies. » *Social Policy & Administration* 54 (7):1016–1066.

Foley, Kelly, David A. Green et W. Craig Riddel. 2024. « Canadian inequality over the last 40 years: common and contrary variations on universal themes. » *Fiscal Studies* 45 (2):119–130.

Garbinti, Bertrand, Jonathan Goupille-Lebret et Thomas Piketty. 2018. « Income inequality in France, 1900–2014: Evidence from Distributional National Accounts (DINA). » *Journal of Public Economics* 162:63–77.

———. 2021. « Accounting for Wealth-Inequality Dynamics: Methods, Estimates, and Simulations for France. » *Journal of the European Economic Association* 19 (1):620–663.

Goldin, Claudia et Lawrence F. Katz. 2009. *The race between education and technology.* Cambridge: Belknap.

Goos, Maarten et Alan Manning. 2007. « Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. » *The Review of Economics and Statistics* 89 (1):118–133.

Guirola, Luis, Laura Hospido et Andrea Weber. 2024. « Family and career: an analysis across Europe and North America. » *Fiscal Studies* 45 (2):243–257.

Hardy, Bradley L., Elizabeth Krause et James P. Ziliak. 2024. « Income inequality in the United States, 1975–2022. » *Fiscal Studies* 45 (2):155–171.

IPP. 2023. « IPP tax and benefit tables. » *Institut des Politiques Publiques* URL `https://www.ipp.eu/en/ipp-tax-and-benefit-tables`. Consulté le 10 juin 2023.

Karimi, Arizo, Charlotte Lucke et Mårten Palme. 2024. « Components of the evolution of income inequality in Sweden, 1990–2021. » *Fiscal Studies* 45 (2):187–204.

Lakner, Christoph et Branko Milanovic. 2016. « Global Income Distribution: From the Fall of the Berlin Wall to the Great Recession. » *The World Bank Economic Review* 30 (2):203–232.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 2008. « Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada. » *Journal of Labor Economics* 26 (3):519–548.

Lequien, Laurent. 2012. « The Impact of Parental Leave Duration on Later Wages. » *Annals of Economics and Statistics* 107/108:267.

Little, Roderick et Donald Rubin. 2019. *Statistical Analysis with Missing Data, Third Edition.* Wiley Series in Probability and Statistics. Wiley, 1 éd.

Marchand, Olivier. 2010. « 50 ans de mutation de l'emploi. » *INSEE Première* 1312.

Mosisa, Abraham T et Steven F Hipple. 2006. « Trends in labor force participation in the United States. » *Monthly Labor Review* 129:35–57.

Pennec, Sophie et Didier Blanchet. 1996. « Hausse de l'activité féminine : quels liens avec l'évolution de la fécondité ? » *Economie et Statistique* 300 (1):95–104.

Pierru, Emmanuel et Alexis Spire. 2008. « Le crépuscule des catégories socioprofessionnelles. » *Revue française de science politique* 58 (3):457.

Piketty, Thomas. 1998. « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français. » *Économie & prévision* 132 (1):1–35.

———. 2003. « Income Inequality in France, 1901–1998. » *Journal of Political Economy* 111 (5):1004–1042.

Piketty, Thomas et Emmanuel Saez. 2003. « Income Inequality in the United States, 1913-1998. » *The Quarterly Journal of Economics* 118 (1):1–41.

Piketty, Thomas et Gabriel Zucman. 2014. « Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700–2010 *. » *The Quarterly Journal of Economics* 129 (3):1255–1310.

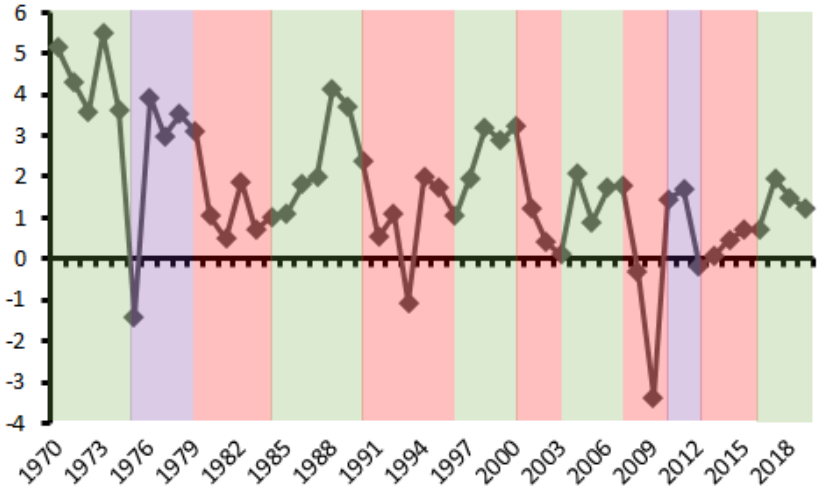
Périvier, Hélène et Gregory Verdugo. 2019. « La stratégie de l'Union européenne pour promouvoir l'égalité professionnelle est-elle efficace ?:. » *Revue de l'OFCE* N° 158 (4):77–101.

Yonzan, Nishant, Branko Milanovic, Salvatore Morelli et Janet Gornick. 2022. « Drawing a Line: Comparing the Estimation of Top Incomes between Tax Data and Household Survey Data. » *The Journal of Economic Inequality* 20 (1):67–95.

A Choix des sous-périodes

Le choix des sous-périodes pour la fin du XXe siècle est limité par le fait que les données d'enquête de 1970 à 1996 n'étaient pas annuelles, mais collectées environ tous les cinq ans. Nous analysons donc la période 1970-1975, qui correspond à la fin des Trente Glorieuses, puis la période 1975-1984, décennie de récession consécutive aux chocs pétroliers. La reprise de 1984 à 1990 est suivie d'une nouvelle récession de 1990 à 1996. [6]

FIGURE 11 – Croissance du PIB en France, 1970-2019, et périodes de décomposition retenues



Note : les bandes verticales colorées indiquent les périodes retenues pour la décomposition de l'évolution des inégalités.
Champ : France, 1970-2019.
Source : comptes nationaux annuels, Insee.

Pour le début du XXIe siècle, une autre contrainte s'impose du fait des ruptures de séries en 2010 et en 2012 (avec toutefois, pour ces années charnières, deux bases de données, une dans chacune des conventions statistiques) : nous retenons donc une période d'étude allant de 2010 à 2012. Après 2012, nous choisissons de découper la période selon les cycles économiques (voir la figure 11), soit entre 2012 et 2016 puis entre 2016 et 2019. Un découpage alternatif fondé sur le cycle électoral retient 2017 comme année de transition. Avant 2010, et toujours

6. Cette dernière période ne peut toutefois pas être correctement interprétée, en raison des changements intervenus dans la construction de la base de données entre 1990 et 1996 ; voir la section 2.1.

selon le cycle conjoncturel, les périodes retenues vont de 1996 à 2000, avant l'éclatement de la bulle Internet de 2000 à 2003, puis une nouvelle phase de croissance de 2003 à 2007, avant la crise des subprimes de 2007 à 2010. Une variante fondée sur le cycle électoral retient les périodes 1997-2002, 2002-2007 et 2007-2012.

B Analyse des résidus

Il convient d'abord de souligner la très grande homogénéité des résidus d'une spécification à l'autre (voir le tableau 4) : aucun ordre ne semble mieux rendre compte qu'un autre du passage de la période initiale à la période finale. Les différences sont moins négligeables entre les différentes méthodes de correction des revenus. Dans la plupart des cas, les résidus les plus faibles sont obtenus *via* la méthode utilisée dans notre spécification centrale.

Tableau 4 – Résidus des décompositions, en % de la valeur initiale de l'indicateur

	Rapport inter-quartile	Rapport Q3/ médiane	Rapport médiane/ Q1	Indice de Gini	Part des 10 % les plus aisés	Part des 50 % les plus modestes	Part des 40 % inter-médiaires
1970-1975	4,80	1,64	3,36	1,94	0,81	3,15	1,16
1975-1979	0,68	1,24	0,55	0,04	0,19	2,41	1,43
1979-1984	0,66	0,16	0,55	2,13	2,85	2,71	0,44
1984-1990	3,24	2,34	1,12	2,69	1,52	2,45	0,30
1996-2000	0,05	0,78	0,86	1,38	3,46	0,96	1,79
2000-2003	0,86	0,25	0,72	0,74	0,34	0,75	0,18
2003-2007	2,05	0,86	1,42	0,53	0,56	0,62	0,71
2007-2010	0,47	0,13	0,40	1,32	2,08	0,96	0,87
2010-2012	1,67	0,82	1,05	1,30	0,69	1,61	1,33
2012-2016	0,18	0,29	0,10	1,05	1,22	0,35	0,63
2016-2019	0,94	0,54	0,52	2,07	1,93	2,46	0,04

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires, 1970-2019.
Source : ERF-ERFS, Insee.

On observe des différences entre les périodes et entre les indicateurs. À l'exception de 1970-1975 et de 1984-1990, les résidus sont particulièrement faibles pour le rapport interquartile,

qui est par ailleurs un bon indicateur des inégalités au milieu de la distribution et que l'article étudie plus en détail. Les rapports entre la médiane et les quartiles présentent une précision de décomposition similaire, voire meilleure, et permettent de préciser l'origine des effets mis en évidence sur le rapport interquartile, selon qu'ils se situent plutôt dans la moitié supérieure ou dans la moitié inférieure des revenus.

Pour la décomposition des parts du revenu captées par les différentes catégories de ménages (les 10 % les plus aisés, les 50 % les plus modestes et les 40 % intermédiaires), on observe une nette césure temporelle : les résidus sont bien plus faibles après 1996 qu'avant 1990, ce qui tient probablement à une base de données plus précise (cf. *supra*).

C Robustesse des contributions des déterminants aux inégalités

La contribution de la composition des ménages apparaît assez stable d'une spécification à l'autre, à l'exception de l'ordre relatif avec l'étape modifiant les catégories socioprofessionnelles (indépendamment de la position relative par rapport aux autres étapes). Alors que les contributions des configurations familiales vont toujours dans le sens d'une hausse des inégalités (voir la section 3.2.1), trois périodes (1970-1975, 1975-1979 et 2012-2016) se distinguent par une inversion de tendance lorsque l'étape de correction des proportions de catégories socioprofessionnelles est réalisée avant celle des configurations familiales. Une hypothèse probable est que l'évolution des configurations familiales (principalement la part croissante des personnes seules, y compris des mères isolées) est asymétrique selon les catégories socioprofessionnelles, et que l'étape relative aux catégories socioprofessionnelles capte donc une partie de la contribution des configurations familiales lorsqu'elle est mise en œuvre en premier.

Cela ne pose toutefois pas de problème majeur d'interprétation, car l'effet des catégories socioprofessionnelles est nettement supérieur à celui des configurations familiales, et l'inversion ne modifie que légèrement la contribution mesurée des catégories socioprofessionnelles.

De ce point de vue, il convient de noter que, de façon quelque peu contre-intuitive, la hausse du nombre de retraités (hommes comme femmes) ne semble pas avoir d'effet significatif sur l'évolution des inégalités, quels que soient la méthode ou l'ordre des étapes. En particulier, inverser les étapes d'ajustement de la part des retraités et des pensions ne remet pas en cause l'absence d'effet de la part des retraités sur l'évolution des inégalités.

S'agissant de l'effet des autres catégories socioprofessionnelles, les résultats sont très stables pour les hommes à partir de 1984. Pour la période 1975-1984, les effets sont très proches de zéro pour toutes les méthodes et tous les ordres, à l'exception de l'ordre dans lequel la modification des catégories socioprofessionnelles des hommes intervient après celles des femmes et de la configuration familiale, mais avant toutes les autres modifications : la contribution va alors dans le sens d'une hausse des inégalités. La grande stabilité d'un résultat nul pour les autres ordres (notamment lorsque la modification de la catégorie socioprofessionnelle des hommes est mesurée après celle des femmes, mais avant celle de la configuration familiale ou après celle des revenus) renforce toutefois la crédibilité de ce résultat nul. Pour la période 1970-1975, l'effet est très stable et positif lorsque la modification des catégories socioprofessionnelles intervient avant celle des revenus, mais il s'annule lorsque les revenus sont corrigés en premier.

Le même effet de l'inversion de l'ordre entre catégories et revenus s'observe pour les catégories socioprofessionnelles des femmes sur la période 1979-1984. Par ailleurs, on observe une inversion du sens de l'effet sur la période 2007-2010, selon que l'on modifie d'abord la catégorie socioprofessionnelle des femmes ou celle des hommes, mais cette inversion intervient entre des valeurs très faibles en valeur absolue, de sorte que l'interprétation penche vers une absence d'effet. Pour le reste, les résultats sont très stables d'une spécification à l'autre.

S'agissant des revenus d'activité, l'inversion de l'ordre des étapes ne modifie les valeurs estimées pour aucune période. Du point de vue de la méthode, les résultats sont également stables dans l'ensemble, même si certains écarts apparaissent. Pour la période 1975-1979, les résultats de la variante additive divergent, mais ceux de la variante intra-catégorie restent

proches de ceux de la méthodologie centrale. Pour la période 1979-1984, les deux variantes s'écartent de la méthodologie centrale dans le bas de la distribution. Les résultats relatifs aux variations de revenus pour cette période 1979-1984 doivent donc être interprétés avec prudence.

S'agissant de l'évolution des montants des pensions, les résultats sont importants et stables pour les années 1970, 1980 et 1990. Après 2000, ils restent très stables aux changements d'ordre des étapes, mais la variante intra-catégorie s'en écarte parfois. Au total, malgré ces différences, les variantes convergent vers le même résultat : l'influence des pensions de retraite a été beaucoup plus faible après 2000 qu'auparavant.

La mesure de la contribution des impôts est très stable aux changements d'ordre des étapes et de méthode, à l'exception des écarts de la variante intra-catégorie pour les périodes 2000-2003 et 2007-2010. Des écarts de cette même variante intra-catégorie s'observent pour les contributions des prestations sociales sur ces mêmes périodes, ainsi qu'en 1984-1990 et en 2010-2012. Pour le reste, les résultats des différentes méthodes sont cohérents, de même que ceux des différents ordres des étapes.