

Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France

Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France

Michaël Sicsic*

Résumé – Nous étudions la mobilité intergénérationnelle des individus dans l'échelle des revenus, en comparant pour la première fois directement la position relative de jeunes adultes de 27 à 30 ans à celle de leurs parents, à partir des données fiscales de l'Échantillon Démographique Permanent. La corrélation entre le rang des jeunes de 29 ans dans la distribution des revenus et celui de leurs parents est de 0.25. Parmi les 20 % de jeunes dont les parents étaient les plus pauvres, 12 % sont parmi les 20 % les plus aisés : ce taux serait plus élevé en France qu'aux États-Unis et en Italie, mais plus faible que dans les pays nordiques. La mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés, sont diplômés du supérieur, immigrés, mobiles géographiquement, ou résident en Île-de-France à la majorité de leur enfant ; et elle est d'autant plus faible pour les femmes, dans les familles monoparentales, avec des parents ouvriers ou employés, ou vivant dans les Hauts-de-France.

Abstract – We study the intergenerational income mobility of individuals by directly comparing, for the first time in France, the rank of young adults between the ages of 27 and 30 on the income ladder with that of their parents, based on administrative data from the Échantillon démographique permanent (EDP, INSEE's demographic panel sample). The rank-rank correlation is 0.25 at age 29. Twelve per cent of the young people born to the poorest 20% of parents climb up the income ladder to the top 20%: this upward mobility rate is higher in France than in the United States and Italy, but lower than in the Nordic countries. Upward mobility is stronger the higher the parents' capital incomes and diploma, when parents are immigrants, are geographically mobile, or were living in Île-de-France when their offspring reached the age of majority. Conversely, being female, having lived in a single-parent family or in the Hauts-de-France region, or having parents who are manual worker has a negative impact on upward mobility.

JEL : J62, J61, D31, H0, R1

Mots-clés : mobilité intergénérationnelle, revenus, inégalités, variations géographiques

Keywords: intergenerational mobility, income, inequality, geographical variations

* Insee au moment de l'étude, et CRED, Université Paris 2 Panthéon-Assas. Correspondance : sicsic.michael@gmail.com

L'auteur remercie tout spécialement Hicham Abbas pour son travail exceptionnel sur la base de données de cette étude. Il remercie Céline Dennevault et Pierre Lamarche pour leur aide sur les données de l'EDP et de Fidéli, ainsi qu'Olivier Guin pour son aide précieuse sur les méthodes de calage et de sondage. Il remercie également Aliocha Accardo, Valérie Albouy, Christel Colin, Gustave Kenedi, Julie Labarthe, Raphaël Lardeux, Isabelle Robert-Bobée, Alain Trannoy et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires sur des versions précédentes de cet article. Il remercie enfin Clément Dherbécourt, Lino Galiana, Bertrand Garbinti, Sébastien Grobon, Stéphane Legleye, Louis Sirugue et les participants aux séminaires de la DSDS d'octobre 2021, de l'OFCE en juin 2022, et de l'Université de Bordeaux de février 2023 pour des discussions stimulantes sur ce travail.

Reçu en juin 2022, accepté en février 2023.

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

Citation: Sicsic, M. (2023). Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 3–20 (First published online: August 2023). doi: 10.24187/ecostat.2023.540.2100

Diminuer la reproduction des inégalités entre générations est devenu un objectif important des politiques publiques ainsi qu'un consensus de politique économique. La mobilité intergénérationnelle permet une croissance plus inclusive, où chacun a les mêmes chances de prospérer (OCDE, 2018), et peut stimuler l'innovation (Aghion *et al.*, 2019). À l'inverse, des positions figées d'une génération à l'autre, de la même façon qu'un sous-investissement en capital humain, conduisent à des pertes d'efficacité (Becker & Tomes, 1979¹). Une faible mobilité dans le bas de la distribution des revenus conduit en outre à la perte de nombreux talents et entrepreneurs potentiels (Bell *et al.*, 2019). Diminuer la reproduction des inégalités d'une génération à l'autre permet de tendre vers une égalité des opportunités (Roemer & Trannoy, 2016). Pourtant, s'il y a consensus sur l'objectif d'encourager la mobilité d'une génération à l'autre, les diagnostics sur la mobilité intergénérationnelle des individus dans l'échelle des revenus en France divergent (Dherbécourt, 2020). L'ampleur de la mobilité intergénérationnelle de revenus est peu documentée en France, à l'inverse de la mobilité intergénérationnelle de position sociale ou de catégorie socioprofessionnelle, car il n'existait pas jusqu'à récemment de bases de données permettant de lier directement les revenus d'une personne à ceux de ses parents.

Dans cet article, nous étudions la mobilité intergénérationnelle de revenus en reliant pour la première fois en France les revenus de jeunes adultes à ceux de leurs parents, à partir d'un très grand échantillon de paires enfants-parents. Nous mobilisons pour cela l'échantillon démographique permanent (EDP), en particulier sa partie panel de données fiscales et sociales sur la période 2010-2019. Ces données permettent de comparer les revenus individuels du travail de 2019 de jeunes adultes de 29 ans à ceux de leurs parents en 2010, lorsque parents et jeunes vivaient dans le même foyer fiscal. Les revenus des jeunes et des parents n'étant pas mesurés au même âge, c'est la position relative des parents en 2010 (dans la distribution des revenus des parents) qui est comparée à celle des jeunes en 2019 (dans la distribution des revenus des jeunes). La corrélation, dite « rang-rang », entre ces positions fournit une mesure de la mobilité sociale de revenus des jeunes adultes, à l'instar de Chetty *et al.* (2014). L'approche par les rangs est beaucoup plus robuste que la comparaison traditionnelle des revenus ou logarithmes des revenus, comme l'ont montré les récentes études sur la mobilité (voir notamment Chetty *et al.*,

2014 et Nybom & Stuhler, 2017). La contrainte des données conduisant à mesurer le revenu des enfants à 29 ans conduit à sous-estimer la corrélation par rapport à une situation idéale où on pourrait mesurer le revenu des enfants au même âge que celui des parents, notamment du fait que certains font de longues études. Cependant, nos résultats ne souffrent que légèrement d'un biais de cycle de vie, étant donné qu'à 29 ans, presque tous les jeunes sont sur le marché du travail (seuls 0.8 % sont en études initiales, selon Bernard, 2021). Enfin, 29 ans est un âge très proche de celui retenu dans Chetty *et al.* (2011) (27 ans) ou Chetty *et al.* (2014) (30 ans) pour des études similaires.

Nous analysons ensuite les mobilités ascendantes et descendantes selon les caractéristiques sociodémographiques et la localisation géographique à partir de régressions de Poisson. L'EDP incorporant également des données fiscales, nous étudions la mobilité intergénérationnelle sous l'angle des revenus du capital, ce qui n'a encore jamais été fait à notre connaissance. Théoriquement, le patrimoine joue de façon ambiguë sur la mobilité intergénérationnelle : d'une part, un patrimoine important des parents peut réduire les incitations des enfants à entreprendre de longues études ou à travailler ; d'autre part, un patrimoine important permet d'accéder à des formations onéreuses et coïncide en outre souvent avec un capital social plus important. Nous étudions également la mobilité intergénérationnelle des revenus des descendants d'immigrés, ce qui n'a jamais été fait en France. Le fait d'être descendant d'immigré peut également jouer de façons contraires sur la mobilité : d'un côté, les enfants d'immigrés peuvent souffrir de discriminations et vivent plus souvent que les autres dans des territoires pauvres, ce qui peut réduire leur mobilité ascendante. D'un autre côté, le fait que les immigrés vivent plus souvent dans des grands centres urbains avec plus d'opportunités d'emploi, et des facteurs liés à l'éducation, peuvent jouer dans le sens inverse. Pour produire des estimations robustes selon l'ensemble des caractéristiques ci-dessus, nous étendons notre champ d'étude aux jeunes de 27 à 30 ans, soit un échantillon d'environ 60 000 paires enfants-parents.

Nous estimons la corrélation entre le rang des jeunes et celui de leurs parents, qui mesure la persistance intergénérationnelle des revenus, à 0.25. Cette corrélation est un peu plus élevée (0.26) si l'on considère les niveaux de vie de

1. Dans leur modèle fondateur, ces économistes intègrent l'investissement en capital humain des parents pour leur enfant dans l'analyse des inégalités.

la famille et non les revenus individuels, ou le revenu du parent aux revenus les plus élevés et non le revenu moyen des deux parents. Cependant, cette corrélation moyenne masque une forte hétérogénéité : la position des enfants varie beaucoup à revenu des parents fixé.

L'étude de la mobilité entre cinquièmes de revenus complète notre état des lieux de la mobilité intergénérationnelle en France. Elle confirme d'abord que les inégalités se transmettent entre générations : les jeunes des familles aux revenus parmi les 20 % plus élevés ont trois fois plus de chances d'être classés parmi les 20 % les plus aisés que ceux issus des familles parmi les 20 % les plus modestes. Cependant cette analyse fait aussi apparaître une mobilité certaine : 73 % des jeunes adultes appartiennent à un cinquième de revenus différent de celui de leurs parents, et parmi les jeunes adultes de 29 ans dont les parents appartiennent aux 20 % les plus modestes, 12 % sont en mobilité très ascendante en faisant partie des 20 % les plus aisés de leur génération. Cette mobilité très ascendante est supérieure à celle observée aux États-Unis et en Italie, et inférieure à celle du Canada et de la Suède.

À partir de régressions de Poisson, nous montrons que la mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés ; que le parent au plus haut revenu a au moins le baccalauréat ; qu'il est immigré ; que la famille a été mobile géographiquement pendant l'enfance de l'individu et que le jeune réside en Île-de-France à sa majorité. À l'inverse, être une femme, avoir vécu dans une famille monoparentale ou dans une famille dans laquelle la personne de référence est ouvrier ou employée et vivre dans les Hauts-de-France influent négativement sur la mobilité ascendante.

Revue de littérature et contributions

Notre travail s'inscrit dans le prolongement des études antérieures sur la mobilité intergénérationnelle. Si la mobilité sociale intergénérationnelle en termes de catégories sociales a fait l'objet de nombreuses études en France (voir par exemple Vallet, 2014) grâce aux enquêtes Formation et qualification professionnelle (FQP), la mobilité en termes de revenus a été peu abordée jusqu'à présent, du fait du manque de données permettant de l'étudier. Deux catégories de travaux ont cependant été menées. D'une part, des travaux reliant les revenus à la catégorie socioprofessionnelle des parents, méthode « mixte » mise en œuvre par Lefranc *et al.* (2004), Dherbécourt (2018) et Dherbécourt & Kenedi (2020). D'autre part, des travaux imputant le revenu des parents

à partir d'autres informations : ainsi, Lefranc & Trannoy (2005), dans un article pionnier sur données françaises, puis Lefranc (2018), OCDE (2018) et Alesina *et al.* (2018), imputent le revenu moyen des pères par des méthodes d'inférence par variables instrumentales (popularisées par Björklund & Jäntti, 1997) à partir des enquêtes FQP ou SRCV, et estiment une élasticité intergénérationnelle des revenus (IGE). Kenedi & Sirugue (2021) mettent également en œuvre cette méthode pour calculer différents indicateurs de mobilité, aux niveaux national et départemental, en ayant cette fois-ci recours à l'EDP². Par rapport à ces études, notre principale contribution consiste à comparer directement les revenus observés aux revenus observés des parents, permettant de ne pas être tributaire d'hypothèses d'imputation³. Notre étude permet également de couvrir tous les secteurs d'activité des individus et de leurs parents, y compris le secteur public et les indépendants.

Notre étude se rapproche de récents travaux menés sur données non françaises. Elle suit pour une large part le travail de Chetty *et al.* (2014). Celui-ci se fonde lui-même sur les travaux de Solon (1999) et de Black & Devereux (2011), qui s'intéressent à la mobilité intergénérationnelle de revenus aux États-Unis, à partir des revenus effectivement observés des parents et de leurs enfants. Corak & Heisz (1999), Schnitzlein (2016), Boserup *et al.* (2014), Nybom & Stuhler (2017), Muray *et al.* (2018), Helsø (2021) et Acciari *et al.* (2022) mettent en œuvre des méthodologies similaires sur des données canadiennes, allemandes, danoises, suédoises, australiennes et italiennes. Par rapport à ces articles, l'une des contributions originales de notre étude consiste à décrire la mobilité intergénérationnelle de revenus pour un nouveau pays, la France. Nous trouvons que la mobilité positionnelle serait plus élevée qu'aux États-Unis et qu'en Italie, mais proche de celle observée en Australie, à âge similaire. Elle serait cependant plus faible qu'en Suisse, Suède, Danemark et Canada. Nos données permettent également de décrire la mobilité intergénérationnelle selon de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et géographiques. C'est notamment la première fois, à notre connaissance, que la

2. Et en particulier aux données fiscales pour les enfants et aux DADS pour les parents. Les indépendants et les fonctionnaires ne sont donc pas couverts (car absents des données DADS). Nos estimations de la corrélation rang-rang au niveau individuel, obtenues à partir d'un échantillon d'enfants d'âges comparables, sont très proches des leurs, et sont logiquement plus faibles par rapport à celles des auteurs ayant considéré les revenus au niveau du ménage (du fait des effets d'homogamie).

3. La méthode d'imputation aurait par exemple tendance à biaiser à la hausse l'IGE, de 0.1 point ou plus (Björklund & Jäntti, 1997, Acciari *et al.*, 2022, Kenedi & Sirugue, 2021).

mobilité est décrite en fonction des revenus du capital des parents, ce qui permet d'étudier la manière dont la détention de capital influence la mobilité.

La suite de l'article est organisée comme suit. La première partie décrit les données utilisées, la construction de la base d'étude, la méthode utilisée et fournit des statistiques descriptives. La deuxième partie présente les résultats au niveau agrégé et propose des tests de robustesse. Enfin, la troisième partie décrit la mobilité selon les caractéristiques sociodémographiques et géographiques sur la population élargie aux 27-30 ans.

1. Données, champ et statistiques descriptives

1.1. Données

L'échantillon démographique permanent (EDP) est un panel d'individus mis en place par l'Insee depuis 1968. Jusqu'en 2007, il recueillait des informations statistiques sur l'ensemble des personnes nées les 2, 3, 4 ou 5 octobre et, depuis 2008, sur l'ensemble des personnes nées les 2, 3, 4 ou 5 janvier ou l'un des quatre premiers jours des trois derniers trimestres de l'année (appelés « seize jours EDP »). Cela représente un peu plus de 4 % de la population française chaque année depuis 2008 (environ 1 % auparavant). Si l'EDP rassemblait historiquement uniquement des données de l'état civil et du recensement de la population, il rassemble également des données issues des déclarations annuelles de données sociales (DADS), du fichier électoral et, depuis 2015, des données fiscales et sociales (Fidéli et Filosofi) (Robert-Bobée & Gualbert, 2021). Les données fiscales du millésime 2020 de l'EDP couvrent l'ensemble des revenus des années 2010 à 2019 (années fiscales 2011 à 2020⁴) : elles permettent de disposer de données annuelles sur tous les « individus EDP ».

L'EDP offre de nombreuses informations de nature fiscale qui permettent de suivre l'évolution des revenus individuels détaillés de « l'individu EDP », mais aussi de l'ensemble des individus apparaissant sur sa déclaration fiscale. L'EDP intègre également les données des recensements exhaustifs de 1968 à 1999 et des enquêtes annuelles de recensement depuis 2004. Enfin, l'EDP inclut des informations annuelles sur l'emploi du seul « individu EDP » issues des DADS, mais elles ne concernent que les salariés et ne sont disponibles que jusqu'en 2018.

Les différents traitements réalisés sur les données (notamment les repondérations) sont présentés dans l'encadré 1.

1.2. Champ

Nous nous intéressons aux personnes nées entre 1989 et 1992, repérées dans les données fiscales comme vivant dans le foyer fiscal de leurs parents (ou de l'un de leurs parents) en 2010, 2011 ou 2012, qui ont des revenus positifs ou nuls en 2019 (quand elles ont entre 27 et 30 ans), et dont les parents perçoivent également des revenus positifs ou nuls en 2010. Nous restreignons le champ à la France métropolitaine. Les effets des différentes restrictions sont indiqués dans l'Annexe en ligne S2 (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Les personnes nées après 1992 sont exclues, car ces générations sont encore en partie en études initiales en 2019 (elles ont au plus 26 ans), et celles nées avant 1989 le sont également, car elles sont trop peu nombreuses à être dans le foyer fiscal de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012 (quand elles ont 22 ans ou plus) et trop affectées par l'effet de sélection (voir partie 2.2 et voir l'Annexe en ligne). Les analyses de la corrélation entre le rang dans l'échelle des revenus et le rang des parents ainsi que les matrices de mobilité intergénérationnelle (encadré 2) se restreignent à la génération née en 1990 (ayant 29 ans en 2019), afin de minimiser les biais de cycle de vie⁵ et de sélection⁶.

Bien que nous ne retenions que des personnes de 29 ans (ou de 27 à 30 ans, dans la dernière partie), certaines sont potentiellement encore étudiantes : leur niveau de vie observé a de grandes chances de ne pas correspondre à celui dont elles bénéficieront une fois entrées sur le marché du travail. Ce problème ne paraît pas en mesure de biaiser notre analyse car seuls 0.8 % des personnes de 29 ans sont encore en études initiales (Bernard, 2021). De plus, nous utilisons également l'enquête annuelle de recensement de 2019 pour repérer et enlever de notre échantillon les étudiants ainsi repérés. Cette correction ne permet cependant pas de tenir compte de l'existence d'individus en chômage d'insertion.

1.3. Définition des variables de revenus

Nous décrivons dans cette section les principales variables de revenus utilisées, les autres variables

4. Dans la suite, nous mentionnerons seulement les années de revenus et pas les années fiscales.

5. Ce biais correspond au fait que les enfants sont observés à un âge inférieur à celui de leur parent, et à un moment où ils n'ont pas une situation complètement stabilisée sur le marché du travail, ce qui peut conduire à surestimer les indicateurs de mobilité intergénérationnelle. Chetty et al. (2014) montrent que ce biais devient très faible à partir de 29-30 ans (cf. partie 2.2 pour plus de détails).

6. À partir de 30 ans, les individus ont été rattachés à leurs parents jusque relativement tard (22 ans), ce qui peut entraîner un biais de sélection (voir infra).

ENCADRÉ 1 – Traitements effectués pour construire la base de données

Afin de pouvoir relier leurs revenus à ceux de leurs parents, nous sélectionnons les personnes de l'EDP nées entre 1989 et 1992 qui, en 2010, sont dans le foyer fiscal au sens de l'impôt sur le revenu de leurs parents. Nous disposons ainsi des revenus de leurs parents en 2010. Nous disposons par ailleurs des revenus de ces personnes quand elles ont entre 27 et 30 ans, en 2019, l'année la plus récente de disponibilité des données fiscales dans l'EDP. Nous pouvons ainsi comparer les revenus des parents en 2010 avec ceux de leur enfant à l'entrée sur le marché du travail en 2019.

Les informations fiscales concernant les parents des « individus EDP » ne sont cependant pas disponibles directement dans l'EDP : pour l'année 2010, l'EDP fournit seulement les revenus du déclarant et de l'éventuel conjoint du déclarant dans les déclarations fiscales dans lesquelles figure l'individu EDP. Nous comparons alors les informations individuelles des parents, issues de la table générale de la source fiscale dans l'EDP, à celles des déclarants et conjoints de déclarants issues de la table détaillée des revenus de cette même source, pour pouvoir déterminer qui du déclarant et du conjoint du déclarant sont respectivement le père et la mère de l'individu EDP. Dans les déclarations fiscales sur lesquelles l'individu EDP est déclaré, le « déclarant » et le « conjoint du déclarant » constituent les parents potentiels de ces individus. Il peut s'agir parfois de beaux-parents, en cas de séparation antérieure des parents de l'individu EDP et de remise en couple de l'un des deux parents (voir Abbas & Sicsic, 2022 pour plus de détails). Cette approche reste pertinente : d'une part, les familles recomposées restent peu nombreuses (en 2018, 11 % des 15-17 ans vivent avec un parent et un beau-parent), et, d'autre part, nous cherchons davantage à mesurer la reproduction des inégalités liées au niveau de vie pendant l'enfance qu'à identifier précisément la situation des parents biologiques.

Comme les informations des données fiscales sont de moins bonne qualité pour les mineurs que pour les adultes, le nombre de personnes nées entre 1989 et 1992 retrouvées dans les données fiscales augmente après 2010, à mesure que ces personnes deviennent adultes. Pour pallier le défaut de repérage dans les données fiscales et augmenter la taille de nos cohortes, nous ajoutons à notre échantillon de personnes retrouvées dans les données fiscales concernant l'année 2010 celles que l'on ne retrouve pas en 2010 mais seulement en 2011 ou en 2012. Pour ces dernières, on considère ainsi que leur situation familiale et les revenus de leurs parents observés en 2011 ou en 2012 correspondent à ceux de l'année 2010 (en corrigeant les revenus de l'inflation) dès lors qu'ils apparaissent encore comme enfants à charge dans la déclaration fiscale de leurs parents. Cette approche permet de reconstituer en grande partie, mais pas totalement, les différentes cohortes étudiées dans le cadre de cet article (Abbas & Sicsic, 2022). Aussi, afin de constituer un échantillon d'enfants représentatif de la population française, les données sont pondérées. La pondération disponible dans les données fiscales de l'EDP ne permettant pas de reconstituer avec une grande précision les effectifs de la population française par âge et par sexe, nous la corrigeons à partir des données fiscales et en utilisant les fichiers détaillés de l'Insee des effectifs de la population française par âge, par sexe et par état matrimonial à partir d'une méthode en deux étapes (voir l'Annexe en ligne S2). Des pondérations alternatives sont également testées.

Nous ajoutons également à notre base de données des informations de nature sociodémographique disponibles dans l'EDP. Cependant, ces informations (issues du recensement de la population de 1999) ne portent que sur des personnes EDP nées l'un des quatre jours historiques de l'EDP (et non l'un des seize jours EDP, comme c'est le cas depuis 2008). Nous complétons donc la base en utilisant les enquêtes annuelles de recensement de 2008 à 2019. Au total, le taux de couverture de notre échantillon par les données du recensement de 1999 et les enquêtes annuelles de recensement est de plus de 70 % en moyenne par génération (contre 25 % si on utilisait uniquement le recensement de 1999). Ce taux de couverture étant différent selon la génération, une repondération a été mise en œuvre. L'ensemble de ces traitements est détaillé dans l'Annexe en ligne S1.

ENCADRÉ 2 – Les indicateurs de mobilité intergénérationnelle des revenus

1. La corrélation rang-rang

Une première façon d'étudier la mobilité intergénérationnelle consiste à comparer le rang des jeunes avec celui de leurs parents dans leurs distributions respectives de revenus. Soit R_{ei} le rang (en centième) de i dans la distribution des revenus de sa génération et le rang R_{pi} (en centième) du parent de i dans la distribution des revenus des parents de cette génération. On peut régresser le rang des jeunes sur le rang de leurs parents, suivant :

$$R_{ei} = C + \beta R_{pi} + \varepsilon \quad (1)$$

où C est une constante. Le coefficient β est égal au coefficient de corrélation entre R_{ei} et R_{pi} , car les distributions du rang des parents et du rang des enfants suivent une loi uniforme dont les écarts-types sont identiques par construction. Ce coefficient est donc appelé dans la suite « corrélation rang-rang » (*rank-rank correlation* ou RRC en anglais, et parfois *rank-rank slope* en référence à la pente de la droite de régression). Si la corrélation est égale à zéro, la position d'un adulte dans la distribution des revenus d'activité est sans aucun rapport avec la position qu'occupaient ses parents, et la mobilité relative des revenus est très forte. La corrélation rang-rang constitue donc une mesure de la persistance des revenus entre générations. Nous utiliserons parfois ce terme par la suite pour désigner cet indicateur.

La corrélation rang-rang est liée à l'élasticité intergénérationnelle des revenus (*Intergenerational income elasticity* – IGE), souvent étudiée dans la littérature et estimée généralement en régressant le logarithme du revenu sur le



ENCADRÉ 2 – (suite)

logarithme du revenu des parents. L'IGE correspond donc au coefficient de corrélation ρ_{ep} entre le log des revenus et le log des revenus des parents multiplié par le rapport de leurs écarts-types. Le corrélation rang-rang β et la corrélation des log des revenus ρ_{ep} sont très proches^(a). La différence entre la corrélation rang-rang et l'IGE est donc le rapport des écarts-types de revenus : l'IGE prend en compte le niveau des inégalités (une augmentation des revenus des parents ayant un effet plus important sur le niveau des revenus des enfants lorsque l'inégalité est plus grande entre les enfants qu'entre les parents). Cela est notamment important lorsqu'on compare des pays ayant des niveaux d'inégalités très différents comme la France et les États-Unis.

La comparaison des rangs est beaucoup plus robuste que la comparaison traditionnelle des logarithmes des revenus, comme l'ont montré les récentes études sur la mobilité (voir notamment Chetty *et al.*, 2014, Nybom & Stuhler, 2017 et Acciari *et al.*, 2022). En effet, l'IGE est très sensible : (i) au traitement des revenus nuls ou négatifs (du fait de l'utilisation des logarithmes) ; (ii) aux biais d'atténuation et de cycle de vie (date à laquelle le revenu des enfants est observé), davantage que la corrélation rang-rang ; (iii) à la façon dont sont estimés les revenus des parents (observés ou imputés). En outre, la relation entre les revenus de l'individu et ceux de ses parents est très non linéaire, contrairement à l'approche en termes de rang.

2. Matrice de mobilité intergénérationnelle et mobilité ascendante

Une deuxième façon d'étudier la mobilité intergénérationnelle consiste à s'intéresser plus spécifiquement aux mobilités ascendantes. On retient comme indicateur la probabilité, pour une personne dont les parents appartiennent au premier (c'est-à-dire le plus bas) cinquième de la distribution des revenus des parents, d'appartenir au plus haut cinquième de la distribution des revenus. On l'appelle « mobilité très ascendante » ou « ratio B20/T20 » (*Bottom 20 %/Top 20 %*). On peut également mesurer la probabilité, pour une personne dont les parents appartiennent aux 40 % les plus modestes, d'appartenir aux 40 % les plus aisés. On appellera cet indicateur « mobilité ascendante élargie » (ou ratio B40/T40). Cet indicateur permet d'intégrer davantage d'individus dans les analyses économétriques (le double). Ces deux indicateurs ont l'avantage d'offrir des représentations graphiques simples et lisibles. Il faut cependant noter que des précautions doivent être prises dans l'interprétation des résultats, car les intervalles regroupent le même nombre d'individus mais ne couvrent pas la même amplitude en euros. Les intervalles extrêmes sont ainsi plus larges qu'au milieu de la distribution, ce qui implique une mobilité plus forte dans les cinquièmes du milieu qu'au niveau de ses extrémités.

^(a) Selon le degré de dépendance des revenus de l'enfant aux revenus des parents.

de revenus et les variables sociodémographiques sont décrites dans l'Annexe en ligne S3.

Le revenu individuel des parents est tiré des informations déclarées à l'administration fiscale (pré-remplies pour une grande partie de la population et donc très fiables), en mobilisant la base Fidéli. Le revenu individuel du père (resp. de la mère) est la somme de ses revenus du travail, allocations chômage et pensions de retraites, tels que reportés dans la déclaration d'impôts sur le revenu, i.e. nets de cotisations et de CSG déductible. Le revenu des parents est défini soit comme la moyenne des revenus individuels des deux parents (lorsque l'enfant est rattaché fiscalement à ses deux parents mariés ou pacsés), soit comme le revenu individuel du seul parent auquel il est rattaché. Ce revenu est ensuite rapporté à la taille du ménage, ce qui est fait en le rapportant au nombre d'adultes du ménage, et en test de robustesse en le rapportant au nombre d'unités de consommation (UC). Ce revenu est observé en 2010.

Le revenu individuel d'activité des enfants est également tiré de la base Fidéli intégrée à l'EDP et calculé en sommant les revenus du travail et les revenus du chômage. Il est observé en 2019.

Mesure alternative des revenus. Le niveau de vie des parents⁷, issu de la base Filosofi, est utilisé pour établir des résultats complémentaires, cette variable n'étant pas disponible pour les enfants. En effet, s'il est possible, avec neuf années de données fiscales, de distinguer clairement les revenus individuels des parents de ceux des enfants, il est difficile de séparer le niveau de vie des enfants de celui des parents car les enfants peuvent vivre chez leurs parents longtemps après la majorité. Dans ce cas, le niveau de vie des parents et celui des enfants sont les mêmes : il s'agit en effet dans les deux cas du niveau de vie de toute la famille, car celui-ci tient compte à la fois des revenus des parents et de ceux des enfants. D'après Poulliquen (2018), 20 % des jeunes âgés de 25 à 29 ans vivent tout ou partie de l'année chez leurs parents. Si ce taux décroît avec l'âge, il reste néanmoins encore supérieur à 6 % entre 30 et 35 ans. Cependant, malgré ces

7. Le niveau de vie des parents correspond au niveau de vie du ménage auquel était rattaché le jeune en 2010. Le niveau de vie est calculé comme le revenu disponible (i.e. revenus du travail et du capital, diminués des impôts, auxquels on ajoute les prestations sociales monétaires) rapporté au nombre d'unités de consommation du ménage. Il prend également en compte les pensions alimentaires versées en cas de séparation. Il est issu de la base Filosofi. On retranche les éventuels revenus du jeune pour calculer le niveau de vie des parents.

contraintes, une analyse restreinte aux enfants qui ont changé de logement entre 2010 et 2019 (et disposent donc de niveaux de vie distincts de ceux de leurs parents) sera proposée dans la partie présentant des tests de robustesse.

L'échelle des revenus. Les jeunes d'une même génération sont classés selon leur revenu, sur une échelle de 1 à 100 : du 1^{er} centième pour les 1 % de revenus les plus faibles de la génération jusqu'au 100^e centième pour les 1 % de revenus les plus élevés de la génération. De la même façon, les parents des jeunes d'une même génération sont classés en fonction de leurs revenus (de 1 à 100). Cette stratégie permet de corriger du fait que le revenu des parents est observé à un âge différent – plus élevé – de celui des jeunes (ce qui est classique dans la littérature, Chetty *et al.*, 2014) et de prendre en compte les âges différents des enfants.

1.4. Statistiques descriptives

En cumulant les générations 1989 à 1992, nous disposons d'environ 60 000 paires jeune-parents qui représentent 3.1 millions de jeunes après les traitements et les restrictions de champ (cf. *supra*). Chaque génération comprend entre 10 000 et 18 000 paires jeune-parents (tableau 1), un nombre croissant avec l'année de naissance (en raison du fait que ces personnes doivent figurer sur la déclaration de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012).

Les filles représentent environ la moitié de notre échantillon (tableau 1). Les parents sont en moyenne âgés d'environ 50 ans et environ 90 % d'entre eux ont un âge compris entre 40 et 60 ans en 2010. Environ la moitié des individus vivaient en 2010 dans un logement avec leurs deux parents et éventuellement un frère ou une sœur, et environ un quart dans un logement avec plusieurs frères et sœurs.

La figure I représente le revenu individuel moyen des jeunes âgés de 27 à 30 ans en 2019 en fonction

du centième de revenu auquel ils appartiennent : la courbe a une forme de tilde, avec une quasi droite entre le 20^e et le 80^e centième. En bas de la distribution, 6 % des jeunes ont des revenus nuls ou quasi nuls, puis les revenus augmentent significativement pour atteindre 12 000 euros au niveau du 20^e centième de revenu. La médiane est de près de 20 000 euros (elle varie entre 17 000 et 22 000 euros selon les générations, voir le tableau S2-2 de l'Annexe en ligne S2), et le 80^e centième est de 29 500 euros. La hausse est ensuite exponentielle à partir du 80^e centième : le revenu moyen est de près de 36 000 euros au 90^e centième, 61 000 euros au 99^e centième et 93 000 euros au dernier centième. La forme de la courbe est globalement la même si l'on représente le revenu moyen des parents pour chaque centième de la distribution de leurs revenus, mais on observe logiquement moins de revenus nuls et les revenus sont plus élevés, notamment dans le haut de la distribution (le 90^e centième est de 41 000 euros et le 99^e centième est de plus de 160 000 euros). L'écart entre le seuil des 20 % les plus aisés et celui des 20 % les plus modestes est de 17 500 euros annuels. Ce même écart interquintile est plus élevé pour les parents, de près de 20 000 euros. Il faut noter que l'exclusion des individus qui déclarent seuls leurs revenus à l'âge de 18 ans conduit à des revenus des jeunes un peu plus élevés (5 %) dans notre échantillon que dans l'ensemble de leur génération, et également à une proportion un peu plus élevée de parents aisés (davantage de cadres et de diplômés du supérieur) que dans la population totale (Abbas & Sicsic, 2022). Corriger cela par repondération ne modifie cependant pas les résultats (voir partie 2.2).

2. Résultats au niveau national

2.1. Analyse des indicateurs de mobilité intergénérationnelle

Nous commentons d'abord les résultats relatifs à la corrélation rang-rang, puis ceux qui concernent

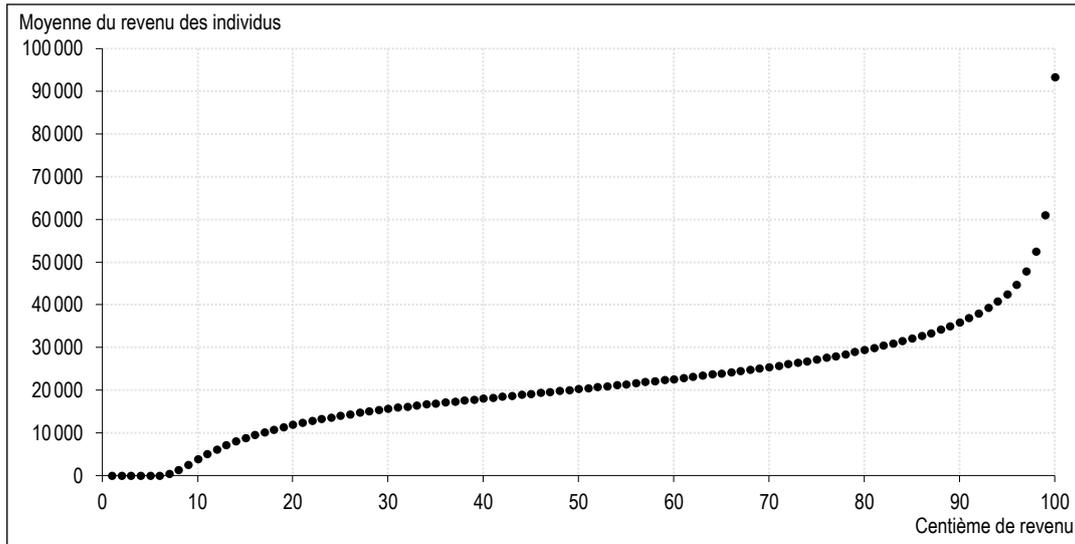
Tableau 1 – Statistiques descriptives

Génération (âge en 2019)	Effectif		Proportion de filles (en %)	Âge des parents en 2010		Composition familiale en 2010 (en %)		
	Non pondéré	Pondéré		Père	Mère	Couple 1 ou 2 enfants	Couple 3 enfants ou +	Famille monoparentale
1989 (30 ans)	9 644	780 866	50	53	50	51	24	21
1990 (29 ans)	13 791	792 576	49	52	49	50	24	21
1991 (28 ans)	17 926	789 443	48	51	48	49	25	22
1992 (27 ans)	18 803	784 897	48	50	47	48	26	21
89-90-91-92 (27-30 ans)	60 164	3 147 782	49	51	49	49	25	21

Note : la composition familiale correspond à la composition de la famille de l'individu en 2010. La part des ménages complexes n'est pas indiquée (relativement faible, de l'ordre de 5 %).

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Figure I – Revenus moyens des jeunes adultes en fonction de leur centième de revenu en 2019



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2019. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

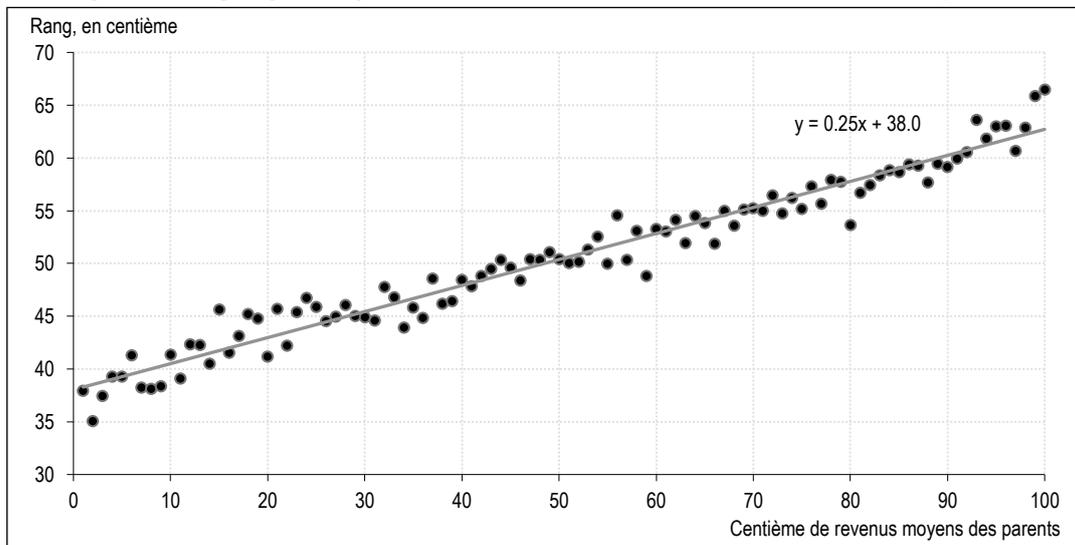
les matrices de transition (cf. encadré 2 pour les concepts).

La figure II représente le centième de revenus individuels entre 27 et 30 ans en fonction du centième de revenus moyens des parents. La relation est positive et remarquablement quasi linéaire (un peu plus pentue au début et à la toute fin de la distribution). La corrélation est très légèrement plus forte si l'on considère le revenu le plus élevé des parents plutôt que leur revenu moyen⁸. La relation est proche en considérant les revenus du père et moins forte avec ceux de la mère (voir la figure S4-2 de l'Annexe en ligne S4).

L'estimation de l'équation (1) par les moindres carrés ordinaires (cf. encadré 2) pour les jeunes de 29 ans donne une corrélation rang-rang de 0.25 : en d'autres termes, une personne dont les parents sont classés 10 centièmes de revenus plus haut que ceux d'une autre a en moyenne un classement plus élevé de 2.5 centièmes de revenus. Pour les jeunes de 30 ans, et plus généralement pour ceux entre 27 et 30 ans, la corrélation moyenne est également de 0.25 (figure II). Cette persistance des revenus entre générations peut s'expliquer en partie par une probabilité plus

8. La figure S4-1 reproduit la figure II en utilisant le revenu le plus élevé des parents au lieu de leur revenu moyen (voir l'Annexe en ligne S4).

Figure II – Rang moyen des jeunes adultes en fonction du centième de revenus des parents



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et des revenus positifs ou nuls en 2019.

élevée de suivre des études supérieures pour les enfants de parents aisés, comme l'ont montré encore récemment Bonneau & Grobon (2022) pour la France ou Chetty *et al.* (2020) pour les États-Unis⁹. La corrélation de 0.25 estimée à partir de nos données est très proche de celle que Kenedi & Sirugue (2021) ont obtenue en imputant les revenus des parents pour la France en mesurant le revenu au niveau individuel et à l'âge de 29 ans. La comparaison avec d'autres pays n'est pas évidente, car la corrélation rang-rang diffère selon le type de revenu pris en compte et l'âge auquel on l'estime. Pour que la comparaison ait un sens, il faut que le concept de revenus retenu soit similaire au nôtre (un revenu individuel). En outre, il est nécessaire de comparer la mobilité au même âge : ainsi il faut ajouter environ 5 %¹⁰ à nos estimations portant sur les 29 ans pour estimer leur valeur pour les 35 ans (qui est en général l'âge de référence dans la littérature). Ainsi, la corrélation rang-rang de revenus individuels en France serait supérieure (et donc la mobilité inférieure) à celle obtenue en Suisse (0.14 selon Chuard-Keller & Grassi, 2021), en Suède (0.2 selon Heidrich, 2017 et même inférieure à 0.2 à l'âge de 28-29 ans selon Nybom & Stuhler, 2017), au Danemark (0.20 selon Boserup *et al.*, 2014 et 0.22 selon Helsø, 2021) et au Canada (0.17 selon Corak & Heisz, 1999)¹¹. La persistance des revenus serait à l'inverse plus faible (et donc la mobilité plus élevée) en France qu'aux États-Unis, selon les résultats de Chetty *et al.* (2014) qui obtiennent un coefficient de 0.29 sur les revenus individuels¹² et de 0.32 sur les revenus du ménage à l'âge de 29 ans. La persistance des revenus serait également plus faible qu'en Italie où Acciari *et al.* (2022) obtiennent une corrélation rang-rang de 0.30¹³ sur un échantillon d'enfants de 36 ans. La corrélation rang-rang serait relativement proche de celle obtenue au niveau individuel en Australie par Murray *et al.* (2018) (0.26), en rehaussant notre estimation de 5 %.

La constante de la régression (qui correspond à l'ordonnée à l'origine sur la figure III) est de 38.0. Ainsi, le rang moyen des jeunes dont les parents appartiennent au 25^e centième de la distribution est le 44^e centième ($38 + 0.25 \times 25$). Notons aussi que le R^2 de la régression, qui mesure la part de la variabilité des rangs des jeunes expliquée par le rang des parents, est relativement faible, de 6 %.

La corrélation du revenu avec les revenus des parents est presque inchangée lorsqu'on classe les parents en fonction d'autres définitions du revenu que le revenu individuel moyen. Ainsi, la corrélation rang-rang est légèrement plus

élevée (0.26) lorsqu'on classe les parents selon leur revenu par unité de consommation ou selon leur niveau de vie (tableau 2). Elle est encore un peu plus élevée en prenant le revenu le plus élevé des parents plutôt que le revenu moyen, et un peu plus faible en prenant le revenu déclaré (aux impôts) moyen. La corrélation rang-rang est légèrement plus élevée quand on utilise le revenu du père (0.26), mais beaucoup plus faible avec le revenu de la mère (0.16). La corrélation est également systématiquement légèrement plus forte pour les filles (voir *infra*), tandis que celle entre le rang des mères et le rang des fils est négative, alors qu'elle est positive (mais faible) et significative pour les filles.

L'analyse précédente a été réalisée en exprimant la moyenne des rangs des jeunes adultes en fonction du rang de leurs parents. Cependant, ces rangs sont très variables à rang des parents donné. La figure III montre, outre la moyenne, les trois quartiles de centièmes de revenus des enfants pour chaque centième de revenus des parents. On observe que la pente de la médiane est plus forte que celle de la moyenne, notamment en haut de la distribution. Cette différence est liée au fait qu'il y a des mobilités ascendantes (respectivement descendantes) extrêmes qui font que le rang moyen des fils et filles du centième le plus faible (respectivement élevé) est plus élevé (respectivement faible) que la médiane. Ce résultat avait déjà été observé par Acciari *et al.* (2022) en Italie. En régressant la médiane des centièmes de rang des enfants sur les rangs des parents, on obtient une pente de 0.39 (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), c'est-à-dire largement plus élevée qu'en régressant la moyenne des rangs.

L'étude des quartiles de rang montre une forte hétérogénéité des rangs des enfants à rang des parents fixés. L'écart interquartile de la distribution conditionnelle des rangs des enfants, à revenu des parents donné, est de 46 centièmes (figure III), très proche de celui obtenu par

9. Et le rendement du diplôme plus élevé aux États-Unis peut expliquer la persistance des revenus plus élevée aux États-Unis.

10. En France, Kenedi & Sirugue (2021) obtiennent un écart de 4 % entre les corrélations rang-rang à 29 ans et à 35 ans sur les revenus individuels (et de 12 % au niveau des revenus des ménages). Aux États-Unis, Chetty *et al.* (2014) observent un écart d'environ 5 % avec l'âge pour lequel la corrélation se stabilise (voire quasi nul en utilisant des données plus longues pour comparer avec le revenu à 40 ans).

11. Les corrélations observées dans ces pays sont estimées à partir d'un concept de revenu individuel similaire au nôtre. Mais celles-ci sont mesurées à des âges supérieurs à 30 ans, et seraient donc probablement plus faibles en-dessous de 30 ans.

12. Les auteurs ne présentent pas ces résultats par âge contrairement aux résultats en termes de revenu familial, mais en appliquant la correction de cycle de vie, la corrélation rang-rang resterait inférieure en France.

13. Dans leur estimation la plus fiable prenant en compte toutes les sources de biais. L'estimation sans correction est de 0.22. Les auteurs utilisent une définition des revenus similaire à la nôtre, en revenu individuel.

Tableau 2 – Régression rang-rang selon différentes mesures du revenu des parents

	Variable dépendante					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Revenu moyen des parents	0.249*** (0.008)					
Revenu des parents par UC		0.256*** (0.008)				
Niveau de vie des parents			0.255*** (0.008)			
Revenu maximum des parents				0.264*** (0.008)		
Revenu du père					0.257*** (0.008)	
Revenu de la mère						0.160*** (0.009)
Constante	37.918*** (0.481)	37.546*** (0.480)	37.629*** (0.480)	37.714*** (0.479)	38.916*** (0.501)	45.484*** (0.553)
Observations	13 707	13 707	13 707	13 707	12 761	10 825
R ²	0.062	0.066	0.065	0.070	0.057	0.016
R ² ajusté	0.062	0.066	0.065	0.070	0.057	0.016
Écart-type des résidus	211.753 (df= 13705)	211.332 (df= 13705)	211.428 (df= 13705)	210.899 (df= 13705)	215.094 (df= 13705)	218.646 (df= 13705)
Statistique F	906.760*** (df= 13705)	964.999*** (df= 13705)	951.751*** (df= 13705)	1025.328*** (df= 13705)	766.499*** (df= 1; 12759)	174.977*** (df= 1; 10823)

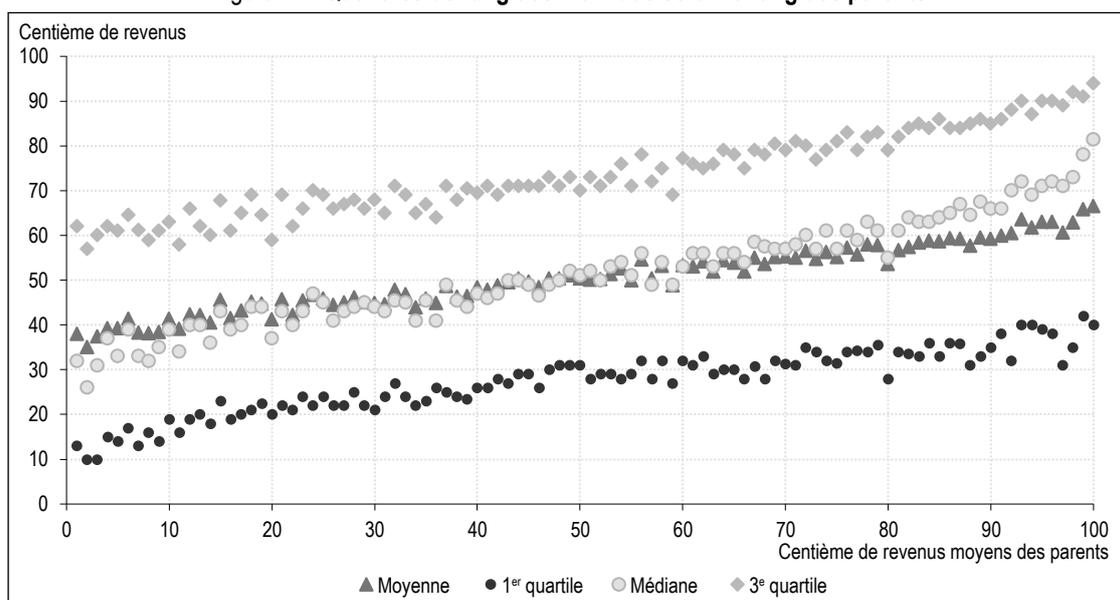
Note : estimation du coefficient β de l'équation (1). Les écarts-types sont entre parenthèses.

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus observés à leurs 29 ans, nés en 1990, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019 (à 29 ans).

Acciari *et al.* (2022), et l'écart interdécile de plus de 80 centièmes en haut de la distribution. Même dans le bas de la distribution des revenus des parents, un quart des individus dépassent le 60^e centième de revenus (et 10 % dépassent le 80^e), alors que tout en haut de la distribution des revenus des parents, un quart des enfants ont des revenus inférieurs à ceux du 30^e centième (et 10 % ont des

revenus inférieurs à ceux du 10^e centième). Cette variabilité des positions à revenu des parents donnés a déjà été observée à catégorie sociale des parents donnée par Lefranc *et al.* (2004). On constate donc de nombreuses situations de mobilité ascendante et de mobilité descendante, indiquant que le revenu des parents ne détermine pas entièrement le revenu des enfants.

Figure III – Quantiles de rang des individus selon le rang des parents



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Si l'on distingue maintenant non plus cent, mais cinq niveaux de revenus, on constate que 73 % des personnes de 29 ans appartiennent à un cinquième de revenus différent de celui auquel appartenaient leurs parents. Parmi celles dont les parents appartenaient au premier (plus bas) cinquième de la distribution des revenus individuels, 31 % sont également dans les 20 % les plus modestes (phénomène souvent appelé « plancher adhérent »), tandis qu'à l'opposé 12 % sont dans le dernier cinquième (figure IV). Ce dernier taux, de mobilité très ascendante, est un peu plus faible à 30 ans, égal à 11 %. Il est proche de ceux obtenus par Alesina *et al.* (2018) et Kenedi & Sirugue (2021) sur données françaises, qui l'évaluent à 11 % et 10 % respectivement, compte tenu des différences de méthode et de champ (ces études imputent les revenus des parents et utilisent des définitions de revenus différentes). Le taux de mobilité très ascendante ainsi défini est significativement plus élevé qu'aux États-Unis (7.5 % selon Chetty *et al.*, 2014, et 7.8 % selon Alesina *et al.*, 2018), en Italie (9.0 %, selon Acciari *et al.*, 2022 ; 10.4 % selon Alesina *et al.*, 2018) et en Allemagne¹⁴, mais moins élevé qu'au Canada (13.4 % selon Corak & Heisz, 1999) et qu'en Suède (15.7 % selon Heidrich, 2017)¹⁵. À l'inverse, 35 % des personnes de 29 ans dont les parents appartiennent aux 20 % les plus aisés sont eux aussi dans les 20 % les plus aisés (phénomène dit de « plafond adhérent »), contre une proportion qui serait de 20 % si la position dans l'échelle des revenus était le fait du hasard (égalité des chances parfaite). Ainsi, les

personnes des familles les 20 % les plus aisées ont trois fois plus de chances d'être elles aussi parmi les 20 % les plus aisées (de leur génération) que celles des familles les 20 % les plus pauvres. 15 % des enfants effectuent une mobilité descendante vers les 20 % les plus modestes. Ce pourcentage est plus faible si l'on utilise le revenu du ménage auquel la personne appartient plutôt que son revenu individuel, en partie en raison de l'arrêt temporaire de l'activité de l'un des deux conjoints au moment de la naissance d'un enfant au sein du couple¹⁶.

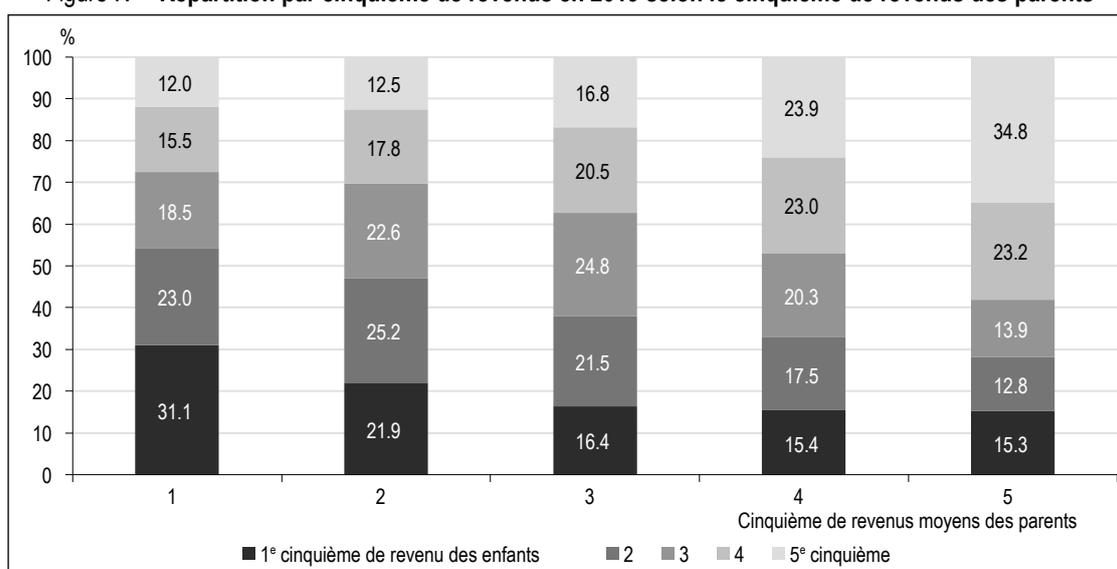
Enfin, si l'on définit de façon plus large la mobilité ascendante, comme la proportion de personnes issues des parents les 25 % (resp. 40 %) les plus modestes à se trouver parmi les 25 % (resp. 40 %) les plus aisés, le taux de mobilité est de 16.5 % (resp. 29 %). À l'inverse, la mobilité entre les 10 % les plus modestes et les 10 % les plus aisés est mécaniquement plus faible, mais reste significative : 4 % des personnes dont les parents sont parmi les 10 % les plus modestes sont parmi les 10 % les plus aisés (voir la figure S4-3 de l'Annexe en ligne S4).

14. Selon Schnitzlein (2016), le taux de mobilité ascendante entre quartiles extrêmes est de 15 % en Allemagne, il est de 17 % selon nos résultats pour la France. L'OCDE (2018) calcule également une mobilité très ascendante beaucoup plus faible en Allemagne qu'en France.

15. Le pourcentage de mobilité ascendante serait plus proche au Danemark (11.7 %, selon Boserup *et al.*, 2013) et en Suisse (Chuard-Keller & Grassi, 2021), mais ces résultats sont donnés à un âge plus avancé et donc la mobilité ascendante devrait être plus élevée dans ces pays. On compare ici seulement avec les pays dont l'estimation est réalisée au niveau individuel.

16. Le fait que la mobilité descendante soit plus forte pour les femmes va dans le sens de cette explication. Kenedi & Sirugue (2021) observent par exemple une mobilité descendante beaucoup plus faible en retenant une définition des revenus au niveau du ménage plutôt qu'au niveau individuel.

Figure IV – Répartition par cinquième de revenus en 2019 selon le cinquième de revenus des parents



Lecture : parmi les enfants dont les parents étaient dans le plus bas cinquième (colonne 1), 31.1 % sont dans le plus bas cinquième de la distribution de revenus de leur classe d'âge en 2019, et 12.0 % dans le plus haut cinquième.

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 29 ans (nés en 1990), rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Ces chiffres sont peu sensibles à la façon dont on mesure le revenu des parents, que l'on considère le revenu par unité de consommation, le niveau de vie, le revenu le plus élevé des deux parents ou le revenu

moyen (tableau 3). La mobilité ascendante est cependant légèrement plus faible (11 %) en utilisant le revenu maximum des parents et ou les niveaux de vie des parents pour les enfants âgés de 29 ans.

Tableau 3 – Transition entre cinquièmes de revenus selon la définition du revenu des parents retenue

	Plancher adhérent (B20/B20)	Mobilité très ascendante (B20/T20)	Plafond adhérent (T20/T20)	Mobilité très descendante (T20/B20)
Revenu moyen des parents (%)	31	12	35	15
Revenu des parents par UC (%)	31	12	35	15
Niveau de vie (%)	30	11	35	15
Revenu maximum des parents (%)	31	11	36	15

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 29 ans (nés en 1990), rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

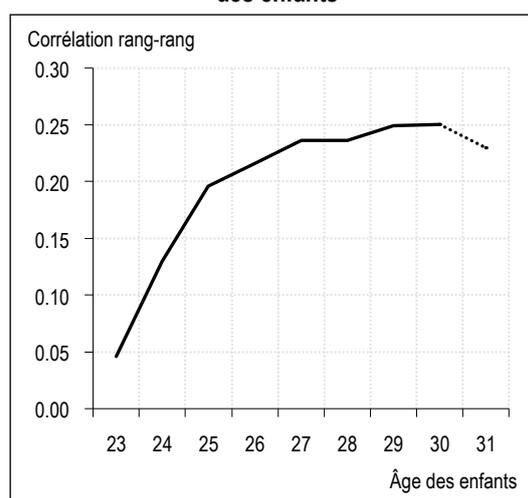
2.2. Tests de robustesse

Biais lié au cycle de vie. Il s'agit d'un potentiel biais lié au fait que l'on s'intéresse à des personnes encore jeunes (27 à 30 ans), donc à un moment où elles n'ont pas nécessairement une situation (et donc un revenu) complètement stabilisée sur le marché du travail. Pour évaluer l'ampleur de ce biais, nous commentons dans cette partie la relation entre la corrélation rang-rang et l'âge auquel on la mesure (figure V). La corrélation rang-rang augmente fortement entre 23 et 25 ans (elle est quasi nulle avant), puis un peu moins entre 25 ans et 27 ans, très faiblement à partir de 27 ans et se stabilise à 29 ans. Cela conforte notre choix de présenter des résultats uniquement sur les personnes ayant entre 27 et 30 ans et de focaliser notre analyse sur celles de 29 ans. Il faut noter que les résultats concernant les personnes de 31 ans sont affectés par des effets de sélection (liés au fait qu'on n'observe que celles qui étaient toujours dans le foyer fiscal de leur(s) parent(s) en 2010, à 23 ans) et doivent être interprétés avec précaution (probable sous-évaluation de la corrélation). Différentes études montrent qu'il peut y avoir un écart entre la corrélation rang-rang à 29-30 ans et celle à 35 ans, ce qui fournit un ordre de grandeur du biais de cycle de vie : Kenedi & Sirugue (2021) obtiennent un écart de 4 % (resp. 10 %) entre les corrélations rang-rang à 29 ans et à 35 ans (resp. 40 ans) sur les revenus individuels en France et Chetty *et al.* (2014) observent un écart très faible (voire nul selon les données mobilisées) entre 29 et 35-40 ans. Notons enfin que la mobilité au cours de la vie serait très faible en France selon une récente étude (Loisel & Sicsic, 2023)¹⁷, ce qui va dans le sens d'un faible biais lié au cycle de vie.

Le tableau S4-2 de l'Annexe en ligne fournit enfin les différentes statistiques issues des matrices de transition pour différents âges. Les

résultats concernant le « plancher adhérent », la mobilité très ascendante B20/T20 et le « plafond adhérent » sont proches mesurés à 27, 28, 29 ou 30 ans : 30 % à 32 % des personnes dont les parents appartiennent au premier cinquième de la distribution des revenus figurent eux aussi dans le premier cinquième, tandis que 11 % à 12 % appartiennent au plus haut cinquième. Kenedi & Sirugue (2021) montrent aussi que la mobilité ascendante est stable à partir de 27 ans. Ces chiffres restent quasi inchangés en considérant le niveau de vie plutôt que le revenu moyen des parents (voir le tableau S4-3 de l'Annexe en ligne).

Figure V – Corrélation rang-rang selon l'âge des enfants



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 23 à 31 ans en 2019, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

17. La corrélation rang-rang serait d'environ 0.9 sur 10 ans, et la mobilité très ascendante de 1.5 %, (pour les individus entre 25 et 42 ans, et seulement très légèrement plus élevée, 2 %, pour les individus de 29 ans).

Les résultats de la partie 3 suivante qui concerne les enfants entre 27 ans et 30 ans utilisent principalement la mobilité ascendante (cf. encadré 2), indicateur le moins sensible au biais de cycle de vie.

Âge et cycle de vie des parents. Si nous étudions des personnes de même âge, elles ont en revanche des parents d'âges différents. Ces différences d'âge pourraient être la cause de différences de revenus qui ne sont pas des différences de revenu permanent. Nous vérifions qu'en contrôlant pour l'âge des parents dans la régression (1) les résultats sont très proches. Nous testons également des restrictions sur l'âge des parents. D'après nos données, seuls moins de 2 % des mères et 7 % des pères sont âgés de plus de 60 ans. Se restreindre aux personnes dont les parents ont entre 40 et 60 ans augmente très légèrement la corrélation rang-rang (0.254 contre 0.249, voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), étant donné que la corrélation entre l'âge des parents et leur rang en termes de revenus n'est pas significative.

Le revenu des enfants. On considère dans cette analyse le revenu individuel et non le niveau de vie, car une proportion significative des 29 ans vivent encore chez leurs parents et par définition leur niveau de vie à 29 ans est donc celui de leurs parents. On peut toutefois restreindre l'analyse aux personnes qui ne vivent plus dans le même logement qu'en 2010 (i.e. celui de leurs parents)¹⁸, ce qui conduit à supprimer environ 20 % des individus. Sur cette population restreinte, la corrélation rang-rang est de 0.26 en considérant le revenu individuel des enfants et des parents (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), et de 0.29 en considérant le niveau de vie des parents et des enfants (elle resterait inférieure à celle obtenue aux États-Unis avec cette variable à 29 ans, qui serait de 0.32-0.33). La corrélation des niveaux de vie plus élevée que celle des revenus est liée à l'homogamie sociale.

Les pondérations. Les régressions sont pondérées (cf. *supra*), mais ne pas les pondérer change peu les résultats (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne). Nous avons également testé différents jeux de pondérations, permettant de mieux corriger de problèmes de représentation et de caler sur les revenus de la population générale (voir l'Annexe en ligne S2). La corrélation rang-rang varie de 0.23 à 0.26 selon la pondération utilisée, et la mobilité ascendante entre le plus bas et le plus haut cinquième est stable à 12 % (sauf dans un scénario à 13 %, voir le tableau S2-3 de l'Annexe en ligne). La pondération que nous avons utilisée dans les

résultats principaux donne des résultats centraux et a l'avantage de moins déformer les poids de départ disponibles dans l'EDP.

3. La mobilité selon les caractéristiques sociodémographiques et géographiques

Les tableaux S4-5 à S4-7 et les figures S4-4 et S4-5 de l'Annexe en ligne S4 déclinent les indicateurs de mobilité précédents selon différentes caractéristiques individuelles (sexe, année de naissance), du ménage (configuration familiale, revenus du capital, statut d'occupation du logement), de la personne de référence du ménage¹⁹ en 2010 (diplôme, CS, statut migratoire) ou géographiques (région, département ou taille d'unité urbaine). Pour aller plus loin, nous mettons en œuvre une régression de Poisson modifiée robuste à l'erreur de variance (suivant la procédure de Zou, 2004) expliquant la mobilité très ascendante B20/T20 (resp. la mobilité ascendante élargie B40/T40) par ces variables. Les possibilités de mobilité ascendante B40/T40 concernant deux fois plus de personnes que les possibilités de mobilité très ascendante B20/T20, les modèles concernant la mobilité B40/T40 aboutissent à des estimateurs plus précis.

3.1. Analyse de la mobilité ascendante

Le tableau 4 présente les risques relatifs (par rapport à une modalité de référence), appelés ici rapports de chances²⁰ de mobilité ascendante obtenus par régression et les intervalles de confiance associés. Les femmes ont 1.5 fois moins de chance de faire une mobilité ascendante élargie B40/T40 que les hommes (colonne 1) et 1.8 fois moins pour la mobilité B20/T20 (colonne 3)²¹. Cette différence est importante et cohérente avec l'existence d'un différentiel important de revenu selon le sexe. La probabilité de mobilité ascendante est plus faible dans les familles monoparentales et les ménages complexes (et dans une moindre mesure dans les

18. Cependant, cette approche ne permet pas d'exclure ceux qui ont déménagé avec leurs parents entre 2010 et 2019.

19. Définie comme celui des deux parents ayant le plus haut revenu.

20. Cela est plus simple à interpréter que les odds ratio issus de régressions logistiques dont l'interprétation peut être trompeuse. En effet, l'odds ratio est un rapport de cote, et la cote correspond déjà à une chance relative mesurée par un rapport de probabilités $r/(1-r)$ où r est la fréquence de l'événement). Cela donne des résultats différents d'un rapport de chances quand r n'est pas très petit, comme dans notre cas (voir la figure S4-9 de l'Annexe en ligne S4).

21. L'analyse univariée indique que les hommes ont une probabilité de 15 % (resp. 34 %) de réaliser une mobilité ascendante B20/T20 (resp. B40/T40), contre 8 % (resp. 24 %) pour les femmes (voir le tableau S4-7 de l'Annexe en ligne S4). Cela est aussi cohérent avec le fait que la corrélation rang-rang est plus élevée pour les filles que pour les garçons (d'environ 0.03 point).

familles nombreuses) que dans les couples avec un ou deux enfants. Cela peut être expliqué par les difficultés particulières auxquelles font face ces familles. À l'inverse, le fait que les parents disposent de revenus du capital élevés favorise la mobilité. Ainsi, empiriquement, les effets positifs du capital (accéder à des formations onéreuses ou à un capital social important) l'emportent sur les effets théoriquement négatifs (réduction des incitations à entreprendre de longues études ou à travailler). Ces effets sont moindres que ceux issus d'une analyse descriptive univariée²², mais restent très significatifs. De même, les enfants dont les parents sont propriétaires de leur logement ont une plus forte probabilité de réaliser une mobilité ascendante et une probabilité plus faible de rester en bas de la distribution et de réaliser une mobilité descendante.

Les personnes dont le parent au plus haut revenu est immigré ont significativement plus de chances de gravir l'échelle des revenus que ceux dont ce parent est non immigré²³. Cela est cohérent avec les résultats obtenus par Abramitzky *et al.* (2021) sur les États-Unis, montrant que la mobilité ascendante est plus forte pour les immigrés depuis plus d'un siècle. Cela est en partie lié au fait que les immigrés vivent plus souvent dans des grands centres urbains avec plus d'opportunités d'emploi, mais nous montrons que ce résultat est toujours vrai en contrôlant de la localisation. Abramitzky *et al.* (2021) mettent en évidence que cela est lié principalement au fait que les pères immigrés sont moins bien rémunérés que les pères non immigrés à compétences égales (notamment ceux qui ont émigré plus tardivement que dans la petite enfance, du fait d'une moins bonne maîtrise de la langue qui les empêche de trouver un travail adapté à leurs qualifications). Par ailleurs, parmi les descendants d'immigrés, la mobilité très ascendante est la plus élevée pour ceux dont les parents viennent d'Asie (30 %), puis pour ceux de parents venant d'Amérique et d'Europe (19 %). Elle est la plus faible pour l'Afrique subsaharienne (13 %), ce qui reste néanmoins plus élevé que pour les personnes qui ne sont pas issues de l'immigration (10 %). Il faut toutefois noter que cette mobilité ascendante plus fréquente pour les descendants d'immigrés s'accompagne d'un risque plus élevé de rester dans le bas de la distribution ou de faire une mobilité descendante (voir *infra*).

Les personnes dont le parent au plus haut revenu (souvent le père) est titulaire d'au moins le baccalauréat ont significativement plus de chances de réaliser une mobilité ascendante toutes choses égales par ailleurs (environ 1.3 fois).

Les différences de mobilité selon l'origine sociale (mesurée par la catégorie socioprofessionnelle) sont beaucoup plus faibles une fois estimées à autres caractéristiques données : le fait d'avoir un père cadre plutôt que profession intermédiaire n'est ainsi pas significativement associé à une mobilité ascendante B40/T40 plus élevée. À l'inverse, la mobilité ascendante est significativement plus faible pour les enfants d'ouvriers et d'employés que pour les enfants de parents exerçant des professions intermédiaires.

Enfin, les personnes dont la famille a été mobile géographiquement dans l'enfance ont également plus de chances de faire une mobilité ascendante, et la persistance des revenus est plus faible pour elles.

La probabilité de mobilité ascendante est significativement plus élevée quand on a grandi en Île-de-France plutôt qu'en Auvergne-Rhône-Alpes. Elle est significativement plus faible dans les Hauts-de-France qu'en Auvergne-Rhône-Alpes. Pour déterminer si les différences de mobilité selon la région sont liées à des différences de revenu moyen entre régions, on ajoute à la régression le cinquième de revenu médian de la commune ou de l'aire urbaine dans laquelle la personne résidait en 2010. En ajoutant cette variable, l'Île-de-France ne se distingue plus significativement de l'Auvergne-Rhône-Alpes, mais la probabilité de mobilité reste plus faible dans les Hauts-de-France (voir la figure S4-6 de l'Annexe en ligne). Les signes des coefficients des autres régions restent également proches de ceux obtenus sans contrôle du revenu de la zone d'habitation en 2010. Ainsi, l'effet propre des territoires demeure à niveau de richesse donné, sauf pour la région Île-de-France, dont les résultats positifs seraient uniquement liés à son niveau de richesse.

Enfin, nous regardons de façon directe si la mobilité ascendante dépend des caractéristiques du territoire d'origine. On constate que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de mobilité ascendante est plus forte dans les territoires où le taux de diplômés et le PIB par habitant sont les plus élevés, mais qu'il n'y a pas de différence selon le type d'aire d'attraction des villes (voir la figure S4-7 de l'Annexe en ligne).

Il est également intéressant de noter que nous ne mettons en évidence aucune corrélation entre

22. On constate que 21 % (resp. 40 %) des individus dont les parents ont les 10 % des patrimoines les plus élevés font une mobilité ascendante B20/T20 (resp. B40/T40), contre 10 % (resp. 26 %) de ceux dont les parents perçoivent des revenus du patrimoine inférieurs à la médiane.

23. Les descendants d'immigrés ont aussi une corrélation rang-rang plus faible, et qui est encore plus faible (0.13) pour les descendants d'immigrés diplômés (voir la figure S4-5 de l'Annexe en ligne).

Tableau 4 – Caractérisation des personnes en mobilité ascendante B40/T40 ou B20/T20

Variables	Modalités	Variable d'intérêt et population					
		B40/T40		B40/T40 population entière		B20/T20 population entière	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Sexe	Homme	<i>Référence</i>					
	Femme	0.68***	0.04	0.69***	0.00	0.55***	0.01
Revenus du capital des parents	Inférieurs à D5	<i>Référence</i>					
	D5-D9	1.24***	0.04	1.32***	0.00	1.40***	0.01
	Supérieurs à D9	1.25**	0.08	1.41***	0.01	1.85***	0.01
Type de ménage	Couple 1 ou 2 enfants	<i>Référence</i>					
	Couple 3 enfants ou plus	0.94	0.05	0.98***	0.00	1.01***	0.01
	Famille monoparentale	0.87*	0.07	0.84***	0.00	0.80***	0.01
	Ménage complexe	0.71***	0.10	0.75***	0.01	0.59***	0.02
Mobilité géographique	Non mobile	<i>Référence</i>					
	Mobile	1.10*	0.04	1.08***	0.00	1.29***	0.01
Diplôme des parents (personne de référence du ménage)	Sans diplôme	<i>Référence</i>					
	Diplôme inf. au bac.	1.15*	0.06	1.13***	0.01	0.99***	0.02
	Bac. ou équivalent	1.34***	0.07	1.34***	0.01	1.35***	0.02
	Diplôme sup. au bac.	1.30***	0.07	1.29***	0.01	1.13***	0.03
	Manquant			1.03***	0.04	0.94***	0.08
Ascendance migratoire (pers. de réf.)	Non immigré	<i>Référence</i>					
	Immigré	1.18**	0.06	1.24***	0.01	2.00***	0.02
	Manquant			1.14***	0.04	1.38***	0.07
Catégorie socioprofessionnelle des parents (pers. de réf.)	Profession intermédiaire	<i>Référence</i>					
	Agriculteur	0.83	0.11	0.82***	0.02	0.80***	0.03
	Artisan, commerçant, chef d'entreprise	1.06	0.07	1.11***	0.01	1.12***	0.03
	Cadre	1.11	0.08	1.13***	0.01	1.20***	0.03
	Employé	0.86*	0.06	0.88***	0.01	0.88***	0.03
	Ouvrier	0.82**	0.06	0.84***	0.01	0.70***	0.02
	Autre	0.99	0.10	0.94***	0.02	1.00***	0.03
Région d'origine	Auvergne-Rhône-Alpes	<i>Référence</i>					
	Bourgogne-Franche-Comté	0.98	0.11	0.95***	0.01	0.92***	0.02
	Bretagne	0.84	0.10	0.85***	0.01	0.88***	0.02
	Centre-Val de Loire	1.07	0.11	0.94***	0.01	1.050	0.03
	Corse	0.93	0.39	1.23***	0.04	1.64***	0.09
	Grand Est	0.96	0.09	0.84***	0.01	0.74***	0.02
	Hauts-de-France	0.79**	0.09	0.79***	0.01	0.65***	0.02
	Île-de-France	1.22*	0.08	1.19***	0.01	1.51***	0.02
	Normandie	0.96	0.10	0.91***	0.01	0.82***	0.02
	Nouvelle-Aquitaine	0.98	0.09	0.87***	0.01	0.81***	0.02
	Occitanie	0.93	0.09	0.85***	0.01	0.83***	0.02
	Pays de la Loire	0.96	0.09	0.91***	0.01	0.90***	0.02
	Provence-Alpes-Côte d'Azur	0.90	0.10	0.84***	0.01	1.06***	0.02
Années	1989	<i>Référence</i>					
	1990	1.085	0.06	1.01	0.00	1.17***	0.01
	1991	1.119	0.06	1.07***	0.00	1.22***	0.01
	1992	1.147	0.08	1.13***	0.01	1.33***	0.02
	Constante	0.30***	0.10	0.31***	0.01	0.10***	0.03
Observations		5 637		22 878		11 157	

Note : le tableau donne le rapport de risques (RR) ou de chances de réaliser une mobilité ascendante selon différents types d'indicateurs, entre une certaine modalité et la modalité de référence (1^{re} modalité de chaque variable), à partir d'une régression de Poisson modifiée à variance robuste. Le parent considéré est le parent au plus haut revenu pour l'ascendance migratoire, le diplôme et la CSP et ces variables sont observées entre 1999 et 2012. Les autres variables sont mesurées en 2010. Les résultats sur la « population entière » correspondent aux résultats avec toutes les observations, sans restriction aux données non manquantes.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019, présents dans les EAR ou le RP.

mobilité et inégalité de niveau de vie selon les découpages administratifs (au niveau des régions et des départements, ou même selon d'autres zonages), à l'inverse de ce qu'obtenaient Chetty *et al.* (2014) aux États-Unis. Une corrélation positive plus nette apparaît entre mobilité ascendante et revenu médian du territoire (voir Abbas & Sicsic, 2022 pour plus de détails). Cela peut être lié au fait que les territoires les plus riches sont les plus attractifs et offrent davantage d'opportunités d'emploi : la mobilité ascendante y trouverait donc un terrain favorable.

Différents tests de robustesse ont été effectués selon les variables d'intérêt prises en compte, le traitement des données manquantes, le type de régression effectué ou encore l'âge des parents considéré. On remarque que les effets sont beaucoup plus significatifs en considérant l'ensemble de la population²⁴ (tableau 4, colonne 2), tout en restant quasi-inchangés. Un résultat notable est que l'effet propre de l'Île-de-France devient beaucoup plus significatif en effectuant la régression sur la mobilité très ascendante (rapport de 1.5 contre 1.2 pour la mobilité élargie, tableau 4, colonne 2 et 3) (et dans une moindre mesure à partir d'une régression multinomiale – figure S4-8 de l'Annexe en ligne). L'effet de l'ascendance migratoire devient aussi plus élevé, ainsi que celui lié aux revenus du capital des parents. Pour les autres tests, voir l'Annexe en ligne S4 et Abbas & Sicsic (2022).

3.2. Analyse de la mobilité descendante

De la même façon que pour la mobilité ascendante, nous mettons en œuvre une régression de Poisson pour expliquer la mobilité descendante T40/B40 (probabilité d'appartenir aux 40 centiles les plus bas pour les 40 centiles les plus hauts). Les résultats (voir la figure S4-10 de l'Annexe en ligne) sont, en général, le reflet des résultats relatifs à la mobilité ascendante, à quelques différences près. Les femmes, les familles monoparentales et les ménages complexes, ainsi que les immigrés ont une probabilité plus élevée de réaliser une mobilité descendante. Ce dernier résultat sur les immigrés n'est donc pas le symétrique de celui sur la mobilité ascendante.

Le fait que les parents disposent de revenus du capital élevés ou soient titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur protège d'une mobilité descendante. Contrairement à la mobilité ascendante, une mobilité géographique pendant l'enfance et la catégorie socioprofessionnelle des parents n'affectent pas la mobilité descendante. Sur la population totale, les résultats sont

proches et plus significatifs : par exemple le fait d'avoir des revenus du capital ou d'être diplômé protège plus contre la mobilité descendante (voir la figure S4-11 de l'Annexe en ligne).

* *
*

Cet article donne pour la première fois une estimation directe de la mobilité intergénérationnelle de revenus en France, à partir de données appariant le revenu individuel en 2019 aux revenus des parents dix ans plus tôt. Ainsi mesurée, la mobilité intergénérationnelle de revenu individuel serait plus élevée qu'aux États-Unis et en Italie, et proche de celle observée en Australie en corrigeant le biais de cycle de vie. Elle serait cependant plus faible qu'en Suisse, en Suède, au Danemark et au Canada. La richesse des données utilisées nous permet de montrer que, toutes choses égales par ailleurs, la mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés, que le parent au plus haut revenu a au moins le baccalauréat, qu'il est immigré, que leur famille a été mobile géographiquement pendant leur enfance. À l'inverse, être une femme, avoir vécu dans une famille monoparentale ou dans une famille dans laquelle la personne de référence est ouvrier ou employée, et vivre dans les Hauts-de-France influent négativement sur la mobilité ascendante. Enfin, les personnes originaires d'Île-de-France et du plus bas cinquième de la distribution des revenus ont plus souvent que les autres une mobilité très ascendante, vers le plus haut cinquième de la distribution des revenus. Cet effet est lié à l'attractivité et aux opportunités d'études supérieures et d'emplois qu'offre l'Île-de-France. Le fait d'être immigré conduit également à un risque plus élevé de mobilité descendante.

Rappelons que ces résultats portent sur les personnes de 27 à 30 ans. Si la quasi-totalité de ces jeunes adultes sont en emploi, leur revenu à cet âge n'est pas leur revenu permanent, ce qui peut affecter (à la hausse) certains indicateurs de mobilité. La littérature existante nous pousse cependant à penser que cet effet serait faible sur les statistiques que nous retenons (mobilité intergénérationnelle très proche à 29 ans et 35 ans), en lien également avec la très faible mobilité en France (notamment par rapport aux États-Unis)

24. C'est-à-dire non restreinte aux individus qui figurent dans les données du recensement de la population : il faut donc ajouter une catégorie « manquant » pour les variables du RP.

tout au long de la vie (Loisel & Sicsic, 2023). Il sera intéressant de mettre à jour ces premiers résultats dans quelques années, dès lors que des données similaires sur des personnes plus âgées

(ayant entre 35 et 40 ans) seront disponibles. Cette nouvelle base de données pourra également permettre de mesurer l'inégalité des opportunités en France (Roemer & Trannoy, 2016). □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7661153/ESpreprint_Sicsic_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Abbas, H. & Sicsic, M. (2022).** Qui gravit l'échelle des revenus par rapport à ses parents ? Insee, *Documents de travail* N° 2022-04. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6444945>
- Acciari, P., Polo, A. & Violante, G. L. (2022).** 'And Yet It Moves': Intergenerational Mobility in Italy. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(3), 118–163. <https://doi.org/10.1257/app.20210151>
- Abramitzky, R., Boustan, L., Jacome, L. & Perez, S. (2021).** Intergenerational Mobility of Immigrants in the United States over Two Centuries. *American Economic Review*, 111 (2), 580–608. <https://doi.org/10.1257/aer.20191586>
- Aghion, P., Akcigit, U., Bergeaud, A., Blundell, R. & Hemous, D. (2019).** Innovation and Top Income Inequality. *The Review of Economic Studies*, 86(1), 1–45. <https://doi.org/10.1093/restud/rdy027>
- Alesina, A., Stantcheva, S. & Teso, E. (2018).** Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution. *American Economic Review*, 108(2), 521–554. <https://doi.org/10.1257/aer.20162015>
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1979).** An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153–1189. <https://www.jstor.org/stable/1833328>
- Bell, B., Chetty, R., Jaravel, X., Petkova, N. & Van Reenen, J. (2019).** Who Becomes an Inventor in America? The Importance of Exposure to Innovation. *The Quarterly Journal of Economics*, 134 (2), 647–713. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy028>
- Bernard, J. (2021).** Les jeunes ni en emploi, ni en études, ni en formation : jusqu'à 21 ans, moins nombreux parmi les femmes que parmi les hommes. *Insee Focus* N° 229. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5346969>
- Björklund, A. & Jäntti, M. (1997).** Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *American Economic Review*, 87(5), 1009–1018. https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v_3a87_3ay_3a1997_3ai_3a5_3ap_3a1009-18.htm
- Black, S. E. & Devereux, P. J. (2011).** Recent Developments in Intergenerational Mobility. In: *Handbook of Labor Economics*, 4, pp. 1487–1541. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02414-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02414-2)
- Bonneau, C. & Grobon, S. (2022).** Unequal access to higher education based on parental income: evidence from France. *Wild World Working Paper* N° 2022/01. <https://wid.world/news-article/unequal-access-to-higher-education/>
- Boserup, S. H., Kopczuk, W. & Kreiner, C. T. (2014).** *Stability and persistence of intergenerational wealth formation: Evidence from Danish wealth records of three generations*. University of Copenhagen. <https://web.econ.ku.dk/ctk/Papers/WealthAcrossGen.pdf>
- Chetty, R., Friedman, J., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. & Yagan, D. (2011).** How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project STAR. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 593–1660. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr041>
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. & Saez, E. (2014).** Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553–1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N. & Yagan, D. (2020).** Income Segregation and Intergenerational Mobility Across Colleges in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(3), 1567–1633. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa005>
- Chuard-Keller, P & Grassi, V. (2021).** Switzer-Land of Opportunity: Intergenerational Income Mobility in the Land of Vocational Education. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3662560>

- Corak, M. & Heisz, A. (1999).** The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *Journal of Human Resources*, 34(3), 504–533. <https://doi.org/10.2307/146378>
- Dherbécourt, C. & Kenedi, G. (2020).** Quelle influence du lieu d'origine sur le niveau de vie ? France Stratégie, *La Note d'analyse* N° 91. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/influence-lieu-dorigine-niveau-de-vie>
- Dherbécourt, C. (2018).** Nés sous la même étoile ? Origine sociale et niveau de vie. France Stratégie, *La Note d'analyse* N° 68. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/nes-meme-etoile-origine-sociale-niveau-de-vie>
- Dherbécourt, C. (2020).** La mobilité sociale en France : que sait-on vraiment ? *France Stratégie*. <https://www.strategie.gouv.fr/point-de-vue/mobilite-sociale-france-sait-vraiment>
- Heidrich, S. (2017).** Intergenerational Mobility in Sweden: A Regional Perspective. *Journal of Population Economics*, 30(4), 1241–1280. <https://doi.org/10.1007/s00148-017-0648-x>
- Helso, A.-L. (2021).** Intergenerational Income Mobility in Denmark and the United States. *Scand. J. of Economics*, 123, 508–531. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12420>
- Kenedi, G. & Sirugue, L. (2021).** The Anatomy of Intergenerational Income Mobility in France and its Spatial Variations. *PSE Working Papers* N° 2021-59. <https://shs.hal.science/halshs-03455282/>
- Lefranc, A. (2018).** Intergenerational earnings persistence and economic inequality in the long-run : Evidence from French cohorts, 1931-75. *Economica*, 85(340), 808–845. <https://doi.org/10.1111/ecca.12269>
- Lefranc, A., Pistolesi, N. & Trannoy, A. (2004).** Le revenu selon l'origine sociale. *Économie et Statistique*, 371, 39–48. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376313?sommaire=1376317>
- Lefranc, A. & Trannoy, A. (2005).** Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France More Mobile than the US? *Annales d'Économie et de Statistique*, 78, 57–77. <https://doi.org/10.2307/20079128>
- Loisel, T. & Sicsic, M. (2023).** La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020. *Documents de travail*, Insee, à paraître.
- Murray, C., Clark, R. G., Mendolia, S. & Siminski, P. (2018).** Direct Measures of Intergenerational Income Mobility for Australia. *Economic Record*, 94, 445–468. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12445>
- Nybom, M. & Stuhler, J. (2017).** Biases in Standard Measures of Intergenerational Income Dependence. *Journal of Human Resources*, 52(3), 800–825. <https://doi.org/10.3368/jhr.52.3.0715-7290r>
- OCDE (2018).** A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility. Paris: OCDE. <https://www.oecd.org/social/broken-elevator-how-to-promote-social-mobility-9789264301085-en.htm>
- Robert-Bobée, I. & Gualbert, N. (2021).** L'échantillon démographique permanent : en 50 ans, l'EDP a bien grandi ! *Courrier des statistiques* N° 6. <https://www.insee.fr/fr/information/5398685?sommaire=5398695>
- Roemer, J.-E. & Trannoy, A. (2016).** Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4), 1288–1332. <https://doi.org/10.1257/jel.20151206>
- Schnitzlein, D. D. (2016).** A New Look at Intergenerational Mobility in Germany Compared to the U.S. *Review of Income and Wealth*, 62, 650–667. <https://doi.org/10.1111/roiw.12191>
- Solon, G. (1999).** Intergenerational Mobility in the Labor Market. *Handbook of Labor Economics*, 3, 1761–1800. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03010-2](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03010-2)
- Vallet, L.-A. (2014).** Mobilité observée et fluidité sociale en France de 1977 à 2003. *Idées économiques et sociales*, 2014/1 N° 175, 6–17. <https://www.cairn.info/revue-idees-economiques-et-sociales-2014-1-page-6.htm>
- Zou, G. (2004).** A Modified Poisson Regression Approach to Prospective Studies with Binary Data. *American Journal of Epidemiology*, 159(7), 702–706. <https://doi.org/10.1093/aje/kwh090>
-