

La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021

Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period

Tristan Loisel* et Michaël Sicsic**

Résumé – Dans cet article, nous mesurons la mobilité des individus dans la distribution des revenus à partir d'un panel de données fiscales inédit couvrant la période 2003-2021. Le rang dans l'échelle des revenus de 2021 des individus âgés de 25 à 49 ans en 2003 est fortement corrélé à leur rang dans l'échelle des revenus de 2003 (corrélation de 0,68). L'inertie est particulièrement forte pour les 20 % les plus aisés et les 20 % les plus modestes de 2003 : près des deux tiers restent dans leur catégorie 18 ans plus tard. La mobilité intragénérationnelle des revenus semble sensiblement plus faible en France qu'aux États-Unis et stable par sous-période. Elle est plus élevée pour les tranches d'âges les plus jeunes, pour les indépendants et pour les habitants des plus grandes aires d'attraction des villes. Cette forte inertie se traduit par des inégalités seulement un peu plus faibles (de 7 %) lorsqu'elles sont mesurées sur 19 ans plutôt que sur une année.

Abstract – In this article, we measure the mobility of individuals within the income distribution using a new panel of fiscal data covering the 2003-2021 period. The rank on the 2021 income scale of individuals aged between 25 and 49 in 2003 correlates strongly to their rank in 2003 (rank-rank correlation: 0.68). This persistence is particularly strong among the wealthiest 20% and poorest 20% from 2003, with nearly two thirds remaining in the same income quintile 18 years later. Intragenerational income mobility appears to be considerably lower in France than in the United States and remains stable in each sub-period. It is higher for the youngest, for the self-employed and for inhabitants of the largest urban areas. This high level of persistence is reflected in the levels of inequality that are only a little (7%) lower when measured over 19 years than over one year.

JEL : D31, J60, J61, H0, R1.

Mots-clés : mobilité intragénérationnelle des revenus, inégalité, corrélation rang-rang, données fiscales, variations géographiques

Keywords: intragenerational income mobility, inequality, rank-rank correlation, fiscal data, spatial variations

* Insee ; ** Insee au moment de l'étude et CRED/TEPP (Université Paris 2). Correspondance : sicsic.michael@gmail.com

Nous remercions la DGFIP et le CASD pour l'accès aux données et Raphaële Adjerdad pour son travail sur la construction du panel et son aide précieuse sur ce projet. Nous remercions également Aliocha Accardo, Valérie Albouy, Mathias André, Thomas Delemotte, Pauline Givord, Xavier Jaravel, Anne Jaubertie, Lionel Wilner, ainsi que les participants au séminaire DSDS/D2E de février 2023 et les deux rapporteurs anonymes de la revue.

Reçu en juillet 2023, accepté en août 2024.

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: Loisel, T. & Sicsic, M. (2024). Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 545, 65–82. doi: 10.24187/ecostat.2024.545.2129

Un individu peut occuper au cours du temps différentes positions dans la distribution des revenus. L'étude de la mobilité des individus dans la distribution des revenus est importante : elle permet de quantifier notamment l'ampleur des possibilités d'évolution le long d'une échelle des revenus, ou a contrario l'inertie qui pourrait prévaloir à certains endroits de la distribution.

Une absence ou une très faible mobilité dans l'échelle des revenus peut être le signe de faibles opportunités de progression au cours de la vie active, au risque par exemple de ne pas permettre aux talents potentiels de se développer. Le manque de mobilité peut de ce fait fragiliser les bases de la croissance économique (OCDE, 2018). La mobilité est ainsi souvent un objectif de politique économique. Par ailleurs, le diagnostic sur les inégalités peut être différent lorsque les inégalités sont mesurées en coupe, comme c'est le cas le plus souvent ou si l'on tient compte des possibilités d'évolution individuelle des revenus. Ainsi, en 2012, Krueger, alors conseiller économique du président Obama, jugeait que « *l'inégalité des revenus serait moins préoccupante si les personnes à faibles revenus devenaient des salariés à hauts revenus à un moment donné de leur carrière* ». Or, jusqu'à maintenant peu d'éléments empiriques étaient disponibles sur la mobilité des revenus sur une période de plus de cinq ou dix ans.

Quel est le degré de mobilité au cours de la vie ? Quelles sont les différences selon les territoires, le sexe, le statut d'activité ou encore l'âge ? Sur longue période, dans quelle mesure la mobilité réduit-elle les disparités de revenus entre individus ? La présente étude vise à répondre à ces questions en analysant les trajectoires de revenus entre 2003 et 2021. Elle s'appuie sur des données fiscales longitudinales inédites, construites à partir des déclarations d'impôt sur le revenu et mises à disposition par la DGFIP pour décrire la mobilité des personnes dans l'échelle des revenus¹ (avant redistribution, mais y compris revenus de remplacement) ainsi que les inégalités, en prenant en compte les revenus des individus sur une longue période. Cette base de données a été complétée pour les fins de cette étude par un travail mené en collaboration avec la DGFIP pour d'une part remonter jusqu'en 2002 plutôt que 2006 dans les données initialement disponibles, et, d'autre part, estimer les revenus au niveau individuel plutôt qu'au niveau du foyer fiscal. Ces données permettent pour la première fois de suivre les revenus sur une période de 19 ans (2003-2021) et sur l'ensemble de la population déclarant des revenus

(éventuellement nuls). Nous nous appuyons sur plusieurs indicateurs de mobilité, comme les matrices de transition par quantiles de revenus et la corrélation rang-rang, mesurés sur la période 2003 à 2021. Ces indicateurs sont également calculés sur des intervalles de différentes durées, allant de 1 an à 18 ans. Nous contrôlons des effets de l'âge en mesurant la mobilité à conditions d'entrées dans la vie active équivalentes, et nous analysons si la mobilité est différente d'une période à l'autre. Enfin, nous étudions le lien entre la mesure des inégalités une année donnée et la mobilité en construisant l'indicateur de Shorrocks. Les différents indicateurs calculés permettent de mesurer la mobilité sous différents angles et d'établir un diagnostic complet sur la mobilité des revenus en France, les différents indicateurs ayant pu conduire à des conclusions différentes dans le passé (Buchinsky *et al.*, 2003).

L'exploitation des données montre que la mobilité des individus dans la distribution des revenus est faible. La corrélation entre le rang dans la distribution des revenus en 2003 et le rang dans la distribution en 2021 est de 0,68. Au sein des 20 % d'individus les plus aisés de 2003, 65 % sont encore parmi les plus aisés en 2021. Ces indicateurs sont par ailleurs significativement plus élevés (et donc la mobilité plus faible) si on considère une période plus courte. Ces résultats sont robustes au type de revenu considéré (individuel ou du foyer fiscal) et à la méthode de classement des individus. Nos résultats sont proches de ceux de Kramarz *et al.* (2022) et Aghion *et al.* (2023) sur des périodes de cinq et dix ans. Afin de pouvoir comparer nos résultats à ceux obtenus sur les États-Unis sur près de deux décennies par Auten *et al.* (2013a), nous utilisons un indicateur le plus proche possible de leur (sur les 35-40 ans et sur le revenu du foyer fiscal rapporté au nombre d'unités de consommation). L'inertie ainsi mesurée est plus élevée en France et la mobilité très ascendante plus faible qu'aux États-Unis².

Ensuite, nous montrons que la mobilité intragénérationnelle le long de l'échelle des revenus est plus forte pour les 25-29 ans (corrélation de 0,57) que pour les 35-39 ans (corrélation de 0,69), elle-même plus forte que pour les 45-49 ans (corrélation de 0,78). Elle est également plus forte pour les indépendants que pour

1. Il s'agit de la mobilité intragénérationnelle, concept différent de celui de mobilité intergénérationnelle, qui compare la position d'une personne à celle de son ou ses parents (pour une analyse de la mobilité intergénérationnelle, voir par exemple Sicsic (2023)).

2. 5 %, contre 3 % en France pour la mobilité très ascendante, et 48 % aux États-Unis contre 59 % en France (sur le même champ que l'étude américaine) pour la persistance parmi les 20 % les plus aisés.

les salariés : corrélation de 0,52 pour les indépendants, contre 0,70 pour les salariés. En revanche, elle diffère peu entre les femmes (0,67) et les hommes (0,69), bien que les hommes persistent davantage en haut de la distribution et moins en bas. L'inertie est par ailleurs un peu plus faible pour les individus qui déclarent une union ou une séparation. Du point de vue géographique, les habitants des plus grandes aires d'attraction des villes (plus de 700 000 habitants et l'aire de Paris) persistent davantage en haut de la distribution et connaissent plus de mobilités très ascendantes. Et sans surprise, la mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus (mais sans qu'un lien de causalité ne soit ici établi).

Enfin, nous montrons par le calcul de l'indice de Shorrocks que la forte inertie dans l'échelle des revenus se traduit par une faible réduction des disparités entre individus sur la période. Mesurer les inégalités en termes de revenu permanent (sur 19 ans) plutôt qu'à partir des revenus d'une année ne diminue que de 7 % la mesure des inégalités, et modifie donc peu l'ampleur des inégalités.

Notre étude s'inscrit dans une vaste littérature internationale ayant fait notamment l'objet d'une revue extensive par Jäntti & Jenkins (2015). Pour étudier la mobilité de revenus, plusieurs types de données peuvent être exploitées. Une première source importante sont les données fiscales, qui permettent l'étude du revenu avant redistribution. Aux États-Unis, Auten & Gee (2009) puis Auten *et al.* (2013a) examinent la mobilité des individus de 35 à 40 ans, sur dix ans pour les premiers et sur vingt ans pour les seconds. En France, Aghion *et al.* (2023) exploitent également des données fiscales pour mesurer les inégalités, la mobilité, les variations de revenus et leurs moments, sur des périodes de cinq ans d'intervalle entre 2006 et 2017. Ils trouvent une faible mobilité, hétérogène selon le territoire, le diplôme, la profession et la composition du revenu de départ. Notre principale contribution par rapport à ces études est de donner pour la première fois une mesure de la mobilité des revenus (avant redistribution) en France sur longue période (presque vingt ans). Par extension, notre étude est également la première sur ces données à étudier dans quelle mesure la mobilité augmente avec la longueur de la période considérée, comment elle évolue sur la période récente (jusqu'à 2021), et à établir le lien entre mobilité des revenus et inégalités de revenus sur longue période.

Une autre série d'études s'intéresse à la mobilité des individus en termes de salaire à partir de

données administratives. Un article de référence sur la mobilité des revenus du travail est celui de Kopczuk *et al.* (2010) qui mesure la mobilité sur une période très longue, 1951-2004, mais seulement dans les secteurs du commerce et de l'industrie. Ils trouvent une mobilité de court terme stable depuis la fin de la seconde guerre mondiale, mais une hausse de la mobilité de long terme portée par la réduction des inégalités de revenus entre hommes et femmes. En France, Buchinsky *et al.* (2003) utilisent un panel de salariés, les Déclarations annuelles de données sociales (DADS), pour mesurer différents indicateurs de mobilité et montrent que les résultats sur l'évolution de la mobilité dans le temps sont différents selon le type d'indicateurs. Les DADS ont également été utilisées par des travaux plus anciens pour analyser les évolutions individuelles de salaire sur dix ou quinze ans (voir notamment Lollivier & Payen, 1990 et Bayet & Colin, 1998). Kramarz *et al.* (2022) mobilisent le même panel de salariés sur une période plus récente, entre 1991 et 2016, et trouvent que la mobilité des salaires est stable sur des périodes de dix ans, très faible au sommet de la distribution, avec une dispersion entre villes et entre zones urbaines et rurales. Ce travail fait partie d'un projet international « GRID » (*Global Repository of Income Dynamics*) sur la mesure des inégalités et la mobilité des revenus (Güvenen *et al.*, 2022). Notre principale contribution par rapport à ces études est de quantifier la mobilité dans l'échelle des revenus en prenant en compte les revenus non salariaux et sur une population plus large (qui inclut les indépendants, les chômeurs et les retraités notamment).

Une troisième catégorie d'études s'appuie sur des données d'enquête, donc non exhaustives, et calcule des indicateurs de mobilité à partir des revenus après redistribution et sur des périodes plus courtes que la nôtre. Aux États-Unis, Hungerford (2011) fournit ainsi des mesures de la mobilité des revenus après redistribution sur des périodes de dix ans dans les années 1970 et 1980. Il trouve par exemple que 40 % des individus les 10 % les plus aisés le demeurent dix ans plus tard. Buchinsky & Hunt (1999) étudient également la mobilité des salaires sur la période 1979-1991, sur une population jeune (entre 14 et 24 ans en 1979) et trouvent que les inégalités de salaires sont de 12 à 26 % plus faible quand on les mesure sur longue période plutôt qu'en coupe. Bradbury (2011) mesure une corrélation rang-rang aux États-Unis entre 60 % à 65 % sur dix ans selon la période (entre 1970 et 2005), des élasticités et l'indice de Shorrocks, à partir d'un revenu après redistribution. En

France, les études sur les trajectoires de revenus produites à partir d'enquêtes s'appuient sur des niveaux de vie : Jauneau & Raynaud (2009) et Accardo (2016) mobilisent les données SRCV (Statistiques sur les revenus et conditions de vie) pour mesurer la mobilité sur cinq ans. Le rapport de l'OCDE publié en 2018 sur la mobilité s'appuie sur l'équivalent des données SRCV au niveau européen et montre que la France occuperait une position intermédiaire en termes de mobilité sur courte période (4 ans à 9 ans).

La suite de l'article est organisée comme suit. La première partie décrit les données utilisées. La deuxième décrit les méthodes utilisées. La troisième partie présente les résultats, des tests de robustesse et des analyses d'hétérogénéité de la mobilité selon différents facteurs. Une discussion des résultats est proposée à la fin de l'article.

1. Données, traitements et champ

1.1. Données

Les données sont issues des déclarations de revenus (formulaires 2042 et 2042 complémentaires) pour les revenus perçus au titre des années allant de 2003 à 2021, retraitées par la DGFIP et appelées « fichiers POTE » (pour fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions). Différentes versions du fichier POTE (des « émissions ») sont produites par la DGFIP chaque année selon les remontées fiscales : les émissions mobilisées ici sont la 4^e jusqu'en 2004 inclus, la 5^e en 2005 et la 6^e à partir de 2006.

Un panel de foyers fiscaux anonymisé a été construit par la DGFIP et mis à disposition sur le CASD (Centre d'accès sécurisé aux données) pour les années 2006-2019. Pour les besoins de cet article, une collaboration avec la DGFIP a permis d'étendre le panel à la période 2003-2021 et de construire des agrégats de revenus avant redistribution cohérents dans le temps. Les traitements effectués sur ces données sont détaillés dans l'Annexe en ligne S1 (voir lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

1.2. Champ

Le champ d'étude couvre les individus résidant en France (hors Mayotte), âgés de 25 à 49 ans en 2003 (ayant ainsi entre 43 et 67 ans en 2021) et présents en 2003 et en 2021, soit 19 millions d'individus. L'attrition est relativement faible (représentant 10 % de la population des 25-49 ans de 2003), elle est principalement liée aux décès et départs à l'étranger et a des effets limités sur la structure de la population³.

Des analyses spécifiques sont également effectuées selon les tranches d'âge en 2003 correspondant à certaines étapes de la vie professionnelle : début de carrière (25-29 ans), stabilité sur le marché du travail (35-39 ans), passage à la retraite (45-49 ans).

1.3. Définition des variables de revenus

Les revenus ont été construits à partir des déclarations fiscales en utilisant les définitions retenues par l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee sur la période (2003-2021). Les abattements ne sont ainsi pas soustraits des revenus pour obtenir un concept de revenu économique⁴. Ces revenus ont été calculés de manière à avoir un contour qui soit indépendant des réformes fiscales et cohérent au cours du temps. Les deux agrégats constitués sont les suivants :

A) Revenus déclarés individuellement :

- traitements et salaires : y compris les revenus de remplacement de type allocations chômage et préretraites,
- pensions et rentes : y compris les pensions d'invalidité (variable disponible depuis 2014) et les pensions alimentaires perçues,
- revenus agricoles,
- revenus industriels et commerciaux,
- revenus non commerciaux.

B) Revenus déclarés au niveau du foyer :

- revenus des capitaux mobiliers (hors produits exonérés),
- revenus fonciers,
- revenus accessoires.

S'agissant de revenus reportés dans les déclarations d'impôt sur le revenu, ils sont nets de cotisations sociales et de CSG déductible.

L'analyse principale est réalisée à partir des revenus déclarés individuellement, c'est-à-dire les revenus individuels d'activité et de remplacement (voir ci-dessus). Il s'agit d'un revenu avant redistribution. Ce revenu ne tient en outre

3. En 2003, la moyenne d'âge des individus également présents en 2021 est proche (37 ans) de celle des individus qui ne le sont plus (39 ans). Les individus présents aux deux dates sont plus souvent mariés, salariés (78 %, contre 63 % parmi les personnes qui sortent du panel), moins souvent indépendants (5 %, contre 7 %), et ont moins souvent des revenus nuls (10 %, contre 20 %). Le revenu moyen en 2003 est de 17 300 € pour les présents aux deux dates, ce qui est plus élevé que pour ceux qui ne sont plus présents en 2021 (14 800 €). La différence tient en partie au fait que la proportion d'individus avec des revenus nuls est deux fois plus élevée pour les individus non présents en 2021.

4. Pour les indépendants certains abattements sont soustraits, car correspondant directement à des dépenses indispensables à l'activité (par exemple, les achats de tracteurs pour les agriculteurs).

pas compte des revenus du conjoint et n'est donc pas directement affecté par une éventuelle mise en couple ou séparation, qui affecte les revenus du foyer.

Des tests de robustesse mobilisent également l'ensemble des revenus du foyer fiscal : les revenus individuels de l'éventuel conjoint sont additionnés, ainsi que les revenus des capitaux mobiliers et fonciers (non individualisables) et les revenus accessoires. Ces revenus sont rapportés au nombre de déclarants dans le foyer (un ou deux)⁵.

Dans les analyses des indicateurs de mobilité, ces revenus sont définis à deux dates : en début (2003) et en fin de période (2021)⁶. Dans les tests de robustesse (section 3.1.3), nous calculons des moyennes de revenus sur deux ans (2003-2004 et 2020-2021) pour s'abstraire des mobilités de revenus très transitoires. Pour le calcul de l'indice de Shorrocks, l'étude se restreint aux individus ayant déclaré des revenus positifs chaque année sur toute la période 2003-2021 (cf. infra).

1.4. Méthode de classement et effets d'âge

À chaque date, les individus sont ordonnés selon leurs revenus et classés en centièmes, dixièmes ou cinquièmes de revenus. Pour contrôler des effets d'âge (les personnes d'âges différents ne sont pas au même stade de leur carrière et de ce fait ont des revenus différents), nous classons chaque personne au sein des personnes nées la même année (en constituant ainsi des « quantiles intragénérationnels »), ce qui permet de mesurer comment la position dans l'échelle des revenus d'une personne évolue au cours de son cycle de vie, par rapport à des personnes (de la même génération) confrontées à des conditions économiques similaires⁷. Nos mesures de la mobilité ne sont ainsi pas affectées par le fait de comparer les positions relatives d'individus d'âges très différents, en ligne avec ce qui a été fait dans la littérature sur le sujet : Guvenen *et al.* (2021) expurgent le logarithme des revenus d'un effet âge, Pora & Wilner (2020) contrôlent des effets relatifs à l'âge, à la cohorte et à la période au moyen d'un modèle APC (*Age-Period-Cohort*), et Aghion *et al.* (2023) classent des individus par âge et utilisent aussi l'approche de Guvenen *et al.* (2021).

En test de robustesse, nous classons les individus dans la distribution des revenus de l'ensemble de la population de l'étude, c'est-à-dire ceux de 25 à 49 ans en 2003 (voir section 3.1.3). Des analyses spécifiques sont aussi réalisées sur des tranches d'âge quinquennal (25-29 ans, 35-39 ans et

45-49 ans en 2003) dans la section 3.1.4. Cette analyse, qui compare les individus à leurs homologues appartenant à la même cohorte, permet aussi de faire abstraction des effets de cycle de vie (Auten *et al.*, 2013a ; 2013b).

La construction des autres variables utilisées dans l'analyse est détaillée dans l'Annexe en ligne S1.

1.5. Description des revenus

En 2003, les revenus individuels sont nuls pour les premiers centièmes de la distribution (figure I-A) et augmentent jusqu'à atteindre 138 800 euros en moyenne dans le dernier centième. Les revenus du foyer fiscal par déclarant, qui incluent entre autres les revenus du capital, sont plus élevés et moins souvent nuls (figure I-B).

Sur le panel étudié, les inégalités de revenus déclarés (individuellement et au niveau du foyer, voir section 1.3) augmentent entre 2003 et 2021. Les 1 % (resp. 10 %) les plus aisés concentrent 6,4 % (resp. 28,2 %) des revenus en début de période, contre 8,0 % (resp. 30,7 %) en fin de période. L'indice de Gini est de 0,402 en 2003 et de 0,406 en 2021.

2. Méthode

Nous utilisons successivement deux indicateurs de mobilité de revenus.

2.1. Corrélation rang-rang

La corrélation rang-rang, qui mesure la corrélation entre les rangs en début et en fin de période, peut être estimée à partir de l'équation (1), où $R_{i,p}$ est le rang de l'individu i à la période p :

$$R_{i,2} = \alpha + \beta R_{i,1} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

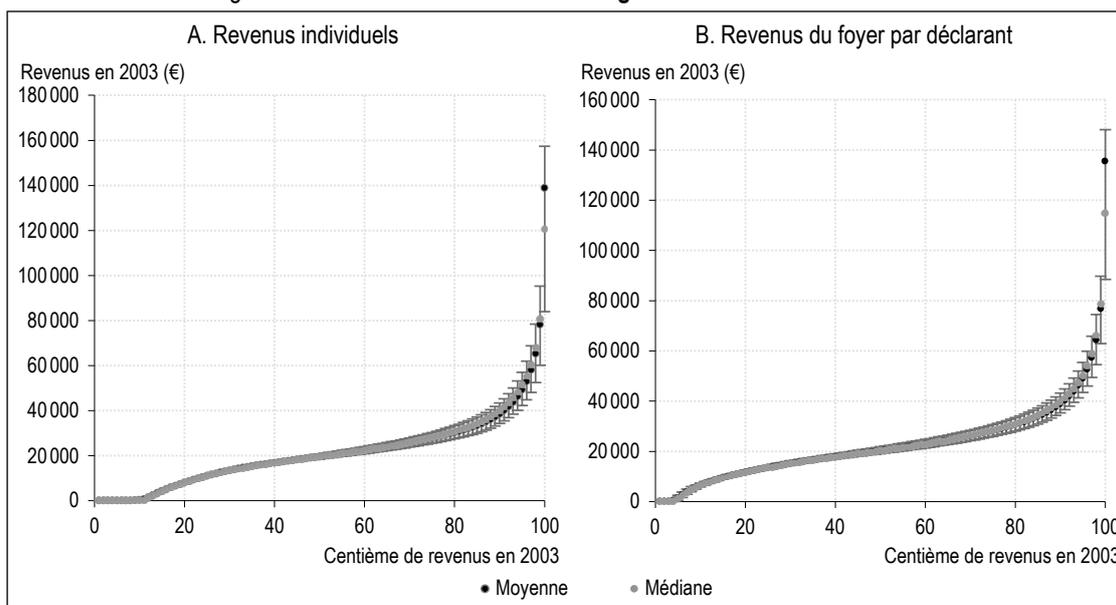
Le coefficient de régression β correspond à la corrélation rang-rang (par construction, les rangs suivent une loi uniforme en début comme en fin de période) : $\beta = \text{Corr}(R_{i,1}, R_{i,2})$. Et le R^2 de l'équation (1) permet de déterminer la part de la variabilité des rangs en 2021 expliquée par celle des rangs en 2003.

5. Ils sont rapportés au nombre de déclarants dans le foyer et non au nombre d'unités de consommation pour avoir une mesure de la mobilité individuelle indépendante des modifications de la taille de ménage.

6. Il arrive que les revenus soient négatifs (en cas de déficit notamment). Les individus concernés (largement minoritaires : 0,2 % des 25 à 49 ans en 2003) sont alors exclus du panel.

7. Certains articles font ainsi référence à la mobilité intragénérationnelle des revenus. Dans cet article, nous utiliserons principalement le terme de mobilité des revenus par simplicité, mais le concept est le même que la mobilité intragénérationnelle des revenus dans certaines publications.

Figure I – Revenus en 2003 selon le rang dans la distribution en 2003



Note : euros constants de 2021. Les intervalles représentent l'écart entre le premier et le troisième quartile.
 Lecture : les individus du 25^e centième de revenus en 2003 ont, en 2003, un revenu moyen de 10 900 euros, un revenu médian de 11 000 euros. Le premier quartile de leur revenu en 2003 est de 10 700 euros et le troisième quartile de 11 200 euros.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panelisé 2003-2021, calculs des auteurs.

2.2. Matrices de transition

Une deuxième façon d'étudier la mobilité consiste à calculer les probabilités de transition d'un rang à l'autre entre deux périodes, en distinguant cinq, dix ou cent niveaux de revenu. À partir de ces probabilités de transition, il est possible de définir des indicateurs d'inertie ou de mobilité. Pour étudier l'inertie aux extrémités de la distribution, on s'intéresse à la probabilité, pour un individu appartenant au plus bas (resp. plus haut) cinquième de la distribution des revenus en début de période, d'être dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en fin de période : $Q1 \rightarrow Q1$ (resp. $Q5 \rightarrow Q5$). Concernant la mobilité, nous étudions la probabilité, au sein du plus bas (resp. plus haut) cinquième en début de période, d'être dans le plus haut (resp. plus bas) cinquième en fin de période : $Q1 \rightarrow Q5$ (resp. $Q5 \rightarrow Q1$). Nous dénomons ces transitions respectivement « mobilité très ascendante » et « mobilité très descendante ». Ces probabilités de mobilité très ascendante (resp. très descendante) sont conditionnelles au fait de se trouver dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en début de période.

On définit enfin des mobilités plus modérées : la « mobilité ascendante » est définie comme le fait de monter de deux dixièmes ou plus (de façon inconditionnelle) entre le début et la fin de la période, et la « mobilité descendante » comme le fait de descendre de deux dixièmes ou plus.

3. Résultats

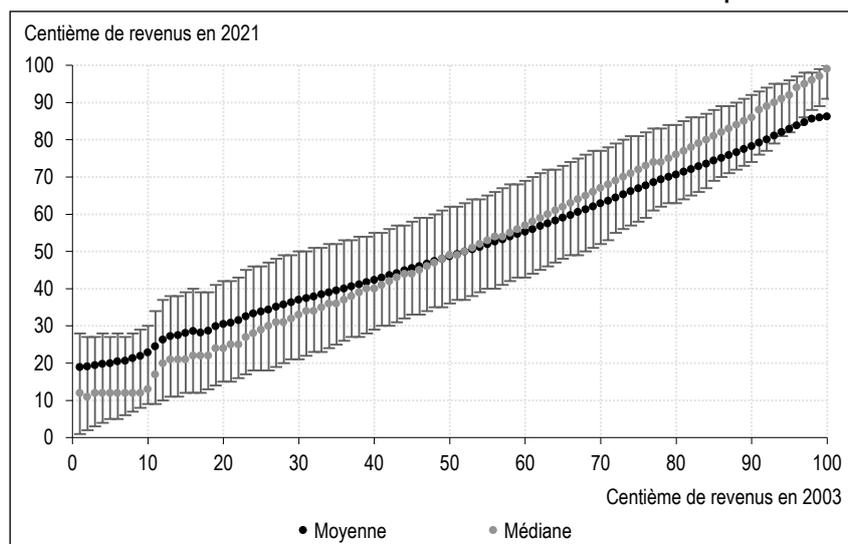
3.1. Indicateurs de mobilité

3.1.1. La corrélation rang-rang

Les revenus d'un individu déterminent fortement ceux qu'il percevra près de deux décennies plus tard : plus les individus sont situés en haut de l'échelle des revenus en 2003, plus grandes sont leurs chances d'occuper un rang élevé de la distribution en 2021 (figure II). La moyenne des rangs des individus augmente presque linéairement avec leur rang 18 ans plus tôt. L'écart de classement moyen entre deux individus aux centièmes extrêmes de la distribution en 2003 est d'environ sept déciles en 2021. L'écart de classement médian est encore plus grand (neuf déciles). Le rang moyen en 2021 des individus du plus haut centième en 2003 est de 86, contre 34 pour les individus situés au premier quart de la distribution en 2003.

L'inertie des individus dans la distribution se traduit également par une faible dispersion des rangs en 2021 au sein de chaque centième de revenus en 2003 (figure II). Ainsi, parmi les individus situés au milieu de la distribution des revenus en 2003, la moitié sont classés entre le 36^e et le 62^e centile en 2021, soit moins de trois déciles d'écart. En haut de la distribution, la dispersion en 2021 est encore plus faible : parmi les individus du 90^e centième en 2003, la

Figure II – Centième de revenus des individus en 2021 en fonction de leur position de départ



Note : les intervalles représentent l'écart entre le premier et le troisième quartiles.

Lecture : les individus du 25^e centième de revenus en 2003 ont, en 2021, un rang moyen de 34, un rang médian de 29. Le premier quartile de leur rang en 2021 est de 18 et le troisième quartile de 46.

Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021, âgés de 25 à 49 ans en 2003, et déclarant des revenus l'année d'observation.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

moitié sont classés entre le 74^e et le 92^e centile en 2021 (soit moins de deux déciles d'écart). Des mobilités sont cependant possibles au sein de ce centième : une personne sur dix est descendue dans la moitié inférieure de la distribution des revenus en 2021. En bas de la distribution, au sein du 10^e centième en 2003, une personne sur dix a grimpé dans la moitié supérieure de la distribution des revenus en 2021. Ces situations de forte mobilité aux extrémités de la distribution se traduisent par une médiane des rangs en 2021, vue comme une fonction du rang en 2003, plus pentue que la moyenne de ces rangs⁸.

La figure S3-I-A de l'Annexe en ligne S3 représente les revenus en 2021 en euros, et non en termes de rang, en fonction du centième de revenus de 2003. On observe que la distribution des revenus en 2021 est plus resserrée en bas qu'en haut de la distribution. La croissance des revenus entre 2003 et 2021 est en revanche relativement homogène d'un centième de revenu à un autre : elle se situe en moyenne entre 1,4 et 1,7 % en termes réels pour les individus au-delà du 30^e centième, mais elle est mécaniquement plus élevée pour les plus modestes (voir figure S3-I-B de l'Annexe en ligne S3).

La corrélation (β de l'équation (1)⁹) du rang des individus entre le début de la période et trois ans après est de 0,84, de 0,75 dix ans après, et s'établit à 0,68 au bout de 18 ans (figure III), ce qui témoigne d'une faible mobilité intragénérationnelle dans l'échelle des revenus. Nous

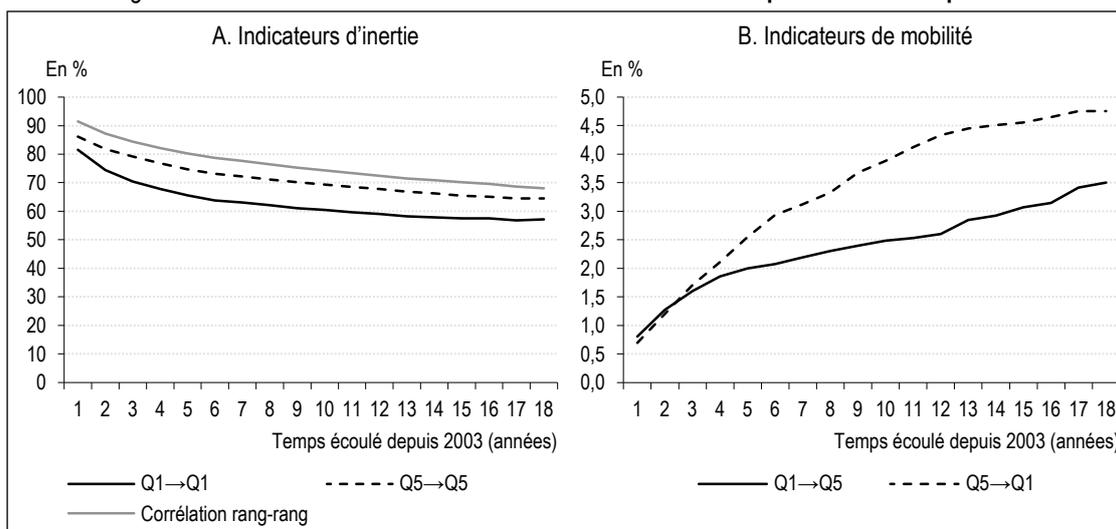
trouvons une corrélation rang-rang à cinq années d'intervalle de 0,80 sur l'ensemble de notre champ et 0,81 sur un champ comparable à celui retenu par Guvenen *et al.* (hors indépendants). Ces valeurs sont proches de celles estimées par Aghion *et al.* (2023) et Guvenen *et al.* (2022) : ils estiment respectivement une corrélation rang-rang en France de 0,84 et 0,83. Sur cette même période de cinq ans, on peut conclure à partir des résultats de Guvenen *et al.* (2022) que la corrélation rang-rang sur cinq ans est plus élevée en France qu'aux États-Unis (0,75) et que dans les pays nordiques (0,68 au Danemark, 0,70 en Norvège et 0,67 en Suède). La comparaison avec d'autres études (voir Annexe en ligne S2) va également dans le sens d'une plus faible mobilité intragénérationnelle en France qu'aux États-Unis, y compris sur plus longue période (vingt ans).

Le R^2 de l'équation (1) est de 0,46, ce qui signifie que près de la moitié de la variabilité des rangs observée en 2021 est expliquée par les rangs en 2003. Si l'inertie est très élevée, les positions sont ainsi loin d'être totalement déterminées par celles 18 ans auparavant.

8. Sauf dans l'extrême bas de la distribution, où la moyenne est croissante car tirée par les individus qui conservent un revenu nul en 2003 et 2021 (et dont le rang des individus a été fixé comme égal en 2003 et 2021).

9. Pour rappel, la corrélation rang-rang est calculée sur l'ensemble des individus de 25-49 ans, les rangs étant calculés au sein de chaque cohorte de naissance.

Figure III – Indicateurs d’inertie et de mobilité en fonction de la profondeur de la période

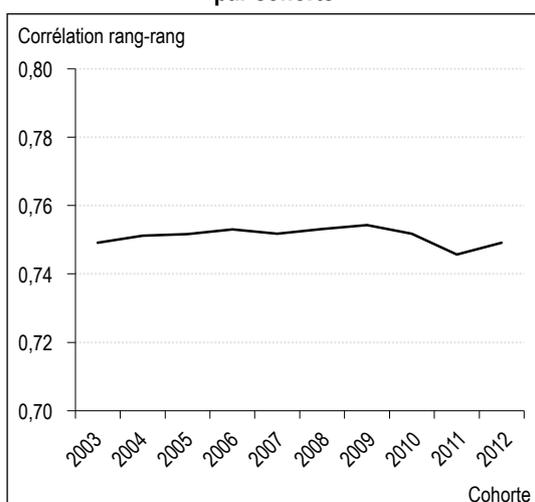


Lecture : la corrélation rang-rang calculée entre les années 2003 et 2008, soit cinq ans après, est de 0,80.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021, âgés de 25 à 49 ans en 2003, et déclarant des revenus l'année d'observation.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Pour étudier comment évolue la corrélation rang-rang au fil du temps nous calculons des indicateurs de mobilité pour différentes cohortes sur dix ans¹⁰ en les suivant de leurs 35 ans à leurs 44 ans. Les valeurs des indicateurs sont très proches d'un panel à l'autre : la corrélation rang-rang sur dix ans de chacune des cohortes est stable, autour de 0,75 (figure IV). Sur la période 2003-2021, la mesure de la mobilité sur dix ans est donc peu sensible au choix de la cohorte (ou, de manière équivalente, de la

sous-période¹¹). Ce résultat s'inscrit dans la continuité de celui de Kramarz *et al.* (2022), qui trouvent également que la mobilité des salaires (mesurée sur une période de cinq ou dix ans) a été stable en France entre 1995 et 2015. Aux États-Unis, la mobilité (mesurée à court ou à moyen terme) serait aussi plutôt stable depuis les années 60, selon Kopczuk *et al.* (2010). Auten & Gee (2009) montrent également que la mobilité (mesurée à partir d'un revenu avant redistribution rapporté aux unités de consommation) varie peu entre les périodes 1987-1996 et 1996-2005.

Figure IV – Corrélation rang-rang sur dix ans par cohorte



Lecture : les individus âgés de 35 ans en 2003 ont une corrélation rang-rang de 0,75 entre 2003 et 2012.
 Champ : individus âgés de 35 ans une année n (entre 2003 et 2012) et présents dans les données l'année n et l'année $n+9$.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

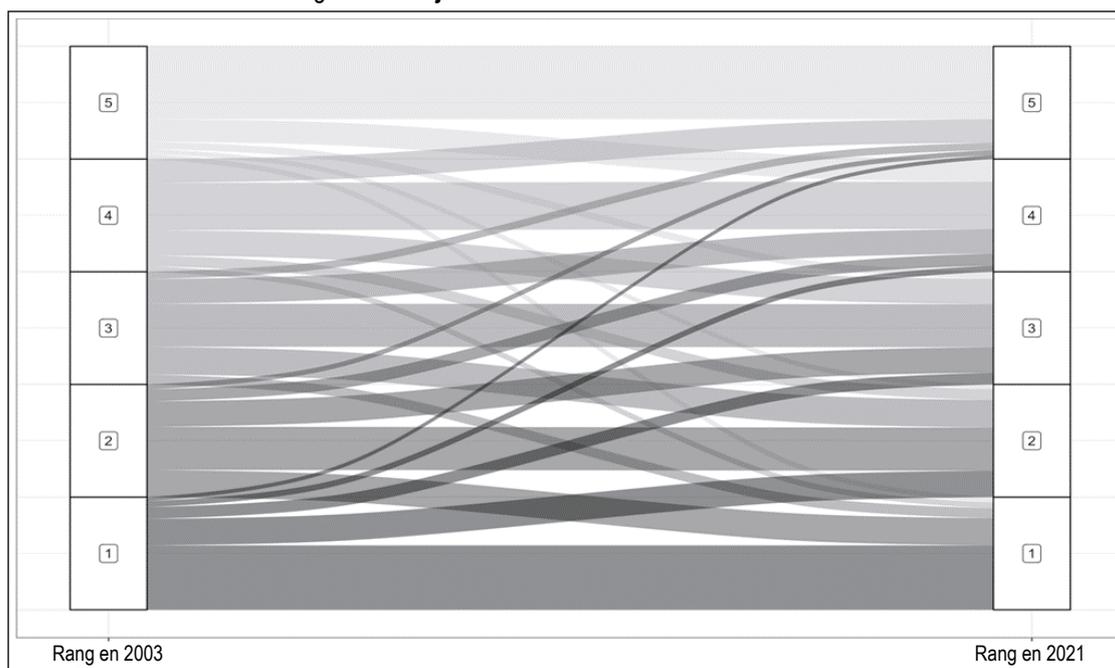
3.1.2. Matrices de transition

Une autre approche de la mobilité des revenus consiste à séparer les individus en 5, 10 ou 100 groupes en début de période et à regarder dans quel groupe ils se situent 18 ans plus tard.

Parmi les individus du plus bas cinquième de la distribution des revenus individuels en 2003, 57 % restent parmi les 20 % les plus modestes en 2021, et seuls 4 % effectuent une mobilité très ascendante dans le plus haut cinquième (voir figure V et figure S3-III de l'Annexe en ligne S3 pour une autre représentation). La mobilité est également faible en haut de la distribution :

10. Précisément, chaque panel n est constitué des individus âgés de 35 ans l'année n , et présents dans les données l'année n et l'année $n+9$. Le premier panel est donc constitué des individus âgés de 35 ans en 2003 et présents en 2003 et en 2012 et le dernier est constitué des individus âgés de 35 ans en 2012 et présents en 2012 et en 2021.
 11. Âge, période et cohorte étant colinéaires, il n'est pas possible de distinguer période et cohorte à âge donné.

Figure V – Trajectoires de revenus entre 2003 et 2021



Lecture : parmi les individus dans le plus bas cinquième de revenus en 2003, 57 % y restent en 2021.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panéliste 2003-2021, calculs des auteurs.

65 % des individus appartenant aux 20 % les plus aisés en 2003 sont toujours dans le plus haut cinquième en 2021. Les personnes parmi les 20 % les plus aisées en 2003 ont ainsi 18 fois plus de chances d'être parmi les plus aisés 18 ans plus tard que les personnes parmi les 20 % les plus modestes. Parmi les 20 % les plus aisés, rares sont les individus qui connaissent une mobilité très descendante (5 %, figure V), même si ces situations sont légèrement plus fréquentes que les mobilités très ascendantes (4 %).

Comme la corrélation rang-rang, ces statistiques dépendent de la longueur de la période considérée. Plus celle-ci est courte, plus la probabilité de mobilité très ascendante ou très descendante est faible (cf. figure III-B). Inversement, plus la période est courte plus la probabilité de rester dans le plus haut (resp. le plus bas) cinquième est forte : elle est de 69 % (resp. 60 %) à dix ans d'intervalle, 75 % à cinq ans (resp. 66 %) et 79 % (resp. 70 %) à trois ans d'intervalle (figure III-A). La persistance est par ailleurs plus forte en haut de la distribution qu'en bas sur une courte période, mais cet écart diminue avec l'allongement de la période et devient quasi-nul au bout de 18 ans.

La persistance mesurée est aussi plus faible lorsque la granularité est plus fine, au sens où en haut de la distribution, 58 % des individus

restent parmi les 10 % les plus aisés 18 ans plus tard (voir figure S3-IV de l'Annexe en ligne S3), et 36 % restent parmi les 1 % les plus aisés (figure S3-V). Les individus du plus haut centième en 2003 ont par ailleurs 75 % de chances d'être dans le plus haut dixième de revenus 18 ans après, et 86 % de chances d'être dans le tiers de revenus les plus élevés. Sur une période plus courte, la probabilité de rester dans le plus haut dixième est encore plus forte (figure III) : elle est de 76 % après cinq ans (en ligne avec les résultats d'Aghion *et al.*, 2023). À l'inverse, les individus les 10 % les plus modestes en 2003 sont près de la moitié (46 %) à le rester et 89 % à rester dans la moitié inférieure de la distribution des revenus. Les comparaisons internationales sont délicates, car les études diffèrent en de multiples dimensions : le concept de revenu considéré, le champ, la longueur de la période sur laquelle les indicateurs sont mesurés, les années d'intérêt, la prise en compte ou non des échelles d'équivalence. La confrontation de nos résultats à ceux d'Auten *et al.* (2013a) nous permet cependant d'affirmer que la mobilité est plus faible en France qu'aux États-Unis. Ces auteurs étudient la mobilité à partir des revenus avant redistribution, rapportés à des unités de consommation¹². Ils trouvent

12. Ces dernières sont calculées en prenant la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage.

qu'un peu moins de la moitié des individus âgés de 35 à 40 ans appartenant au plus haut cinquième, restent dans ce cinquième 20 ans plus tard, 40 % restent dans le dixième le plus élevé et 24 % dans le centième le plus élevé. Sur nos données, en considérant la population du même âge (35-40 ans) et en retenant exactement le même concept de revenu, nous obtenons des proportions respectives de 59 %, 52 % et 32 %¹³ sur une période de longueur comparable (intervalle de 18 ans), soit environ 10 points de plus à chaque mesure de la persistance. Auten *et al.* (2013a) obtiennent également une mobilité très ascendante supérieure (5 %, contre 3 % ici). Ces comparaisons suggèrent que la mobilité de revenus est plus élevée aux États-Unis qu'en France, ce qui est cohérent avec les résultats de Kramarz *et al.* (2022) et de l'OCDE (2018). La comparaison avec d'autres études américaines et d'autres indicateurs, va aussi dans le sens d'une mobilité plus faible en France, comme détaillé dans l'Annexe en ligne S2.

3.1.3. Tests de robustesse

Dans cette partie, nous présentons différents tests de robustesse, d'abord en retenant un autre concept de revenu (revenu du foyer fiscal par déclarant plutôt que revenu individuel), puis en adoptant une autre méthode de classement des individus, afin d'éprouver les mesures de la mobilité.

Concept de revenu. L'analyse qui précède est effectuée sur les revenus d'activité et de remplacement individuels en additionnant le revenu du travail, les allocations chômage et les pensions de retraites du déclarant. Dans cette partie, nous étudions comment les résultats sont modifiés en considérant un autre concept du revenu, celui du foyer, c'est-à-dire en additionnant les revenus individuels des conjoints, mais aussi ceux des capitaux mobiliers et fonciers (non

individualisables), et les revenus accessoires. Ces revenus sont ensuite rapportés au nombre de déclarants dans le foyer.

La corrélation rang-rang à 18 ans d'intervalle mesurée à partir du revenu par déclarant du foyer (voir figure S3-II de l'Annexe en ligne S3) est très proche de celle obtenue sur les revenus individuels. Elle est de 0,66 (tableau 1). En ce qui concerne les matrices de transition, les résultats obtenus à partir du revenu par déclarant du foyer sont également proches. Par exemple, la probabilité de rester parmi les 20 % les plus modestes est de 56 %, et celle de rester dans le plus haut cinquième, de 61 %.

La mise en commun des ressources et la prise en compte des revenus du capital semblent donc peu affecter la mobilité. Les principaux facteurs déterminant la mobilité paraissent davantage liés au marché du travail (aux transitions professionnelles).

Classement des individus. Dans ce qui précède, les individus sont classés au sein de leur cohorte de naissance. Cependant, il est aussi intéressant de mesurer les rangs des individus dans l'ensemble de la population, c'est-à-dire toutes années de naissance confondues. Cela offre une autre perspective, dans laquelle les individus se comparent à l'ensemble de la population et non seulement à leur génération. Classer les individus dans l'ensemble de la population plutôt que par année de naissance aboutit à une corrélation rang-rang légèrement plus faible sur les revenus individuels comme sur les revenus du foyer (de 0,04 ou de 0,05, voir tableau 1) et modifie peu les probabilités de transition¹⁴.

13. En rapportant les revenus du foyer aux unités de consommation et non à la racine carrée de la taille du foyer, nous obtenons respectivement 58 %, 51 % et 32 %.

14. À l'exception de la probabilité de rester parmi les 20 % les plus aisés qui est plus faible d'environ 6 points.

Tableau 1 – Indicateurs de mobilité et d'inertie, selon le concept de revenu et la méthode de classement

Concept de revenu et méthode de classement	Corrélation rang-rang	Inertie (%)		Mobilité (%)	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Revenus individuels, classement par cohorte (analyse principale)	0,681	57,2	64,5	3,5	4,8
Revenus individuels, classement au sein de la population totale	0,642	57,1	58,5	3,7	4,5
Revenus du foyer par déclarant, classement par cohorte	0,661	57,0	60,9	3,5	4,2
Revenus du foyer par déclarant, classement au sein de la population totale	0,615	55,7	56,0	4,0	4,1

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Années considérées. Dans l'analyse qui précède, les revenus et rangs sont définis à deux dates : en 2003 et en 2021. Afin de limiter l'effet de mobilités très transitoires sur notre mesure de la mobilité à long terme, il est possible de calculer nos indicateurs à partir des moyennes de revenus sur deux ans¹⁵, en 2003-2004 pour le début de période et 2020-2021 pour la fin de période¹⁶. Les probabilités de transition calculées sur les revenus moyens sur deux ans sont proches des valeurs calculées à partir des revenus annuels, tout comme la corrélation rang-rang qui est seulement un peu plus élevée (0,72 entre les revenus de 2003-2004 et de 2020-2021, contre 0,69 entre 2003 et 2020). Notre mesure de la mobilité est donc peu sensible au fait de classer les individus à partir de leurs revenus sur deux ans ou sur un an. Dans l'analyse principale, nous avons donc privilégié le classement à partir des revenus d'une seule année, pour permettre une analyse sur une période plus longue, éviter l'année 2020 (qui est affectée par la pandémie), et réduire l'attrition.

3.1.4. Mobilité selon l'âge

Dans cette partie, nous montrons que la mobilité des revenus entre 2003 et 2021 décroît avec l'âge. Les indicateurs d'inertie (tels que la corrélation rang-rang et la persistance en haut ou en bas de la distribution) sont croissants avec l'âge en 2003 (voir figure S3-VI de l'Annexe en ligne S3). Les indicateurs de mobilité, mesurant la mobilité ascendante, descendante, très ascendante ou très descendante, sont décroissants (voir figure S3-VII de l'Annexe en ligne S3). Au-delà de 40 ans, le passage à la retraite se traduit par une stabilisation (voire, localement, par une croissance) de la mobilité en fonction de l'âge.

Nous étudions ensuite plus spécifiquement la mobilité de certaines tranches d'âges : les plus jeunes (entre 25 et 29 ans en 2003), les 35-39 ans, mieux installés sur le marché du travail, et les 45-49 ans, passant à la retraite sur la période. La probabilité de rester dans le

plus haut cinquième est plus faible pour les plus jeunes (56 %, contre 68 % pour les 35-39 ans et les 45-49 ans, voir tableau 2), de même que la corrélation rang-rang (0,57, contre 0,69 et 0,78), tandis que la mobilité très ascendante est plus élevée pour les jeunes (6 % contre 3 % pour les 35-39 ans et les 45-49 ans). Ce résultat est cohérent avec celui obtenu par Aghion *et al.* (2023) sur une période de cinq ans.

3.1.5. Mobilité selon le sexe et la configuration familiale

La corrélation rang-rang est de 0,69 chez les hommes et de 0,67 chez les femmes (tableau 3). Cependant, les femmes persistent davantage en bas de la distribution et moins en haut, y compris en considérant les revenus du foyer par déclarant. Les femmes connaissent moins de mobilités très ascendantes (3 %) que les hommes (6 %).

Les individus qui déclarent une union (mariage ou Pacs)¹⁷ entre 2003 et 2021 sont plus mobiles : ils ont une corrélation rang-rang plus faible (0,60 pour les femmes et 0,58 pour les hommes). De plus, ils connaissent davantage de mobilités très ascendantes et moins de persistance parmi les 20 % les moins aisés. La différence varie selon le sexe : les hommes qui déclarent une union sur la période connaissent beaucoup moins de persistance en bas de la distribution et beaucoup plus de mobilités très ascendantes que les autres hommes, alors que la différence est plus faible pour les femmes.

Les individus qui déclarent une séparation (fin de mariage ou de Pacs) sont également plus

15. Chetty *et al.* (2014) montrent qu'un léger biais existe si l'on considère les revenus d'une seule année, mais que ce biais devient négligeable si l'on considère la moyenne des revenus sur une période d'au moins deux ans.

16. Ce test conduit à réduire d'une année la longueur de la période, et aussi à un peu plus d'attrition (lié à la contrainte de déclarer des revenus positifs en 2003-2004 et 2020-2021).

17. Les unions et séparations ne recouvrent ici que les unions contractuelles (mariage ou Pacs). En 2011, d'après l'enquête sur la famille et les logements de l'Insee, 73 % des couples sont mariés, 4 % sont pacésés, et 23 % sont en union libre.

Tableau 2 – Indicateur de mobilité et d'immobilité, selon la tranche d'âge

Tranche d'âge	Corrélation rang-rang	Inertie (%)		Mobilité (%)	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
25-29 ans	0,57	48	56	6	6
35-39 ans	0,69	56	68	3	5
45-49 ans	0,78	68	68	3	2
Ensemble des 25-49 ans	0,68	57	65	4	5

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Tableau 3 – Indicateur de mobilité et d’inertie, selon le sexe

Population	Corrélation rang-rang	Inertie		Mobilité	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Femmes					
Ensemble des femmes (1)	0,67	57 %	59 %	3 %	5 %
Seulement celles qui déclarent une union (2)	0,60	51 %	53 %	4 %	7 %
Seulement celles qui déclarent une séparation (3)	0,61	39 %	68 %	4 %	4 %
(2) - (1)	-0,07	-6 pp	-6 pp	1 pp	2 pp
(3) - (1)	-0,06	-18 pp	9 pp	1 pp	-1 pp
Hommes					
Ensemble des hommes (1)	0,69	57 %	67 %	6 %	5 %
Seulement ceux qui déclarent une union (2)	0,58	37 %	69 %	14 %	4 %
Seulement ceux qui déclarent une séparation (3)	0,66	53 %	62 %	5 %	6 %
(2) - (1)	-0,11	-20 pp	2 pp	8 pp	-1 pp
(3) - (1)	-0,03	-4 pp	-5 pp	-1 pp	1 pp

Note : les rangs sont calculés au sein de l'ensemble du panel (femmes et hommes). La déclaration d'une union désigne le fait de déclarer être célibataire, divorcé ou veuf début 2003, mais marié ou pacsé début 2021. La déclaration d'une séparation désigne le fait de déclarer être marié ou pacsé début 2003, mais célibataire, divorcé ou veuf début 2021.

Lecture : parmi les 20 % les plus aisés en 2003, 59 % des femmes et 67 % des hommes sont encore parmi les 20 % les plus aisés en 2021.

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

mobiles. Mais les « effets » sur la mobilité sont différenciés selon le sexe. Les femmes qui se séparent persistent beaucoup moins en bas de la distribution et davantage en haut que les autres femmes, alors que les hommes qui se séparent se distinguent peu de ceux qui n'ont pas connu de séparation.

Si cette analyse ne permet pas de mettre en évidence un effet causal de l'union et de la séparation sur la mobilité des revenus, elle permet néanmoins de constater que les individus qui se mettent en couple ou se séparent sont plus mobiles en termes de revenus, et que le surcroît de mobilité est plus élevé pour les hommes dans le cas de l'union et pour les femmes dans le cas de la séparation.

3.1.6. Mobilité selon le statut d'activité

La statut d'activité en début de période, estimé à partir de la source principale de revenus¹⁸, est un autre déterminant fort de la mobilité. Les indépendants sont en moyenne plus mobiles que les salariés : leur corrélation entre les rangs en 2003 et 2021 est de 0,52, contre 0,70 pour les salariés. Cette mobilité plus importante s'explique en partie par des mobilités extrêmes plus fréquentes que chez les salariés : au sein des 20 % les plus modestes, 7,6 % des indépendants effectuent des mobilités très ascendantes,

et au sein des 20 % les plus aisés, 8,4 % ont des mobilités très descendantes, contre respectivement 4,0 % et 4,3 % pour les salariés¹⁹. Les indépendants persistent également moins en haut de la distribution que les salariés (voir figure S3-VIII de l'Annexe en ligne S3). Les indépendants connaissent moins de mobilités (près de deux fois moins pour les transitions Q1 → Q5 et Q5 → Q1) quand on considère les revenus du foyer plutôt que les revenus individuels, ce qui peut être lié au fait que les revenus sont lissés avec ceux du conjoint, ces derniers étant possiblement moins variables.

Un changement de statut d'activité est également corrélé à la mobilité de revenus. Les mobilités sont plus fréquentes chez les individus dont le statut d'activité a changé entre 2003 et 2021. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus par Jauneau & Raynaud (2009), qui montrent que le facteur le plus corrélé aux trajectoires individuelles de niveau de vie à court terme est le changement de situation sur

18. Parmi les catégories de revenus suivantes : « traitements et salaires », « revenus des indépendants », « pensions et rentes », « chômage et pré-retraite », ou « revenus nuls ».

19. De même, 8 % des mobilités très ascendantes sont réalisées par des indépendants et 16 % pour les mobilités très descendantes alors qu'ils ne représentent que 5 % des individus étudiés.

le marché du travail. Ainsi, dans notre étude, 65 % (resp. 75 %) des individus ayant effectué une mobilité très ascendante (resp. très descendante) ont changé d'activité sur la période (contre 41 % sur l'ensemble du panel). Les mobilités descendantes sont particulièrement fréquentes : 25 % des individus dont le statut d'activité a changé ont connu des situations de mobilité descendante d'au moins deux dixièmes (resp. 14 % pour ceux qui restent dans la même situation d'activité) et 12 % des 20 % les plus aisés ont connu des mobilités très descendantes (resp. 2 %).

3.1.7. Mobilité selon les territoires

La mobilité dans l'échelle des revenus varie selon le lieu de vie en 2003. Dans cette partie, les individus sont toujours classés au sein de l'ensemble de la France, et non au sein de leur lieu de vie (région, département, etc.). Les indicateurs reflètent donc en partie les différences de marché du travail entre les territoires.

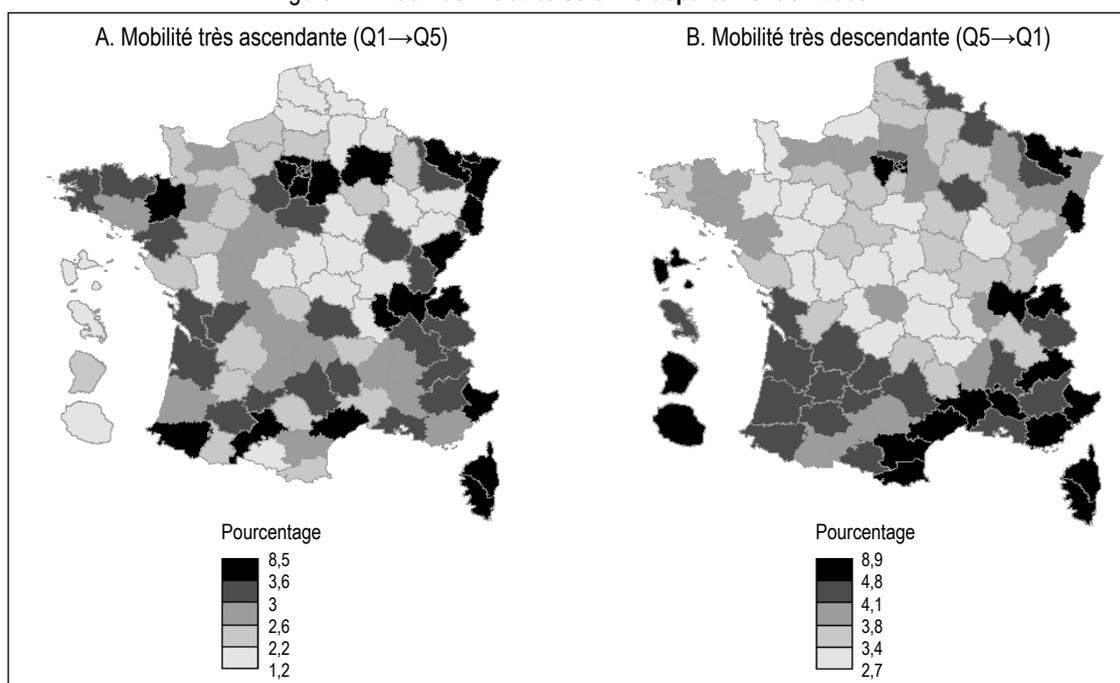
Plus les individus résident dans de grandes aires d'attraction des villes, plus la persistance en haut de la distribution est élevée (tableau 4, voir

Tableau 4 – Indicateurs de mobilité et d'inertie selon la taille d'aire d'attraction des villes (en %)

Taille de l'aire d'attraction des villes	Inertie				Mobilité			
	Q1→Q1	D1→D1	Q5→Q5	D10→D10	Q1→Q5	D1→D10	Q5→Q1	D10→D1
Hors attraction des villes	54,32	40,94	53,48	45,75	2,95	1,16	5,16	2,69
Aire de moins de 50 000 hab.	58,23	46,13	57,02	50,26	2,32	0,92	4,19	2,38
Aire entre 50 000 et 200 000 hab.	59,52	47,49	60,46	54,44	2,24	0,87	3,76	2,27
Aire entre 200 000 et 700 000 hab.	59,46	48,43	64,12	57,78	2,71	1,07	4,01	2,49
Aire 700 000 hab. ou plus (hors Paris)	55,54	45,27	66,86	60,67	3,99	1,98	4,28	2,72
Aire de Paris	53,4	44,87	66,87	61,6	4,78	1,88	4,99	3,36

Note : l'aire d'attraction des villes (zonage Insee de 2020) est déterminée à partir du lieu de vie pris en 2003.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisé 2003-2021, calculs des auteurs.

Figure VI – Taux de mobilité selon le département en 2003



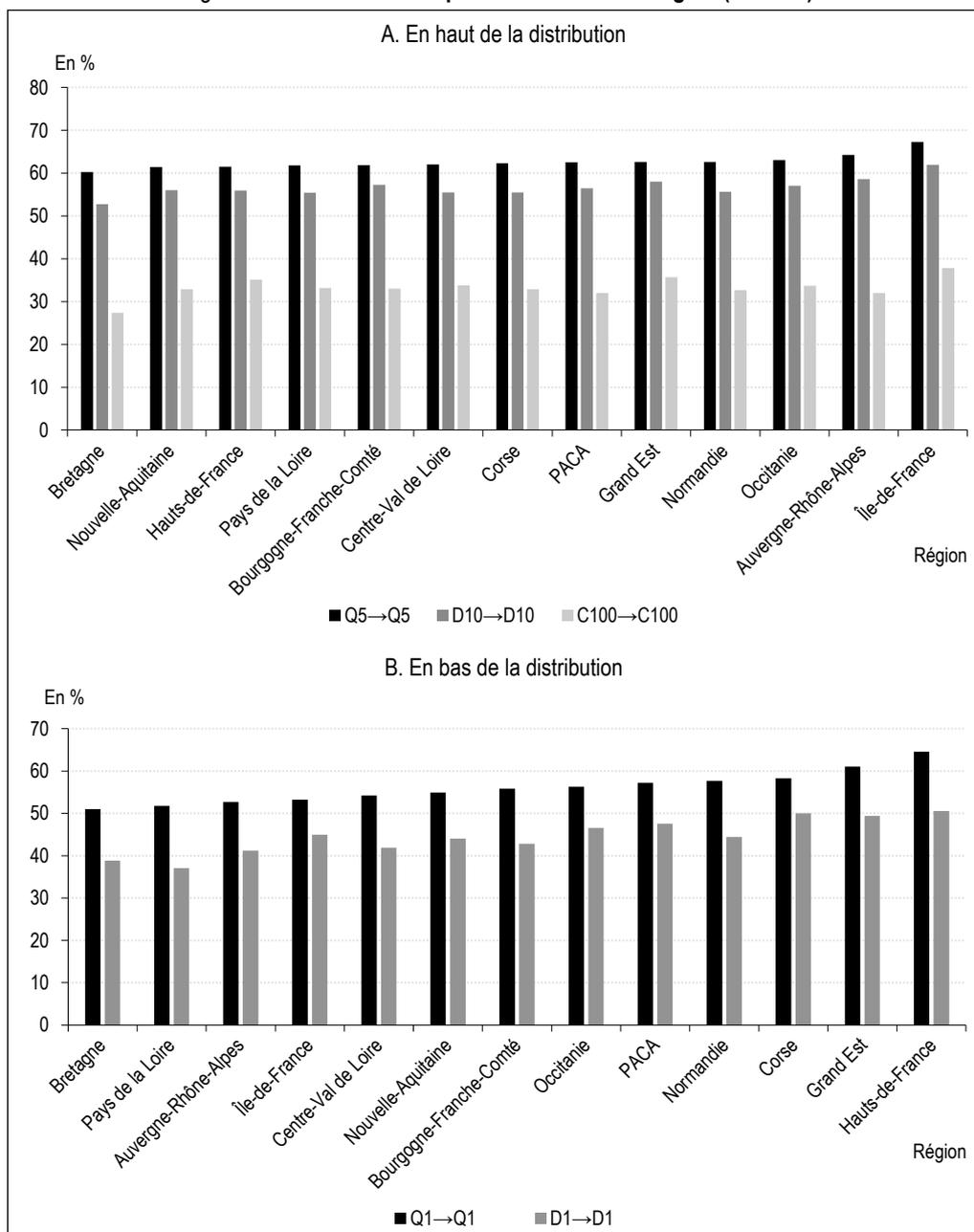
Champ : France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les moins aisés en 2003 et présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003. calculs des auteurs.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisé 2003-2021.

aussi figure S3-IX de l'Annexe en ligne S3) : la proportion d'individus qui restent dans le plus haut cinquième est de 53 % dans les communes hors attraction des villes et de 67 % à Paris. Cela peut traduire le fait que les salaires sont plus élevés dans les aires d'attraction des villes (Insee, 2021) et ce d'autant plus qu'elles sont peuplées. Les plus grandes aires (plus de 700 000 habitants et l'aire de Paris) sont également celles où la probabilité de mobilité très ascendante est la plus forte. Par exemple, en Île-de-France, les mobilités très ascendantes et très descendantes sont plus fréquentes que dans les autres régions

(figure VI). La persistance parmi les 20 % les plus aisés y est également plus forte (figure VII-A, voir aussi figure S3-X de l'Annexe en ligne pour une carte par département)²⁰. Dans le reste de la France, la région où les positions dans l'échelle des revenus sont les moins figées (en haut et en bas de la distribution) semble être la Bretagne. C'est aussi la région où le taux de chômage est le plus bas de France (7,0 % de la population

20. Combinée à une persistance faible parmi les 20 % les moins aisés (figure VII et voir figure S3-XI de l'Annexe en ligne).

Figure VII – Indicateurs de persistance selon la région (en 2003)



Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

active en 2021) et qui attirent de nombreux arrivants. À l'inverse, la persistance dans le bas de la distribution est la plus élevée dans les Hauts-de-France (figure VII-B, voir aussi figure S3-XI de l'Annexe en ligne) où le taux de chômage en 2021 est le plus élevé en France métropolitaine (10,4 %), et la mobilité très ascendante est la plus faible dans les départements du nord et du centre de la France (figure VI-A). La mobilité très descendante est plus élevée dans le sud de la France et notamment le pourtour méditerranéen et plus faible dans le centre et nord-ouest de la France (figure VI-B).

La mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus : parmi les individus ayant connu une mobilité très ascendante, 35 % ont changé de département entre 2003 et 2021 (44 % pour ceux ayant connu une mobilité très descendante, contre 20 % sur l'ensemble du panel). La corrélation rang-rang des individus ayant changé de département est ainsi moins élevée (voir aussi Aghion *et al.*, 2023). Ils connaissent aussi plus de mobilités très ascendantes (7 % contre 3 % pour ceux restant dans le même département) et se concentrent davantage en 2021 dans les zones où les rémunérations sont plus élevées, comme en Île-de-France. Dans les départements d'outre-mer (DOM, hors Mayotte), territoires plus isolés géographiquement, l'inertie dans l'échelle des revenus est particulièrement élevée, parmi les plus aisés comme parmi les moins aisés.

3.2. Lien entre mobilité et mesure des inégalités : l'indice de Shorrocks

L'indice de Shorrocks (1978) permet de mesurer la réduction d'inégalité (exprimée en pourcentage du coefficient d'inégalité, approché par exemple par un indice de Gini en coupe) que la mobilité des revenus induit sur le revenu permanent de la population. Il s'agit aussi d'un indicateur indirect d'inégalité, selon Kopczuk *et al.* (2010). Formellement, l'indice de Shorrocks (S) est le rapport entre l'indice de Gini mesuré à partir du revenu permanent (G_j^p), calculé comme la moyenne des revenus sur j années, et la moyenne sur j années des indices de Gini calculés chaque année i (G_i , $i=1, \dots, j$) :

$$S = 1 - Mob_{Sh}^j = \frac{G_j^p}{(G_1 + \dots + G_j) / j}. \quad (2)$$

En pratique, on préfère souvent raisonner sur l'indice de mobilité Mob_{Sh}^j , également compris entre 0 et 1. Plus cet indice Mob_{Sh} est proche de 0, plus l'inertie est importante. Par exemple, en considérant le cas extrême où la distribution des revenus serait la même chaque année, mais

où les positions des individus seraient tirées au sort chaque année (grande mobilité), alors les revenus permanents des individus seraient très proches du revenu permanent moyen et l'indice de Gini calculé à partir des revenus permanents G_j^p serait bien inférieur à l'indice de Gini calculé à partir des revenus d'une seule année. Selon l'équation (2), $1 - Mob_{Sh}$ sera donc proche de 0 et Mob_{Sh} proche de 1.

Dans ce qui suit, on se restreint aux individus déclarant des revenus positifs chaque année sur toute la période²¹ et les revenus sont normalisés afin qu'ils aient la même moyenne chaque année²².

L'indice de Gini sur les revenus dits « permanents » (moyenne des revenus 2003-2021) est plus faible de 0,024 point (soit 5,9 %) que l'indice de Gini mesuré en 2003 (figure VIII). L'écart s'explique, non par une diminution des inégalités sur la période (ces inégalités augmentent avec un indice de Gini plus élevé de 0,010 entre 2003 et 2021), mais par la mobilité des individus le long de l'échelle des revenus. En effet, les revenus moyens sont lissés sur la période, moins dispersés que les revenus annuels. Le rapport de l'indice de Gini calculé à partir de la moyenne des revenus entre 2003 et 2021 (0,378) à la moyenne de l'indice de Gini en coupe entre 2003 et 2021 (0,409) vaut 0,932. Le complémentaire à 1 de cet indicateur est l'indice de mobilité Mob_{Sh} , qui est donc égal à 0,068 en France sur la période 2003-2021. Cela signifie que prendre en compte les revenus des individus sur près de deux décennies ne réduit que de 6,8 % le coefficient de Gini moyen des revenus annuels.

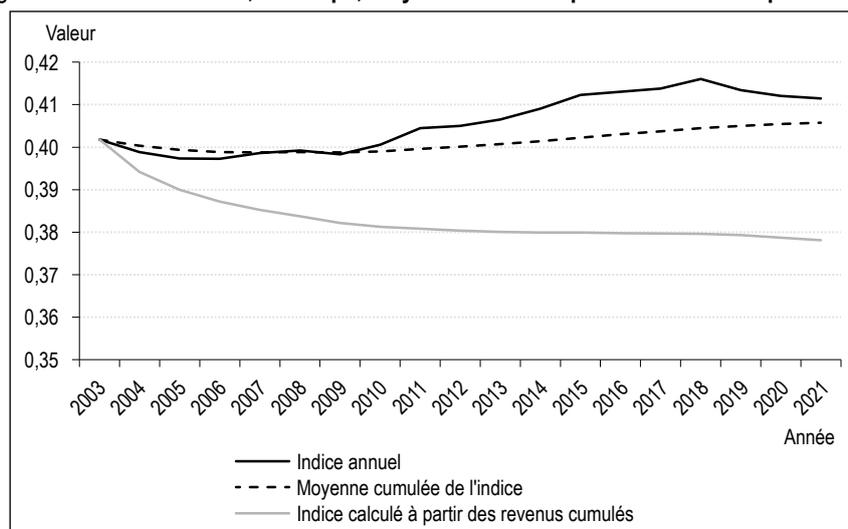
Les inégalités de revenu permanents sont donc assez proches des inégalités de revenu en coupe. Ceci est une conséquence directe de la forte inertie des revenus : les inégalités sont peu atténuées par la mobilité des individus, puisque cette dernière est faible.

Comme les précédents indicateurs de mobilité, cet indicateur croît avec la longueur de la période considérée : il est de 3,8 % sur 6 ans (de 2003

21. Les individus du panel cylindré ont des caractéristiques en 2003 très proches des individus du panel de l'analyse principale (individus aux revenus positifs en 2003 et 2021 mais pas nécessairement chaque année intermédiaire). En 2003, les individus du panel de l'analyse principale ont en moyenne le même âge que les individus du panel cylindré (37 ans). Ils sont presque aussi souvent mariés (51 % contre 52 %), salariés (78 % contre 81 %), indépendants (5 % contre 4 %) et ont quasi aussi souvent des revenus nuls (10 % contre 9 %). Le revenu individuel moyen en 2003 est de 17 300 € dans le panel de l'analyse principale, ce qui est proche de 17 800 € dans le panel cylindré. L'indice de Gini calculé sur le panel cylindré a également une évolution proche de celui calculé sur le panel de l'analyse principale (voir figure S3-XII de l'Annexe en ligne S3).

22. Cette normalisation est faite pour ne pas donner plus de poids aux années pour lesquelles les revenus nominaux sont plus élevés (notamment en fin de période), en raison de l'inflation notamment. Nous adoptons ainsi la méthode de Kopczuk *et al.* (2010).

Figure VIII – Indice de Gini, en coupe, moyen et calculé à partir des revenus permanents



Note : les courbes correspondent aux éléments de l'équation (2). La moyenne cumulée de l'indice une année n est la moyenne des indices de Gini annuels entre l'année 2003 et l'année n .

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

à 2008), de 5,4 % sur 12 ans, et de 6,8 % sur 19 ans, notre période d'intérêt (tableau 5). Il est un peu plus élevé (7,7 %) si on s'intéresse non plus aux revenus individuels mais aux revenus du foyer fiscal rapportés au nombre de déclarants dans le foyer. L'indice Mob_{sh} indique également, comme la corrélation rang-rang, que la mobilité est stable sur la période : l'indice sur 10 ans vaut entre 5,3 % et 5,4 % pour les cohortes considérées (voir figure S3-XII de l'Annexe en ligne S3).

Aux États-Unis, Kopczuk *et al.* (2010) obtiennent un coefficient de 4 % sur une période de cinq ans (hors indépendants), soit un niveau un peu plus élevé que ce nous obtenons sur une période similaire²³. La comparaison avec les résultats de Jäntti & Jenkins (2015) et Buchinsky & Hunt (1999) sur des périodes plus longues confirme que l'indice de mobilité Mob_{sh} serait plus élevé aux États-Unis (voir Annexe en ligne S2).

Enfin, nous calculons l'indice de Gini et l'indice Mob_{sh} pour chaque tranche d'âge (voir figures S3-XIII et S3-XIV de l'Annexe en ligne S3). La particularité des tranches d'âge extrêmes de notre panel (insertion sur le marché du travail pour les plus jeunes et passage à la retraite pour les plus âgés) est notamment visible sur l'indice Mob_{sh} (voir figure S3-XIV). Au sein de la cohorte des plus jeunes (25-29 ans), la forte pente en début de période indique une forte mobilité transitoire. À l'autre extrémité, au sein de la cohorte des 45-49 ans, le passage à la retraite se traduit par une augmentation de la pente (donc de la mobilité) autour de 2010-2015 (soit au passage des 60-65 ans), relativement aux autres tranches d'âge.

23. Nous obtenons un coefficient de 3,4 % sur une période de cinq ans (entre t et $t+4$) sur l'ensemble de notre champ, et 3,3 % en excluant les revenus des indépendants pour être sur le même champ que Kopczuk *et al.* (2010).

Tableau 5 – Indice de mobilité selon la longueur de la période considérée

Période	Indice de Gini sur les revenus moyens de la période considérée	Moyenne des indices de Gini annuels sur la période considérée	Indice de mobilité Mob_{sh} (%)
2003-2008	0,384	0,399	3,8
2003-2014	0,380	0,401	5,4
2003-2021	0,378	0,406	6,8

Lecture : l'indice de mobilité Mob_{sh} est de 6,8 % sur la période 2003-2021 pour les individus âgés de 25 à 49 ans en 2003, ce qui signifie que la mesure de l'indice de Gini en tenant compte de l'ensemble des revenus perçus par ces individus entre 2003 et 2021 réduit les inégalités mesurées par l'indice de Gini moyen chaque année entre 2003 et 2021 de 6,8 %.

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

* *
*

Cette étude montre que la persistance des revenus en France est élevée : la corrélation rang-rang à 18 ans d'intervalle est de 0,68. Près des deux tiers des individus du plus haut cinquième en 2003 sont aussi dans le plus haut cinquième en 2021. Cette persistance est particulièrement visible tout en haut de la distribution : 36 % des individus du plus haut centième y sont de nouveau en 2021. La mobilité des revenus au cours de la vie professionnelle paraît en moyenne plus faible en France qu'aux États-Unis. Une fois les individus insérés sur le marché du travail, les positions seraient davantage ancrées, et les opportunités de mobilité au cours de la vie professionnelle seraient plus faibles.

Nous avons également montré que cette mobilité intragénérationnelle des revenus relativement faible fait que l'ampleur des inégalités de revenus sur une année est assez proche de celle des inégalités de revenu moyen sur près de vingt ans. Prendre en compte les revenus sur près de deux décennies ne réduit que de 7 % le coefficient de Gini mesuré une année donnée. Finalement, alors que Buchinsky *et al.* (2003) ont montré que des indicateurs de mobilité différents conduisaient à des conclusions différentes dans les années 1990, tous les indicateurs que nous avons calculés convergent vers la conclusion d'une faible mobilité en France tout au long de la vie depuis le début des années 2000.

Cette faible mobilité des revenus peut être reliée à la relative faiblesse de la mobilité professionnelle en France. Un premier facteur est lié à l'importance du diplôme initial, qui perdure et figerait les positions : ainsi, Maurin (2009) évoque « la valeur exorbitante que les diplômés ont fini par acquérir » notamment en termes d'accès à un emploi à statut, vraisemblablement plus prononcée qu'aux États-Unis. Dans le même temps, l'inégalité d'accès à la formation professionnelle exacerbe l'importance du diplôme et peut freiner la mobilité. En effet,

le taux d'accès à la formation qualifiante pour les adultes est faible en France, en particulier pour les contrats temporaires (taux de formation de 32 % en France contre 75 % aux États-Unis entre 2012 et 2015, Goujard *et al.* (2019)), limitant les possibilités de mobilité ascendante pour les plus modestes. Certaines études relient la faible mobilité professionnelle à la faible mobilité géographique (Lemoine & Wasmer, 2010 ; OCDE, 2018), notamment du fait des coûts de la mobilité en termes de logement et de garde d'enfants. Selon Goujard *et al.* (2019), la mobilité géographique des jeunes chômeurs et inactifs est particulièrement faible en France en comparaison internationale, et le prix des logements et le niveau des droits de mutation contribuent au mésappariement des compétences (l'effet des droits de mutation sur le mésappariement des compétences est plus de trois fois plus élevé en France qu'aux États-Unis). Un troisième facteur tiendrait aux rigidités et segmentation du marché du travail plus élevées en France qui rendraient la mobilité professionnelle plus difficile (Lemoine & Wasmer, 2010 ; Cahuc *et al.*, 2014). Enfin, la thèse de Thomas Philippon (2007) d'un « capitalisme d'héritiers aux pratiques managériales conservatrices et frustrantes pour les salariés »²⁴ pourrait aussi constituer une piste d'explication de la faible mobilité professionnelle et de revenus en France.

Cette étude s'est principalement attachée à fournir des statistiques de mobilité générale sur l'ensemble de la distribution et fournit de premiers éléments sur la mobilité des personnes aux revenus les plus faibles et de celles aux revenus les plus élevés. La création de ce panel long de données fiscales donne ainsi plusieurs perspectives d'études complémentaires sur les trajectoires de revenus des individus, notamment en bas de la distribution pour étudier la persistance dans la pauvreté ou en haut pour mesurer la mobilité des plus aisés. □

24. L'héritage est pris au sens direct (sous la forme de transmission successorale) mais aussi sociologique (sous la forme de la reproduction sociale par le diplôme et le statut).

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8561915/ES545_Loysel-Sicsic_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Accardo, J. (2016).** La mobilité des niveaux de vie. In : *Les revenus et patrimoine des ménages*, coll. Références, édition 2016. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017610?sommaire=2017614>
- Aghion, P., Ciornohuz, V., Gravouelle, M. & Stantcheva, S. (2023).** Anatomy of Inequality and Income Dynamics in France. *Working Paper*.
<https://www.hks.harvard.edu/centers/mrcbg/programs/growthpolicy/anatomy-inequality-and-income-dynamics-france>
- Auten, G. & Gee, G. (2009).** Income mobility in the United States: New evidence from tax data. *National Tax Journal*, 62(2), 301–328. <https://doi.org/10.17310/ntj.2009.2.05>
- Auten, G., Gee, G. & Turner, N. (2013a).** New Perspectives On Income Mobility And Inequality. *National Tax Journal*, 66(4), 301–328. <http://dx.doi.org/10.17310/ntj.2013.4.06>
- Auten, G., Gee, G. & Turner, N. (2013b).** Income Inequality, Mobility, and Turnover at the Top in the US, 1987–2010. *American Economic Review*, 103(3), 168–172. <https://doi.org/10.1257/aer.103.3.168>
- Bayet, A. & Colin, C. (1998).** Les évolutions individuelles de salaire sur dix ans sont difficiles à prévoir. *Economie et Statistique*, 314, 3–24. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1998_num_314_1_2626
- Bradbury, K. (2011).** Trends in U.S. family income mobility, 1969–2006. Federal Reserve Bank of Boston, *Working Paper* N° 11-10.
<https://www.bostonfed.org/publications/research-department-working-paper/2011/trends-in-us-family-income-mobility-1969-2006.aspx>
- Buchinsky, M., Fields, G. S., Fougere, D. & Kramarz, F. (2003).** Franks or Ranks? Earnings Mobility in France, 1967-1999 (June 2003). CEPR, *Discussion Papers* N° 3937. <https://ssrn.com/abstract=432721>
- Buchinsky, M. & Hunt, J. (1999).** Wage Mobility in the United States. *Review of Economics and Statistics* 81(3), 351–368. <https://www.jstor.org/stable/2646760>
- Cahuc, P., Carcillo, S. & Zylberberg, A. (2014).** *Labor Economics*. MIT press.
<https://mitpress.mit.edu/9780262027700/labor-economics/>
- 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>
- Goujard, A., Hijzen, A. & Thewissen, S. (2019).** Améliorer les performances du marché du travail en France : mise en œuvre de la Stratégie pour l’emploi de l’OCDE. OECD, *Economics Department Working Papers* N° 1559. <https://doi.org/10.1787/3017068c-fr>
- Guvenen, F., Karahan, F., Ozkan, S. & Song, J. (2021).** What do data on millions of US workers reveal about lifecycle earnings dynamics? *Econometrica*, 89(5), 2303–2339. <https://doi.org/10.3982/ECTA14603>
- Guvenen, F., Pistaferri, L. & Violante, G. L. (2022).** Global Trends in Income Inequality and Income Dynamics: New Insights from GRID. NBER, *Working Paper Series* N° 30524.
<https://www.nber.org/papers/w30524>
- Hungerford, T. L. (2011).** How Income Mobility Affects Income Inequality: US Evidence in the 1980s and the 1990s. *Journal of Income Distribution*, 20(1), 117–126. <https://doi.org/10.25071/1874-6322.17971>
- Insee (2021).** *Emploi, chômage, revenus du travail*. Insee, coll. Références, édition 2021.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/5392045>
- Jäntti, M. & Jenkins, S. P. (2015).** Income mobility. In: *Handbook of income distribution 2A*, eds. Atkinson, A.B., Bourguignon, F.
<https://shop.elsevier.com/books/handbook-of-income-distribution-vol-2a/atkinson/978-0-444-59428-0>
- Jauneau, Y. & Raynaud, E. (2009).** Des disparités importantes d’évolution de niveau de vie. In: *Les revenus et patrimoine des ménages*, coll. Références, édition 2009.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374534?sommaire=1374541>
- Kopczuk, W., Saez, E. & Song, J. (2010).** Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data Since 1937. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 91–128.
<https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.91>
- Kramarz, F., Nimier-David, E. & Delemotte, T. (2022).** Inequality and Earnings Dynamics in France: National Policies and Local Consequences. *Quantitative Economics*, 13, 1527–1591.
<https://doi.org/10.3982/QE1876>

- Krueger, A. B. (2012).** *The Rise and Consequences of Inequality in the United States*. Tech. rep., Chairman, Council of Economic Advisers.
https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/krueger_cap_speech_final_remarks.pdf
- Lemoine, M. & Wasmer, E. (2020).** Les mobilités des salariés. *Rapport du Conseil d'analyse économique (CAE)*.
- Lollivier, S. & Payen, J.-F. (1990).** L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurées sur données de panel. *Economie et Prévision*, 92-93, 87–95. https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_1990_num_92_1_5161
- Maurin, E. (2009).** *La peur du déclassement*. Seuil, coll. La république des idées.
- OCDE (2018).** *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. OCDE, Paris.
<https://www.oecd.org/social/broken-elevator-how-to-promote-social-mobility-9789264301085-en.htm>
- Philippon, T. (2007).** *Le capitalisme d'héritiers : la crise française du travail*. Seuil, coll. La république des idées.
- Pora, P. & Wilner, L. (2020).** A decomposition of labor earnings growth: Recovering Gaussianity? *Labour Economics*, 63, 101807. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101807>
- Shorrocks, A. (1978).** Income inequality and income mobility. *Journal of Economic Theory*, 19(2), 376–393.
[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(78\)90101-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(78)90101-1)
- 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.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.540.2100>
-