

La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020

Documents de travail

N° 2023-19 – Septembre 2023





Institut national de la statistique et des études économiques

2023/19

La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020

TRISTAN LOISEL* MICHAËL SICSIC**

Septembre 2023

Département des Études Économiques – Timbre G201
88, avenue Verdier – CS 70058 – 92541 MONTRouGE CEDEX – France
Tél. : 33 (1) 87 69 59 54 – E-mail : d3e-dg@insee.fr – Site Web Insee : <http://www.insee.fr>

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'Insee et n'engagent que leurs auteurs.
Working papers do not reflect the position of INSEE but only their author's views.*

*Insee et Crest

** Insee et CRED

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

La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020

Comment la position d'une même personne dans la distribution des revenus évolue-t-elle au cours de sa vie ? S'il était jusqu'à présent difficile de répondre à cette question faute de panel de revenus sur longue période, les données fiscales de 2003 à 2020 permettent désormais d'analyser la mobilité des individus le long de la distribution des revenus individuels (avant redistribution), ainsi que l'impact de cette mobilité sur la mesure des inégalités appréhendées sur l'ensemble de la période étudiée.

En suivant les personnes âgées de 25 à 49 ans en 2003, l'étude révèle que la position des individus dans l'échelle des revenus en 2019-2020 est fortement corrélée (0,71) à la position en 2003-2004. L'inertie est particulièrement forte aux extrémités de la distribution : parmi les 20 % les plus aisés et les 20 % les plus modestes, près des deux tiers des individus restent dans la même catégorie 16 ans plus tard. La mobilité serait ainsi plus faible en France qu'aux États-Unis. Elle est cependant plus élevée pour les indépendants que pour les salariés. Les jeunes sont également plus mobiles. Les habitants des plus grandes aires d'attraction des villes persistent davantage en haut de la distribution et connaissent davantage de mobilités très ascendantes. Ces résultats sont robustes au concept de revenu considéré.

Par ailleurs, prendre en compte la mobilité des individus dans la mesure des inégalités de revenus change peu l'ampleur des inégalités de revenu telles que classiquement mesurées : un indice de Gini calculé à partir des revenus individuels moyens sur la période conduit à une valeur 7 % inférieure à celle calculée à partir des revenus annuels.

Mots-clés : Mobilité intragénérationnelle ; inégalité ; corrélation rang-rang ; données fiscales ; variations géographiques.

Income mobility in France between 2003 and 2020

How do individual positions in the income distribution change over life ? So far, it has proven difficult to answer this question in the absence of a long-term income panel, but new longitudinal income tax records from 2003 to 2020 now enable to analyze the long-term income mobility, as well as its impact on inequality measurement over the whole period.

We find a high rank-rank correlation of 0.71 between 2003-2004 and 2019-2020 for those age 25-49 in 2003. Inertia is particularly strong at the top and the bottom of the distribution: among the top 20% and the bottom 20% of the income distribution, almost two-thirds remain in the same quintile 16 years later. Mobility appears to be lower in France than in the United States. However, mobility is higher for the self-employed than for employees, and the young are also more mobile. Inhabitants of the largest areas persist more at the top of the distribution and experience more upward mobility. These results are robust to the income definition considered.

Moreover, taking individual mobility into account when measuring income inequality hardly differs from income inequality as conventionally measured: a Gini index based on average individual income over the period is 7% lower than the Gini index based on annual income.

Keywords: Income mobility ; inequality ; rank-rank correlation ; tax data ; spatial variations ; France.

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

Table des matières

1 Introduction.....	4
2 Données, traitements et champ.....	7
2.1 Données.....	7
2.2 Champ.....	8
2.3 Définition des variables de revenus.....	8
2.4 Description des revenus.....	10
3 Méthodes.....	11
3.1 Les indicateurs de mobilité.....	11
3.1.1 Corrélation rang-rang et élasticité du revenu.....	12
3.1.2 Matrices de transition.....	12
3.1.3 L'indice de Shorrocks.....	13
3.2 Sensibilité de la mesure de la mobilité à différents facteurs.....	13
4 Résultats.....	14
4.1 Indicateurs de mobilité.....	14
4.1.1 La corrélation rang-rang.....	14
4.1.2 Matrice de transition.....	17
4.1.3 Indice de mobilité de Shorrocks.....	20
4.1.4 Tests de robustesse.....	22
4.1.5 Comparaisons internationales.....	25
4.2 Une mobilité hétérogène.....	27
4.2.1 Mobilité selon l'âge.....	27
4.2.2 Mobilité selon le sexe et le changement de statut marital.....	29
4.2.3 Mobilité selon le statut d'activité.....	31
4.2.4 Mobilité selon les territoires.....	31
5 Discussion et conclusion.....	34
6 Bibliographie.....	36
Annexes.....	38
A. Traitements et construction du panel.....	38
B. Construction des variables géographiques et de sexe.....	39
C. Figures et tableaux complémentaires.....	40

1 Introduction

Un individu peut occuper au cours du temps différentes positions dans la distribution des revenus. L'étude de la mobilité des individus dans l'échelle 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.

En France, les inégalités de revenus sont plus faibles que dans beaucoup d'autres pays développés. Par exemple, l'indice de Gini des niveaux de vie est de 0,292 en France en 2019, contre 0,395 aux États-Unis (OCDE, 2023). Mais cette mesure ne tient pas compte de la persistance des positions des individus dans l'échelle des revenus. En 2012, Krueger, alors conseiller économique du président Obama, jugeait que « *l'inégalité des revenus serait moins préoccupante si les personnes à faible revenu devenaient des salariés à hauts revenus à un moment donné de leur carrière.* ». La mesure des inégalités, et leur perception, peut être affectée par une plus ou moins grande mobilité au cours du temps dans l'échelle des revenus : le diagnostic peut ainsi être différent lorsque les inégalités sont mesurées à un moment donné, ou si l'on tient compte des possibilités d'évolution individuelle des revenus (à partir des revenus observés sur plusieurs années par exemple).

Par ailleurs, une absence de mobilité dans l'échelle des revenus peut être le signe d'une faible répartition des opportunités de progression au cours de la vie active, au risque par exemple de ne pas développer des talents potentiels. Le manque de mobilité sociale peut donc fragiliser les bases de la croissance économique (OCDE, 2018). La mobilité est ainsi souvent un objectif de politique économique. Le Rapport économique, social et financier indique en 2022 que l'impact des politiques publiques doit être apprécié à l'aune de la « *garantie d'un accès équitable aux opportunités et la lutte contre les inégalités de destin à la racine* » (RESF 2022).

Quel est le degré de mobilité au cours de la vie ? Comment se compare la mobilité des revenus en France par rapport aux autres pays ? 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 ?

Contributions. La présente étude répond à ces questions en analysant les trajectoires de revenus entre 2003 et 2020. En mobilisant des données fiscales longitudinales inédites (les fichiers POTE¹ panélisés, c'est-à-dire les données de déclaration des revenus mises à disposition par la DGFIP), elle décrit la mobilité des personnes dans l'échelle des revenus initiaux (avant redistribution du système socio-fiscal, mais incluant les revenus de remplacement), ainsi que les inégalités en prenant en compte ces revenus des individus sur longue période. Dans cette optique, plusieurs indicateurs sont calculés pour mesurer cette mobilité sous différents angles et établir un diagnostic sur la mobilité dans l'échelle des revenus en France. Ces revenus ont été calculés de manière à avoir un contour qui soit indépendant des réformes fiscales, et de manière à permettre une mesure des inégalités cohérente avec celle mesurée par l'Insee à partir des revenus avant redistribution. Les données mobilisées dans notre étude permettent pour la première fois de mesurer les revenus sur une période de 18 ans (2003-2020) et sur l'ensemble de la population déclarant des revenus (éventuellement nuls). Plusieurs indicateurs comme les matrices de transition et la corrélation rang-rang sont

1 Fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions.

mesurés en comparant les revenus de la période 2003-2004 à la période 2019-2020, soit des périodes de 2 ans afin d'atténuer l'effet des situations exceptionnelles². Des erreurs de mesure sur les revenus ou des effets transitoires (notamment de retour à la moyenne) peuvent en effet conduire à une sous-estimation de la mobilité. Ce biais existe quand on mesure les revenus sur une seule année ; il peut être réduit en considérant des moyennes sur plusieurs années. Chetty et al. (2014) ont montré que considérer une moyenne sur 2 ans ou plus diminue très fortement ce biais, qui devient presque nul. Plusieurs tests de robustesse sont également effectués, par exemple concernant le type de revenu utilisé et la méthode de classement des individus.

Résultats. Tout d'abord, l'exploitation des données montre que la mobilité des individus dans la distribution des revenus est faible. La position des individus dans l'échelle des revenus en fin de période est fortement corrélée (0,71) à la position en début de période. Ce travail montre également qu'au sein des 20 % les plus aisés, 63 % des individus sont encore parmi les plus aisés en fin de période. L'inertie ainsi mesurée est plus élevée en France (et la mobilité très ascendante plus faible) qu'aux États-Unis, seul pays avec lequel une comparaison de la mobilité sur deux décennies est possible : 60 % des individus de 35-40 ans du plus haut cinquième en 2003 y sont toujours en 2019, contre 48 % aux États-Unis (sur 20 ans). Les résultats sont très proches en prenant en compte le revenu du foyer fiscal, et non plus le revenu individuel.

Ensuite, l'étude souligne que la mobilité le long de l'échelle des revenus est plus forte au sein des tranches d'âge les plus jeunes : la corrélation rang-rang entre 2003 et 2019 est plus faible pour les 25-29 ans (0,635 au sein de leur tranche d'âge, contre 0,747 pour les 35-39 ans et 0,807 pour les 45-49 ans). Elle est également plus forte pour les indépendants que pour les salariés : 0,59 pour les indépendants contre 0,71 pour les salariés (les indépendants sont donc plus mobiles). En revanche, elle est la même chez les femmes et les hommes, 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 se mettent en couple (mariage ou PACS) ou se séparent sur la période étudiée : ils persistent par exemple moins en bas de l'échelle des revenus individuels. 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. Par ailleurs, la mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus (mais sans qu'un lien de causalité ne soit ici établi).

Enfin, le calcul de l'indice de Shorrocks, qui compare l'indice d'inégalité de Gini calculé sur le revenu moyen sur la période, à la moyenne des indices de Gini calculés sur les revenus annuels sur cette période, permet de mesurer dans quelle mesure la mobilité atténue les inégalités de revenus. 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 plutôt qu'à partir des revenus d'une année ne diminue que de 7 % la mesure des inégalités. Mesurer les inégalités en matière de revenu permanent modifie donc peu l'ampleur des inégalités.

Littérature. Notre étude s'inscrit dans une vaste littérature internationale. Elle a fait l'objet d'une revue extensive par Jäntti et Jenkins en 2015.

2 Sauf dans l'analyse de l'indice de Shorrocks.

Pour étudier la mobilité des revenus, plusieurs sources de données peuvent être exploitées. Une première source importante sont les données fiscales, qui permettent des études du revenu avant redistribution. Aux États-Unis, Auten et Gee (2009) examinent ainsi la mobilité sur 10 ans, entre les périodes 1987-1996 et 1996-2005. Pour chacune de ces périodes, ils trouvent que près de la moitié des individus du plus bas cinquième de revenu en début de période en sont sortis en fin de période. Dans une étude ultérieure, Auten, Gee et Turner (2013a) examinent la mobilité des individus uniquement âgés de 35 à 40 ans³ entre 1987 et 2007 et trouvent cette fois que près de la moitié des individus du premier cinquième restent dans le premier cinquième 20 ans plus tard. C'est l'étude la plus proche de la nôtre, à l'exception du fait que la population étudiée est plus restreinte : pour nous comparer à leur étude, nous mesurons nos indicateurs sur les 35-40 ans et à partir du revenu du foyer fiscal rapporté aux unités de consommation. Nous produisons la première comparaison de la mobilité des revenus entre la France et les États-Unis sur près de deux décennies. En France, Aghion et al. (2023) exploitent également des données fiscales pour mesurer les inégalités, la mobilité (matrice de transition et corrélation rang-rang), les variations de revenus et leurs moments, sur des périodes de 5 ans d'intervalle entre 2006 et 2017. Ils trouvent une faible mobilité, hétérogène selon le territoire, le diplôme, la CS et la composition du revenu, et montrent que la redistribution diminue le risque de variation de revenu. Notre principale contribution par rapport à ces études est de donner des mesures de la mobilité sur une période à la fois plus longue et plus récente, de calculer d'autres indicateurs comme celui de Shorrocks, et sur différents types de revenus (revenu individuel et revenu du foyer par adulte).

Une autre série d'études s'intéresse à la mobilité des individus en termes de salaires. Un article de référence sur la mobilité des revenus du travail est celui de Kopczuk et al. (2010), en raison de la richesse des données utilisées (*Social Security Administration*) et de leur profondeur temporelle (1951-2004). 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. La principale limite - et différence - avec notre étude est qu'ils n'étudient que les salariés travaillant dans les secteurs du commerce et de l'industrie. 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. Une autre étude (Kramarz et al. 2022) mobilise le même panel de salariés sur période plus récente, entre 1991 et 2016 ; les auteurs trouvent que la mobilité des salaires est stable sur la période, très faible au sommet de la distribution, avec une dispersion entre et à l'intérieur des territoires. 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 concept de revenu est plus large que celui mobilisé dans ces études (revenus salariaux) et prend en compte les chômeurs ainsi que les inactifs. Nous présentons aussi davantage de mesures, contribuant ainsi à une vision plus complète de la mobilité.

D'autres études s'appuient des données d'enquête, donc non exhaustives, et calculent des indicateurs de mobilité à partir des revenus après redistribution. Aux États-Unis, Hungerford (2011) fournit ainsi des mesures de la mobilité des revenus après redistribution sur des périodes de 10 ans dans les années 1970 et 1980. Il trouve par exemple que 40 % des individus appartenant aux 10 % les plus aisés le demeurent. Buchinsky et Hunt (1999) étudient

3 L'analyse de Auten, Gee et Turner (2013b) se concentre sur les 35-38 ans.

également la mobilité des revenus du travail, avec des indices comme celui de Shorrocks et des matrices de transitions appliquées aux salaires par tête et aux revenus individuels, sur la période 1979-1991, sur une population jeune (entre 14 et 24 ans en 1979) et hors indépendants. Ils trouvent que les inégalités de salaires sont réduites de 12 à 26 % par la mobilité. Bradbury (2011) produit des statistiques sur l'élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période (de 60 % à 70 %) et l'indice de Shorrocks à partir d'un revenu après redistribution, au niveau du ménage, sur des périodes d'une dizaine d'années, entre 1970 et 1995. En France, les études sur les trajectoires de revenus produites à partir d'enquêtes s'appuient sur des niveaux de vie : Accardo (2016) mobilise les données SRCV (« Statistiques sur les revenus et conditions de vie ») pour mesurer la mobilité sur 5 ans (et 2 ans à partir des données ERFS). Toujours à partir des données SRCV (2004-2006), Jauneau et Raynaud (2009) montrent que les facteurs les plus corrélés aux trajectoires individuelles de niveau de vie à court terme sont le changement de situation sur le marché du travail, le poids du revenu du patrimoine dans le revenu total et les changements de situation familiale. Le rapport de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Économiques) publié en 2018 sur la mobilité mobilise les données EU-SILC (*European Union - Statistics on Income and Living Conditions*, dispositif européen équivalent à SRCV) afin de comparer la mobilité dans l'échelle des niveaux de vie en France à celles des autres pays, mais sur 4 ans seulement (9 ans avec certains pays). La France occuperait ainsi une position intermédiaire en termes de mobilité sur courte période. Le rapport montre que, dans le bas de l'échelle des revenus, les transitions sur le marché du travail ont plus d'impact que les changements d'ordre familial sur la mobilité des revenus, et que la mobilité le long de l'échelle des revenus aurait régressé par rapport aux années 1990. Dans notre étude, nous prenons en compte des revenus avant redistribution, sur données exhaustives et sur une période plus longue et récente. Enfin, Accardo (à venir) utilise l'EDP (Échantillon Démographique Permanent) 2011-2018 pour simuler les niveaux de vie sur 20 ans, mesurer les revenus permanents à cet horizon et calculer des indices de Shorrocks. Cette étude est proche de la nôtre, mais mobilise des données différentes et s'appuie seulement sur des simulations lorsque la longueur de la période excède 8 ans.

2 Données, traitements et champ

2.1 Données

Les données sont issues des déclarations de revenus (formulaires 2042 et 2042 complémentaires) pour les revenus perçus au titre des années allant de 2002 à 2020, retraitées par la DGFIP et appelées « données POTE ». Différentes émissions du POTE existent, ici c'est la 6^e émission qui a été mobilisée à partir de 2006, la 5^e en 2005 et la 4^e avant 2005.

Un panel de foyers fiscaux anonymisés a été construit par la DGFIP et mis à disposition des chercheurs sur le Centre d'accès sécurisé à distance (CASD) pour les années 2006-2019. Ce panel a été enrichi de plusieurs manières dans l'étude par une collaboration avec la DGFIP : (i) en étendant le panel à la période 2002-2020 ; (ii) en créant un panel d'individus, et non de foyers fiscaux ; (iii) en construisant des agrégats de revenus avant redistribution cohérents à la fois dans le temps et avec le concept de revenu retenu usuellement à l'Insee. Les données finalement utilisées dans l'étude vont de 2003 à 2020.

Les traitements effectués sur ces données pour l'étude et la construction du panel sont détaillés dans l'annexe 1.

2.2 Champ

Le champ d'étude couvre les individus vivant en France (hors Mayotte), âgés de 25 à 49 ans en 2003 (ayant ainsi entre 41 et 65 ans en fin de période) et présents chaque année sur toute la période 2003-2020, soit 16,9 millions d'individus. L'attrition est assez faible (20 % de la population initiale)⁴.

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

Les individus âgés de 25-29 ans en 2003 sont légèrement moins nombreux (17 % du panel) que les quatre autres tranches d'âges (30-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans et 45-49 ans) qui représentent chacune pour 20 % à 21 % du panel.

2.3 Définition des variables de revenus

Définitions des revenus. Les revenus catégoriels ont été construits à partir des déclarations fiscales et à l'aide des définitions appliquées pour constituer l'Enquête sur les revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee sur la période (2003-2020)⁵. Les abattements ont ainsi été exclus des revenus pour obtenir un concept de revenu économique⁶. Les différents agrégats constitués sont les suivants :

a) Revenus déclarés individuellement (analyse principale)

- 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.

⁴ La moyenne d'âge des individus du panel cylindré est la même (37 ans) que celle des individus hors de ce panel cylindré, c'est-à-dire ceux qui ne sont pas présents dans les données sur toute la période. Les individus du panel cylindré sont plus souvent mariés et salariés, moins souvent indépendants, et ont moins souvent des revenus nuls. Parmi les individus du panel cylindré, la proportion de salariés est de 80 % (61 % hors panel cylindré), la proportion d'indépendants est de 4 % (9 % hors panel cylindré) et la proportion d'individus aux revenus nuls est de 9 % (19 % hors panel cylindré). Le revenu médian est de 15 859 € dans le panel contre 11 365 € hors panel cylindré, ce qui découle du fait que le nombre d'individus avec des revenus nuls est deux fois plus élevé hors panel cylindré. Ces chiffres sont calculés à partir des revenus individuels, mais les résultats sont qualitativement inchangés sur les revenus du foyer fiscal.

⁵ Nous obtenons dans notre base finale des masses de revenus très proches de celles de l'ERFS pour chaque type de revenu.

⁶ Seuls certains abattements pour les indépendants sont pris en compte (car correspondant directement à des dépenses indispensables à l'activité, par exemple, les achats de tracteurs pour les agriculteurs), comme c'est le cas dans l'ERFS.

Il s'agit des revenus reportés dans les déclarations d'impôt sur le revenu, nets de cotisations sociales et de CSG déductible. Les cases fiscales de la déclaration ont été regroupées pour constituer ces agrégats d'une manière cohérente au cours du temps, en tenant compte des réformes fiscales qui ont pu affecter le contenu des cases⁷. En 2020, les indemnités de chômage partiel sont incluses dans la variable de traitements et salaires, et les montants de fonds de solidarité ont été également ajoutés aux revenus pour les indépendants à partir d'un appariement⁸.

Deux types de revenus (nominaux) sont distingués dans l'analyse :

- (1) L'analyse principale est réalisée à partir des revenus déclarés individuellement, c'est-à-dire les revenus individuels d'activité et de remplacement obtenus en additionnant les revenus du travail, les allocations chômage et les pensions de retraites du déclarant. Ce calcul permet d'obtenir un revenu « initial », c'est-à-dire avant redistribution. Ce revenu « initial » ne tient pas compte d'éventuelles mises en couple et séparations affectant les revenus du foyer.
- (2) Dans des tests de robustesse, nous calculons également des revenus « initiaux » au niveau du foyer fiscal. Dans cette mesure, les revenus individuels des conjoints sont additionnés, ainsi que les revenus du capital (non individualisables) et les revenus accessoires. Ces revenus sont rapportés au nombre d'adultes dans le foyer⁹. En 2020, ce revenu inclut également les aides du fonds de solidarité des entreprises du déclarant 1.

Pour le calcul de l'indice de Shorrocks, les revenus sont normalisés afin qu'ils aient la même moyenne chaque année¹⁰. Il peut arriver que les revenus soient négatifs (déficits notamment) ; cela ne concerne toutefois que 0,2 % des 25 à 49 ans en 2003: les individus concernés sont alors exclus du panel. Pour faciliter les analyses en log des revenus, et uniquement pour ces analyses, l'étude se restreint aux individus ayant des revenus strictement positifs.

Méthode de classement. Par défaut, les rangs des individus correspondent à leur classement dans la distribution des revenus de la population de l'étude, c'est-à-dire les individus âgés de 25 à 49 ans en 2003. En test de robustesse, nous classons également les individus au sein de leur cohorte. 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 ce cas, les rangs des individus correspondent à leur position parmi les individus de cette tranche d'âge uniquement. Cette analyse, qui compare les individus à leurs homologues appartenant à la même cohorte, « *permet de faire abstraction des effets de cycle de vie* » selon Auten et al. (2013a).

7 Les heures supplémentaires, qui ne sont pas incluses dans la case fiscale de salaire (1aj) entre 2009 et 2013, ont été ajoutées au revenu sur l'ensemble de la période étudiée. Les deux seuls changements fiscaux qu'il n'a pas été possible de prendre en compte sont la fiscalisation des participations employeur et salarié aux contrats collectifs de complémentaires santé et les majorations de pension de retraite aux retraités ayant élevé (et n'élevant plus) au moins trois enfants en 2013. Cependant, ces réformes ne concernent que peu de personnes et conduisent à des effets relativement faibles au niveau individuel, peu susceptibles de biaiser substantiellement les indicateurs de mobilité et d'inégalités considérés ici (voir <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1303384/F1507.pdf>, notamment les annexes 2 et 3).

8 Seulement pour le déclarant 1.

9 Ils sont rapportés au nombre d'adultes dans le foyer et non aux unités de consommation pour avoir une mesure de la mobilité individuelle qui ne prenne pas en compte les modifications de la taille de ménage. Nous rapportons la mobilité des revenus rapportés aux unités de consommation seulement pour une comparaison avec les États-Unis (section 4.1.5).

10 En effet, 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).

Dans les analyses de mobilité subséquentes, ces revenus et rangs sont définis à deux instants : en début (2003) et en fin de période (2019). Nous calculons des moyennes de revenus sur 2 ans (en t et $t+1$) autour de la date d'intérêt (avec $t=2003$ ou 2019) afin de nous prémunir du biais d'atténuation (cf. section 3.2). Dans la section 4, les revenus de t désignent, par abus de langage, la moyenne des revenus entre t et $t+1$.

La construction des autres variables utilisées dans l'analyse est détaillée dans l'annexe B.

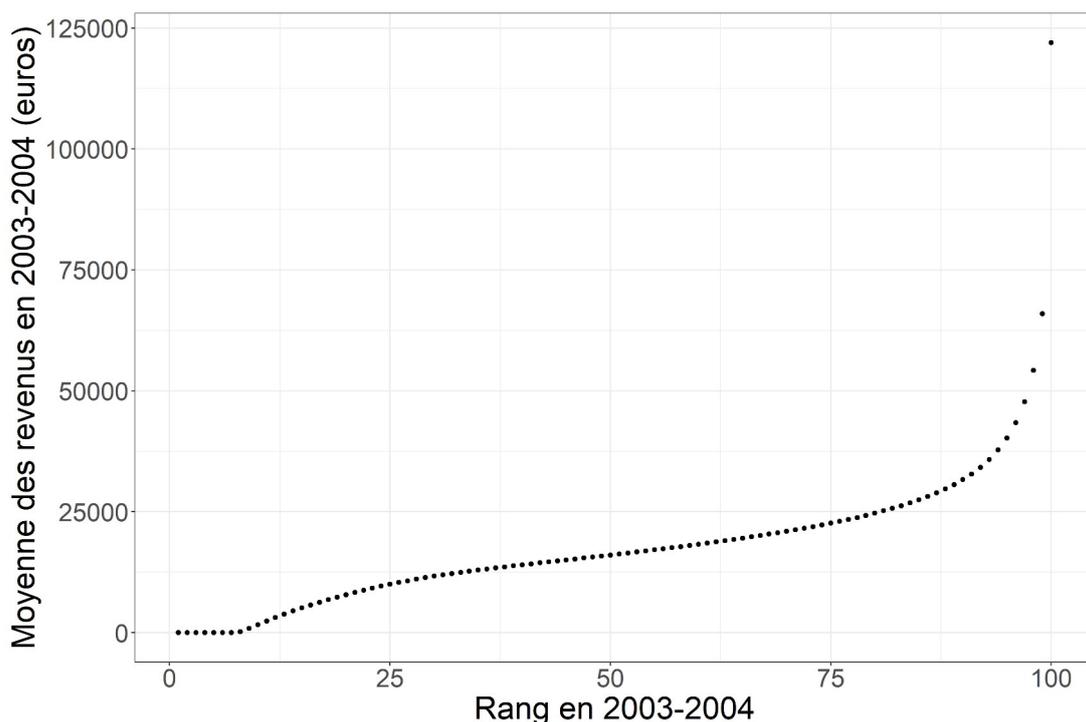
2.4 Description des revenus

La médiane des revenus individuels annuels (avant redistribution) des individus de notre étude est de 16 200 euros sur la période 2003-2004 (Tableau A1a). Les revenus sont nuls pour les 7 premiers centièmes de la distribution (Figure 1a) et augmentent jusqu'à atteindre 122 000 euros en moyenne dans le dernier centième. Le 1^{er} décile est de 2 000 euros et le 9^e s'élève à 32 200 euros. Les revenus du foyer fiscal par adulte, qui incluent les revenus du capital, sont plus élevés et moins souvent nuls (3 % de revenus nuls seulement, Figure 1b) : la médiane des revenus annuels du foyer par adulte est de 19 000 euros sur la période 2003-2004. Le 1^{er} décile est de 7 300 euros et le 9^e s'élève à 44 600 euros, l'augmentation des revenus avec le rang étant très forte au sein du dernier dixième puisque les revenus atteignent 161 700 euros en moyenne dans le dernier centième.

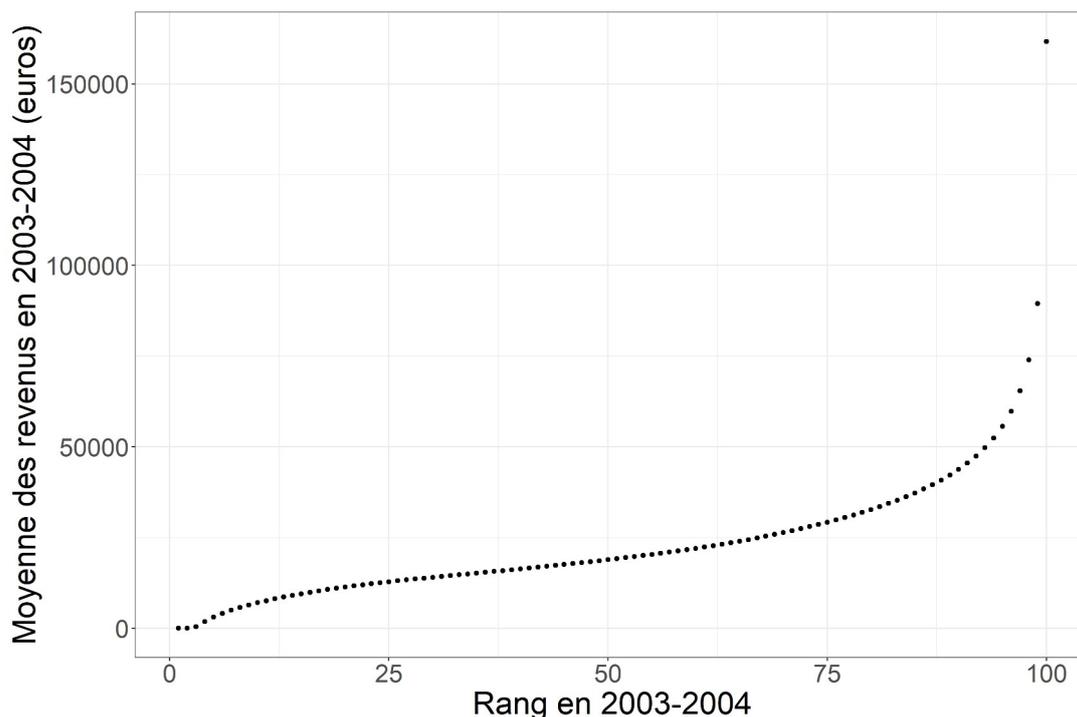
La moyenne des revenus sur 2 ans (2003-2004 ou 2019-2020) est proche de celle prise sur l'année initiale, quelle que soit la tranche d'âge. Par exemple, la moyenne des revenus individuels de la cohorte des 25-29 ans en 2003 est de 14 800 euros sur la période 2003-2004, et de 14 300 euros sur la seule année 2003 (Tableau A1b). Les revenus des 25-29 ans augmentent davantage entre 2003 et 2019 que les revenus des 45-49 ans, signe d'une croissance des revenus plus rapide en début de carrière.

Figure 1 . Moyenne des revenus en 2003-2004 selon le rang dans la distribution en 2003-2004

a) Revenus individuels



b) Revenus du foyer par adulte



Lecture : La moyenne des revenus individuels des individus du milieu de la distribution (50^e centième, soit au niveau de la médiane) de l'échantillon en 2003-2004 est de 16 000 euros.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 ayant entre 25 et 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panéalisé 2003-2020, calculs des auteurs.

Sur le panel étudié, les inégalités de revenus augmentent sur la période. Les 1 % (resp. 10 %) les plus aisés concentrent 6,7 % (resp. 28,1 %) des revenus en début de période, contre 7,7 % (resp. 30,3 %) en fin de période. L'indice de Gini est de 0,401 en 2003 et de 0,414 en 2021. Ces valeurs sont plus élevées que les niveaux usuellement mesurés en France (autour de 0,3) : la différence provient essentiellement du concept de revenu retenu ici. Les inégalités sont calculées usuellement en niveau de vie (revenu disponible, après redistribution, par unité de consommation), alors que cette étude mobilise des revenus individuels avant redistribution.

3 Méthodes

3.1 Les indicateurs de mobilité

Pour avoir une vision complète de la mobilité, il est d'abord nécessaire de disposer d'un indicateur synthétique tel que la corrélation rang-rang ou l'indice de Shorrocks. Mais il est également important de disposer de mesures plus localisées portant sur la mobilité et l'inertie à chacune des extrémités de la distribution des revenus, comme celles issues des matrices de transitions. Plusieurs indicateurs de mobilité sont donc calculés dans cette étude ; la corrélation rang-rang et les matrices de transitions le sont à partir des revenus en début (moyenne des revenus 2003 et 2004) et fin de périodes (moyenne des revenus 2019 et 2020), permettant ainsi d'analyser des mobilités sur une période de 16 ans.

3.1.1 Corrélation rang-rang et élasticité du revenu

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 (2). Un indicateur alternatif, l'élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période, peut également être estimé grâce à cette équation. Soit $R_{i,p}$ le revenu de l'individu i en période p . L'équation (2) consiste à régresser une fonction du revenu en période 2 sur la même fonction du revenu en période 1 :

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

où f est la fonction rang (en centième) pour estimer la corrélation rang-rang ou bien la fonction logarithme pour estimer l'élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période..

Dans le cas de la spécification rang-rang, le coefficient de régression β correspond à l'augmentation moyenne du rang en période 2 consécutive à une augmentation du rang de 1 centième en période 1. Il s'agit de la corrélation rang-rang : par construction, les rangs suivent une loi uniforme en début comme en fin de période : $\beta = \text{Corr}(\text{rang}(R_{i,1}), \text{rang}(R_{i,2}))$. Cette corrélation rang-rang est la plus utilisée dans la littérature récente.

Dans le cas de la spécification en logarithme, ce coefficient β mesure la variation en pourcentage du revenu en période 2 suite à une augmentation de 1 % du revenu en période 1. C'est un indicateur d'inertie, ou encore de persistance des revenus. Lorsque ce coefficient est égal à zéro, le revenu d'activité d'un individu en période 2 ne dépend pas de son revenu en période 1 : la mobilité est maximale. Cette élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période a fait l'objet de nombreuses critiques (Chetty et al., 2014). Elle est en effet sensible aux hypothèses sur les valeurs extrêmes (Acciari et al., 2022), ainsi qu'aux biais d'atténuation (cf. section 3.2) et de cycle de vie, contrairement à la corrélation rang-rang (Nybom and Stuhler, 2017). Nous présenterons ici principalement les résultats relatifs à la corrélation rang-rang.

L'équation (2) permet encore de mesurer le rang espéré d'un individu, en période 2, selon sa position dans la distribution en période 1, à partir des coefficients α et β . Le R2 de l'équation permet enfin de déterminer la part de la variabilité des revenus de 2019 expliquée par ceux de 2003.

3.1.2 Matrices de transition

Une deuxième façon d'étudier la mobilité consiste à mesurer les probabilités de transition entre rangs aux périodes 1 et 2, par cinquième, dixième ou centième 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 encore dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en fin de période : $Q1 \rightarrow Q1$ (resp. $Q5 \rightarrow Q5$). À l'inverse, 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. Nous appelons ces transitions « mobilité très ascendante » et « mobilité très descendante ». Les probabilités de mobilité très ascendante (resp. très descendante) calculées dans cette étude sont conditionnelles au fait de se trouver dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en début de période.

On définit par ailleurs une mobilité plus modérée, la « mobilité ascendante », comme le fait de monter de 2 dixièmes ou plus entre le début et la fin de la période, et la « mobilité descendante » comme le fait de descendre de 2 dixièmes ou plus. Les probabilités de mobilité ascendante et descendante sont calculées sur l'ensemble de l'échantillon (pas seulement sur les individus aux extrémités de la distribution).

3.1.3 L'indice de Shorrocks

Enfin, une autre manière d'appréhender la mobilité est de comparer l'inégalité de long terme avec celle de court terme. La mobilité est alors reliée à ces dernières au moyen de la formule inégalité de long terme = inégalité de court terme^{*}(1 - Mob_{Sh}^j), où Mob_{Sh}^j est défini ci-dessous, pour une longueur de période j .

Cet indice a en effet été formalisé par Shorrocks (1978). Cet indicateur éponyme mesure 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 observée sur la période [1,...,j] induit dans le revenu permanent de la population. Formellement, l'indice de Shorrocks rapporte l'indice de Gini mesuré à partir du revenu permanent (G_j^p), calculé comme la moyenne des revenus sur j année(s), à la moyenne sur j année(s) des indices de Gini calculés chaque année :

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

En pratique, on préfère souvent raisonner sur l'indice de mobilité Mob_{Sh} , 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 caricatural où la distribution des revenus serait la même chaque année, mais que les positions des individus seraient tirées au sort chaque année (grande mobilité), alors les revenus permanents des individus vont être très proches du revenu permanent moyen et l'indice de Gini calculé à partir des revenus permanents G_j^p sera bien inférieur à l'indice de Gini calculé à partir des revenus d'une seule année. Selon l'équation (1), $1 - Mob_{Sh}$ sera donc proche de 0 et Mob_{Sh} proche de 1. À l'inverse, dans le cas polaire où la distribution des revenus est toujours la même chaque année, mais que les positions des individus sont figées, alors l'indice de Gini calculé à partir des revenus permanents est égal à l'indice annuel et Mob_{Sh} vaut 0. Ici, la distribution des revenus n'est pas la même chaque année, mais les revenus annuels sont normalisés de sorte que la moyenne des revenus soit identique chaque année.

3.2 Sensibilité de la mesure de la mobilité à différents facteurs

Longueur de la période. La longueur de la période retenue pour calculer les indicateurs a un impact substantiel sur ces derniers. Plus les dates de début et de fin sont éloignées, plus la mobilité mesurée par les indicateurs d'élasticité, de corrélation et les matrices de transition est forte, en général (voir Kopczuk et al., 2010, ou Accardo, 2016). Dans notre étude, nous calculons les indicateurs sur différentes périodes, d'une durée allant de 2 ans à 18 ans.

Effets d'âge, de cohorte et de période.

L'âge des individus, la période ou la cohorte considérée sont susceptibles de modifier la mesure de la mobilité. Par exemple, les 25-29 ans ont des revenus en moyenne plus faibles,

car ils sont en début de carrière. Au sein de l'ensemble du panel, ils connaissent donc mécaniquement plus de mobilités ascendantes et moins de mobilités descendantes. Au-delà de cet effet d'âge, la période d'entrée dans la vie active peut avoir des conséquences sur la place dans l'échelle des revenus : par exemple, des études ont montré que les générations entrées dans la vie active lors des crises importantes étaient pénalisées durablement en termes d'emploi et de salaires. Pour traiter de ces questions, Guvenen et al. (2016) expurgent le logarithme des revenus d'un effet âge. Pora & Wilner (2020) contrôlent d'effets relatifs à l'âge, à la cohorte et à la période au moyen d'un modèle *APC (age-period-cohort)*.

Pour mettre en évidence l'effet cycle de vie, et notamment pour appréhender l'effet de l'entrée sur le marché du travail ou encore de la liquidation de la retraite sur la mobilité, nous calculons les indicateurs de mobilité par tranche d'âge (section 2.4). Cette analyse permet de mesurer, pour différentes tranches d'âges, la mobilité intragénérationnelle le long de l'échelle des revenus.

Par ailleurs, pour vérifier que nos mesures de la mobilité ne sont pas affectées par le fait de comparer les positions relatives d'individus d'âges très différents (et de ce fait, à des étapes différentes du cycle de vie), nous estimons également des indicateurs (corrélation rang-rang et matrices de transitions) robustes à cet effet de cycle de vie en classant les individus au sein de leur tranche d'âge, et non au sein de l'ensemble de la population étudiée (section 4.1.5). L'interprétation est donc ici un peu différente de la précédente, puisqu'il s'agit de vérifier la mobilité au sein de chaque cohorte, à conditions d'entrée dans la vie active équivalentes par exemple.

Enfin, nous analysons si la mobilité est différente d'une cohorte ou d'une période à l'autre (âge, période et cohorte étant colinéaires, il n'est pas possible de distinguer les deux). (section 4.1.5).

4 Résultats

4.1 Indicateurs de mobilité

4.1.1 La corrélation rang-rang

Les revenus d'un individu déterminent fortement ceux qu'il aura 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 2019. La corrélation (β de l'équation (2), où f correspond au rang) entre les rangs des individus est de 0,89 trois ans après le début de la période, elle s'élève à 0,78 dix ans après, et s'établit à 0,71 à la fin de la période (figure 2), ce qui témoigne d'une faible mobilité dans l'échelle des revenus. Le R^2 de l'équation permettant de mesurer cette corrélation rang-rang est de 0,50, ce qui signifie que la moitié de la variabilité des rangs observée en 2019 est expliquée par les rangs en 2003. Si l'inertie est très élevée, les positions sont ainsi loin d'être totalement déterminées par celles 16 ans auparavant.

La corrélation rang-rang est stable sur la période (cf. section 4.1.5). 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 5 ou 10 ans) aurait été stable en France entre 1995 et 2002. 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 and Gee (2009) montrent

également que la mobilité (mesurée à partir d'un revenu avant redistribution rapporté à des unités de consommation) est stable entre les périodes 1987-1996 et 1996-2005.

La moyenne des rangs des individus augmente presque linéairement avec leur rang 16 ans plus tôt (figure 3). 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 2019 : l'écart de classement moyen entre deux individus aux extrêmes de la distribution en 2003 est d'environ 8 déciles en 2019. Cet écart est encore plus grand lorsque l'on considère le classement médian entre ces personnes puisqu'il vaut 9 déciles. Pour un individu dans le plus haut centième en 2003, ce rang espéré en 2019 est 90, tandis que pour un individu situé au 1^{er} quart de la distribution, ce rang espéré est de 34.

L'inertie des individus dans la distribution se traduit encore par une faible dispersion des rangs en 2019 au sein de chaque centième de revenus en 2003 (figure 3). Ainsi, parmi les individus situés au milieu de la distribution des revenus en début de période, la moitié sont classés entre le 35^e et le 64^e centile en 2019, soit moins de 3 déciles d'écart. En haut de la distribution, la dispersion en 2019 est encore plus faible : parmi les individus au niveau du 90^e centième en 2003, la moitié sont classés entre le 70^e et le 92^e centile en 2019 (soit moins de 2 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 2019. 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 2019. Ces situations de forte mobilité aux extrémités de la distribution conduisent à ce que la médiane des rangs en 2019, vue comme une fonction du rang en 2003, soit plus pentue que la moyenne de ces rangs (figure 3).

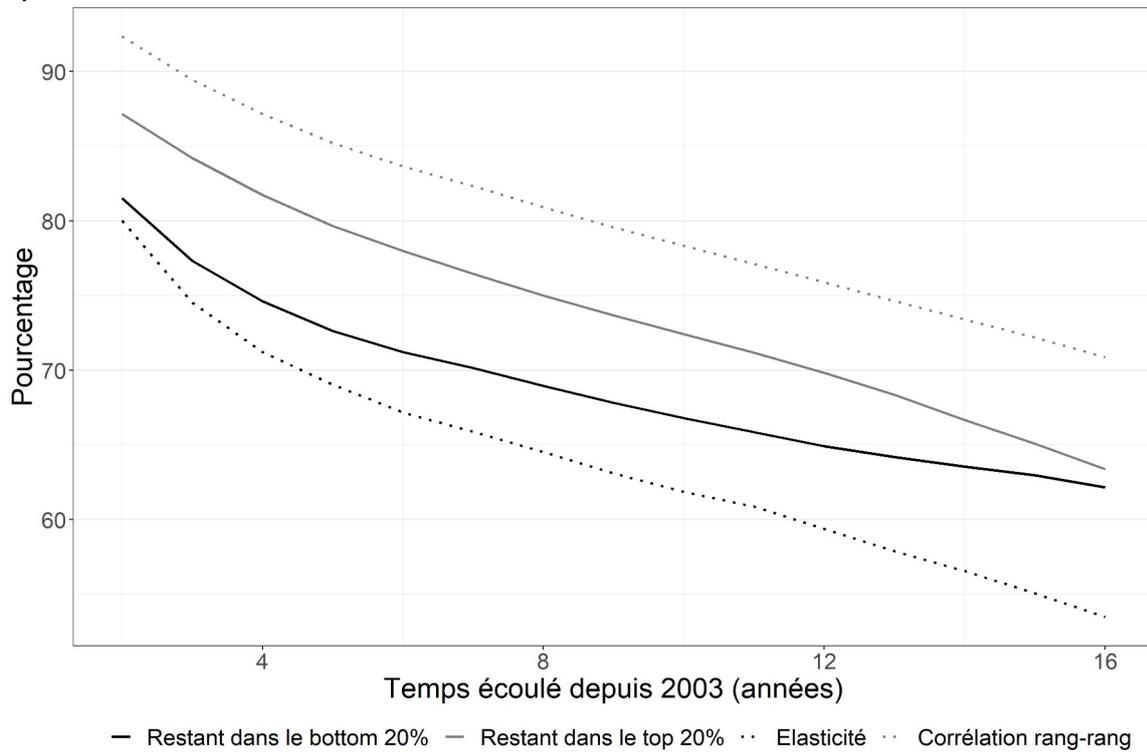
La figure A2a (en annexe) présente les quantiles en euros, et non en termes de rang. On observe alors une distribution des revenus en 2019 plus resserrée, mais plus dispersée en haut. Cette forte dispersion n'est pour autant pas synonyme de mobilité plus forte : elle est en effet observée dès le début de la période (voir la figure A2b en Annexe sur l'année 2003). La croissance des revenus entre 2003 et 2019 est d'ailleurs relativement homogène d'un centième de revenu à un autre (figure A2c) : elle se situe entre 1,3 et 1,5 % (avec la moitié des évolutions entre 1 % et 1,8 %) pour les individus au-delà du 35^e centième, mais elle est mécaniquement plus élevée pour les plus modestes.

L'élasticité du revenu

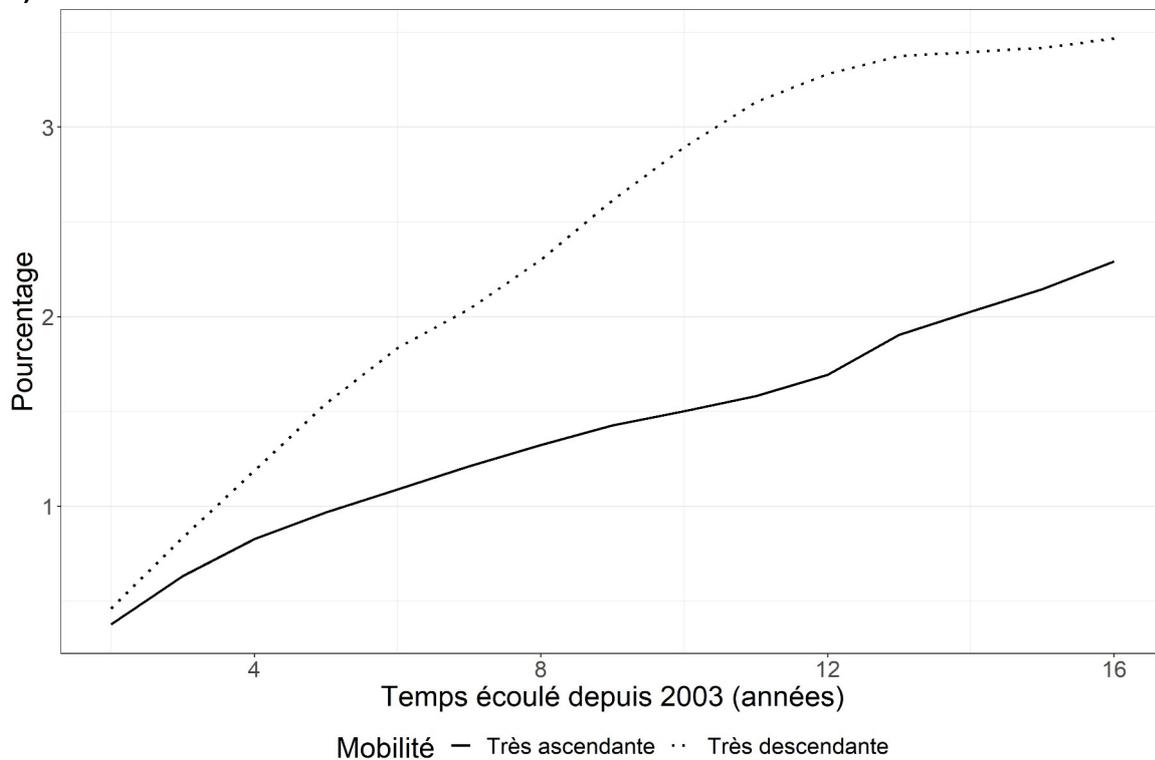
La mobilité peut également être appréhendée en étudiant directement la relation entre les revenus aux deux périodes. L'élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période est de 0,53, une valeur plus faible que la corrélation des rangs. Sur une période de 5 ans, la valeur du coefficient est de 0,69 (figure 2), valeur proche mais un peu plus élevée que ce qu'obtenait Accardo (2016) sur les niveaux de vie à partir des données SRCV (0,65).

Figure 2. Indicateurs d'inertie et de mobilité en fonction de la profondeur de la période

a) Indicateurs d'inertie



b) Indicateurs de mobilité

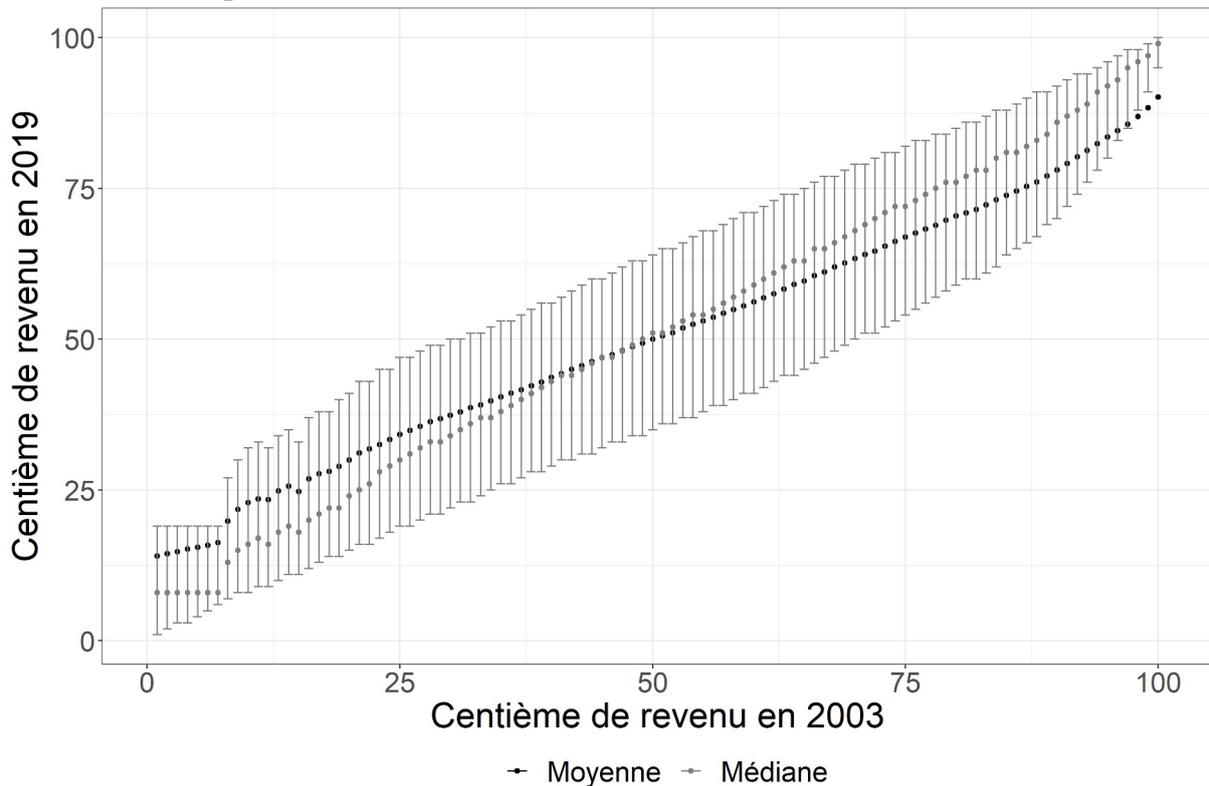


Lecture : la corrélation rang-rang calculée entre les années 2003 et 2008, soit 5 ans après, est de 0,85. La probabilité de mobilité très ascendante calculée entre les années 2003 et 2008, soit 5 ans après, est de 1 %.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 ayant entre 25 et 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure 3. Moyenne et quartiles (Q1, médiane, Q3) des rangs des individus en 2019 en fonction du rang en 2003



Note : les intervalles représentent l'écart entre le 1^{er} et le 3^e quartiles.

Lecture : Les individus du 25^{ème} centième de revenus en 2003 ont, en 2019, un rang moyen de 34, un rang médian de 30. Le premier quartile de leur rang en 2019 est de 19 et le troisième quartile de 47.

Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 ayant entre 25 et 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFiP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

4.1.2 Matrice de transition

Une autre approche pour mesurer la mobilité consiste à séparer les individus en 5, 10 ou 100 groupes en début de période et à étudier dans quel groupe ils se retrouvent 16 ans plus tard. En segmentant la population en 5 groupes, les individus restent en général dans le même cinquième en fin de période (figure A4 en annexe pour une représentation des trajectoires), surtout aux extrémités de la distribution. Des mobilités sont visibles et assez fréquentes au milieu de la distribution.

Parmi les individus du plus bas cinquième de la distribution des revenus individuels en 2003, 62 % restent parmi les 20 % les plus modestes en 2019, et seuls 2 % effectuent une mobilité très ascendante dans le plus haut cinquième (figure 4). Cette probabilité est beaucoup plus faible que pour la mobilité intergénérationnelle (12 % selon Sicsic, 2023)¹¹ qui compare les revenus d'un individu à ceux de ses parents. Ce résultat indique que les revenus d'un individu d'environ 25-30 ans sont beaucoup moins corrélés aux revenus de ses parents qu'à ses propres revenus 16 ans plus tard. La mobilité est également faible en haut de la distribution : 63 % des individus appartenant aux 20 % les plus aisés en début de période

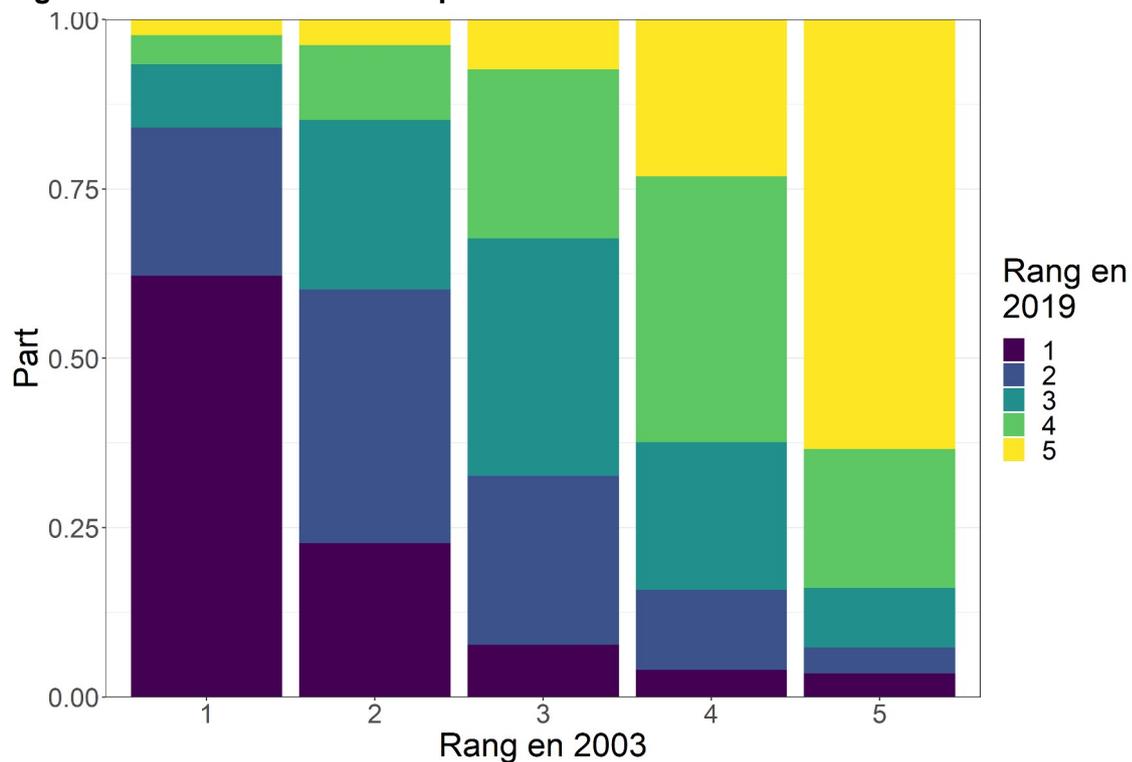
¹¹ En France, Sicsic (2023) montre que 12 % des enfants de famille modeste ont connu une mobilité très ascendante dans le plus haut cinquième. Ce résultat rappelle avec l'analyse de Auten et al. (2013a) portant sur la mobilité inter et intragénérationnelle aux États-Unis, qui montre que la mobilité ascendante intragénérationnelle est de 5 %, contre 10 % pour la mobilité ascendante intergénérationnelle.

sont toujours dans le dernier cinquième en fin de période. Les personnes parmi les 20 % les plus aisées une année donnée ont ainsi 28 fois plus de chances d'être parmi les plus aisées 16 ans plus tard que les personnes figurant parmi les 20 % les plus modestes. Parmi les 20 % les plus aisés, rares sont les individus qui connaissent une mobilité très descendante (3 %), même si ces situations sont légèrement plus fréquentes que les mobilités très ascendantes (cf. aussi Bradbury (2011) aux États-Unis).

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 (figure 2b), et plus la probabilité de rester dans le plus haut (respectivement le plus bas) cinquième est forte : elle est de 72 % (respectivement 67 %) à 10 ans d'écart, 80 % à 5 ans (respectivement 73 %) et 84 % (respectivement 77 %) à 3 ans d'écart (figure 2a). La persistance est donc 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 quasiment nul au bout de 16 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 16 ans plus tard (figure 5), mais 41 % restent parmi les 1 % les plus aisés (figure A5). Les individus du plus haut centième en 2003 ont ainsi 81 % de chances d'être dans le plus haut dixième de revenu 16 ans après, et 9 chances sur 10 d'être dans le tiers le plus élevé de la distribution. Sur une période plus courte, la probabilité de rester dans le plus haut dixième est encore plus forte (figure 2) : elle est de 76 % après 5 ans (en ligne avec les résultats d'Aghion et al. (2023)). À l'inverse, les individus les 10 % les plus modestes en 2003 sont plus de la moitié (53 %) à le rester et 94 % à rester dans la moitié inférieure de la distribution des revenus. En comparant ces chiffres avec ceux issus d'études sur données américaines, l'inertie aux extrémités semble plus élevée que celle observée aux États-Unis (section 4.1.6).

Figure 4. Transitions entre cinquièmes de revenus entre 2003 et 2019

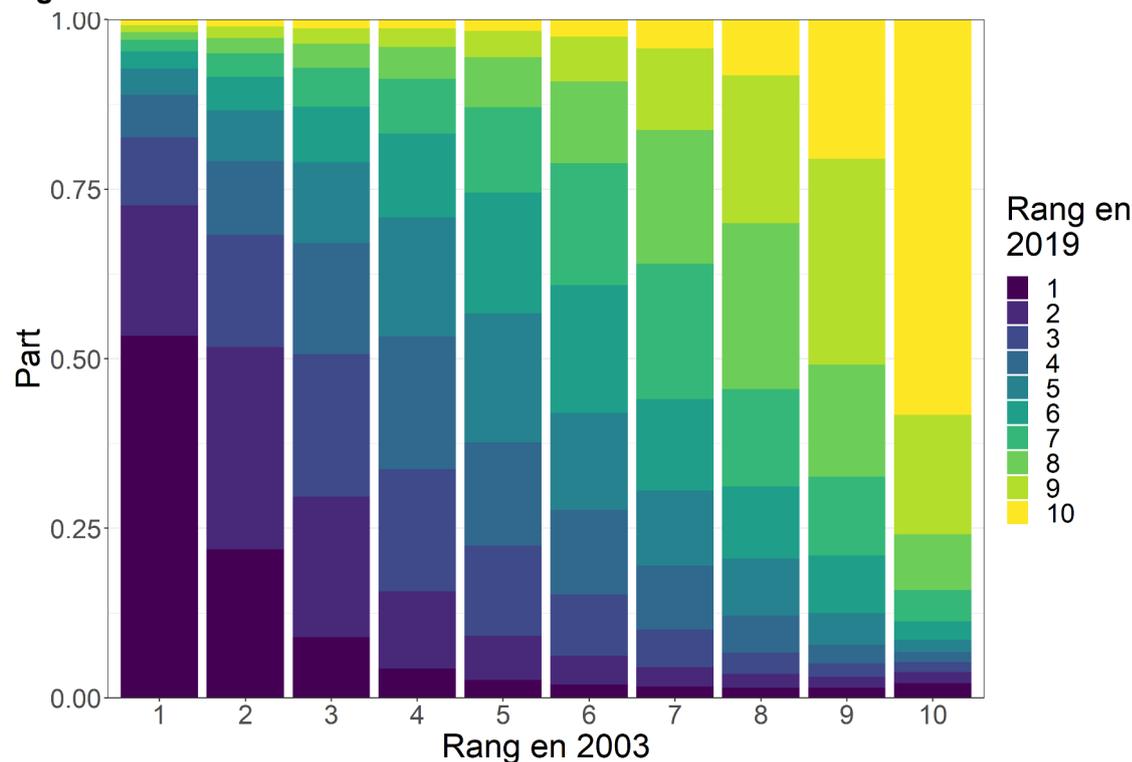


Lecture : parmi les individus dans le plus bas cinquième en 2003, 62 % y restent en 2019.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure 5. Transitions entre dixièmes de revenus entre 2003 et 2019



Lecture : parmi les individus dans le plus bas dixième en 2003, 53 % y restent en 2019.

Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

4.1.3 Indice de mobilité de Shorrocks

Dans cette partie, nous appréhendons la mobilité à partir de l'indice de Shorrocks qui détermine à quel point la mobilité des revenus modifie la mesure des inégalités. Sur la période 2003-2020, mesurer les inégalités en termes de revenu permanent diminue de 6,6 % la mesure des inégalités issue des revenus en coupe. Les inégalités de revenu sur longue période sont donc proches des inégalités de revenu sur une année. Ceci est une conséquence directe de la forte inertie des revenus : les inégalités sont peu atténuées par la mobilité des individus, car cette dernière est faible.

L'indice de Gini sur les revenus dits « permanents » (moyenne des revenus 2003-2020) est plus faible de 0,021 point (soit 5,3 %) que l'indice de Gini mesuré en 2003 (figure 6). L'écart s'explique, non par une diminution des inégalités sur la période (ces inégalités augmentent avec un indice de Gini plus élevé de 0,013¹² entre 2003 et 2020), 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. En rapportant l'indice de Gini (0,380)

¹² L'indice de Gini mesuré à partir de la source ERFIS sur les revenus avant redistribution a augmenté entre 2003 et 2018 un peu plus fortement, d'un peu plus de 0,02 (Sicsic, 2021). Ces deux évolutions ne peuvent toutefois pas se comparer pour plusieurs raisons. D'abord, dans notre étude, la population est celle des individus ayant entre 25 et 49 ans, alors qu'il n'y a pas de restriction dans l'ERFIS. Ensuite, des différences sont liées au fait que les revenus avant redistribution sont mesurés dans l'ERFIS au niveau du ménage et incluent les revenus du capital, alors qu'ils sont mesurés au niveau individuel et sur les revenus du travail dans notre étude puisque les revenus du capital ne sont pas individualisables. Il en résulte notamment dans l'ERFIS une plus forte augmentation des inégalités entre 2008 et 2012, suivie d'une baisse des inégalités avant redistribution en 2013, que nous n'observons pas sur les revenus d'activité individuels.

calculé à partir de la moyenne des revenus entre 2003 et 2020 à la moyenne (0,406) de l'indice de Gini en coupe entre 2003 et 2020 (figure 6), on obtient un rapport de 0,934. Le complémentaire à 1 de cet indicateur est l'indice de Shorrocks, qui est donc égal à 0,066 en France sur la période 2003-2020. Cela signifie que lisser les revenus des individus sur près de deux décennies ne réduit que de 6,6 % le coefficient de Gini.

Comme les précédents indicateurs de mobilité, cet indicateur croît avec la longueur de la période considérée : il est de 3,7 % sur 6 ans (de 2003 à 2008), de 5,3 % au bout de 12 ans, et de 6,6 % au bout de 18 ans, notre période d'intérêt (tableau 1). Il est un peu plus faible (6,0 %) si on s'intéresse non plus aux revenus individuels mais aux revenus du foyer fiscal rapportés au nombre d'adultes dans le foyer.

Ces résultats peuvent être mis en regard de ceux d'Accardo (2022), même si les différences de concepts et de sources ne rendent pas les résultats directement comparables. Les revenus sont ici mesurés avant redistribution, alors qu'Accardo (2022) les mesure après redistribution. En se restreignant à la population des 35-40 ans et en considérant les revenus du foyer par UC, pour coller au plus près aux mesures d'Accardo (2022), nous obtenons un indice de Shorrocks de 5,8 % sur 8 ans, proche du 6,9 % obtenu par Accardo (2022), et de 8,6 % entre 2003 et 2019, également proche du 9 % obtenu par Accardo (2022) sur une période de 20 ans (par simulation)¹³. Aux États-Unis, Kopczuk et al. (2010) obtiennent un coefficient de 4 % sur une période de 5 ans¹⁴, soit un niveau proche de ce que nous obtenons sur une période similaire.

Tableau 1. Indice de mobilité de Shorrocks selon la longueur de la période considérée

	Indice de Gini sur les revenus moyens de la période considérée	Moyenne des indices de Gini annuels sur la période considérée	Indice de Shorrocks
Période 2003-2008	0,384	0,399	3,7 %
Période 2003-2014	0,381	0,402	5,3 %
Période 2003-2020	0,380	0,406	6,6 %

Lecture : L'indice de mobilité de Shorrocks est de 6,6 % sur la période 2003-2020 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 2020 réduit les inégalités mesurées par l'indice de Gini moyen chaque année entre 2003 et 2020 de 6,6 %.

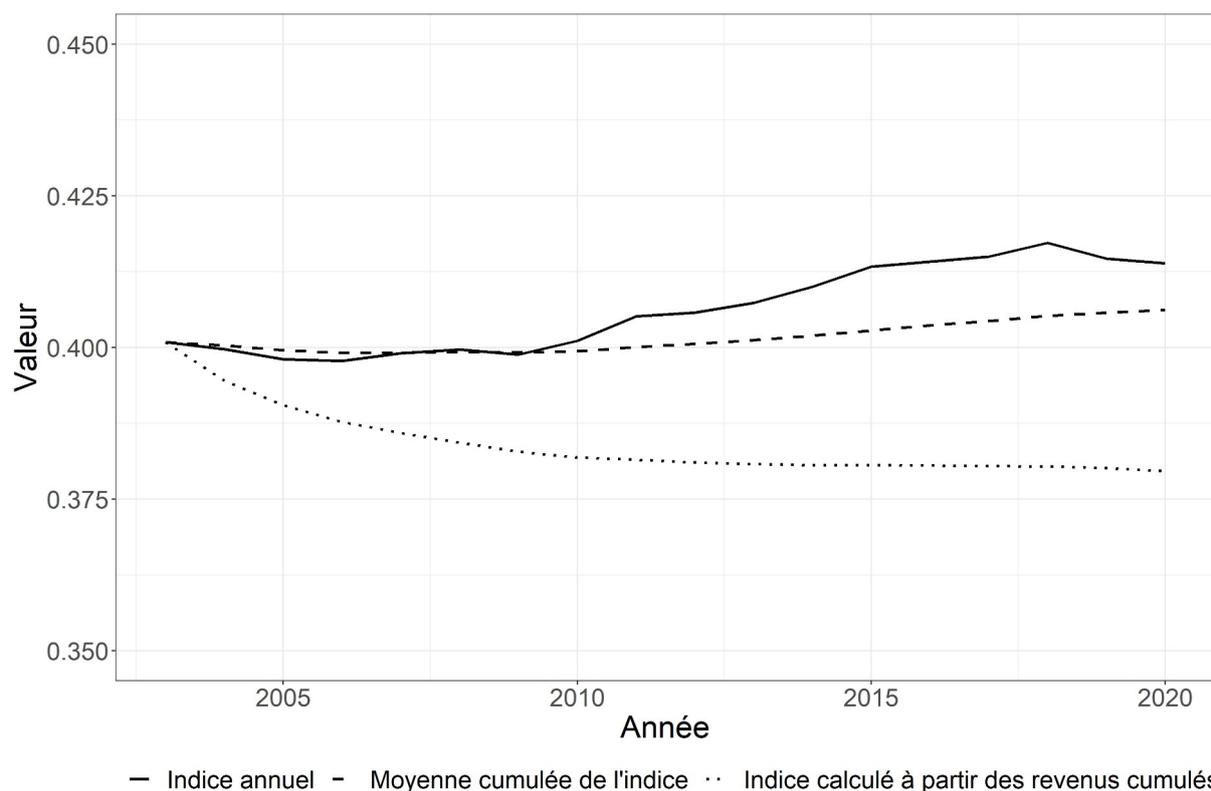
Champ: France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

¹³ Les écarts sont par ailleurs, plus prononcés avec ceux d'Accardo (2016). Sur une période de 6 ans, notre estimation de l'indice de Shorrocks s'avère inférieure (de moitié) que son estimation. Cela provient de : (i) la différence de revenus pris en compte (revenus individuels avant redistribution dans notre étude contre niveau de vie dans Accardo (2016)) ; (ii) l'âge des individus considérés (il n'y a pas de limite d'âge maximum, donc plus de transitions vers la retraite dans Accardo, 2016), (iii) des sources différentes (les données SRCV conduisent à un panel limité à 12 000 individus, ce qui peut accentuer la variabilité des estimations). La comparaison avec Accardo (2022) est plus aisée car elle neutralise les deux dernières différences.

¹⁴ La base de données utilisée par les auteurs renseigne seulement les salaires, et exclut notamment les indépendants.

Figure 6. Indice de Gini, en coupe, moyen et sur les revenus moyens



Note : les courbes correspondent aux éléments de l'équation (1) (partie méthode). La moyenne cumulée de l'indice une année n représente la moyenne des indices de Gini annuels entre l'année 2003 et l'année n .
Lecture : En 2020, l'indice de Gini est de 0,414. En moyenne sur la période 2003-2020, il est de 0,406. En revenu permanent, il est de 0,380.

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

4.1.4 Tests de robustesse

Dans cette partie, nous effectuons différents tests de sensibilité des indicateurs de mobilité, d'abord liés au concept de revenu considéré (revenu du foyer fiscal par adulte plutôt que revenu individuel) ainsi qu'au contour de revenu retenu (en incluant le fonds de solidarité en 2020 ou en excluant les revenus les plus élevés), puis en rapport avec la méthodologie (méthode de classement des individus et effets de période/cohorte), afin d'éprouver les mesures adoptées ici.

Concept de revenu. L'analyse principale 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 du capital (non individualisables), et les revenus accessoires. Ces revenus sont ensuite rapportés au nombre d'adultes dans le foyer, ou aux unités de consommation pour certaines comparaisons avec des études existantes.

La corrélation rang-rang mesurée à partir du revenu par tête du foyer (figure A3) est très proche de celle obtenue sur les revenus individuels. Elle est aussi de 0,71 (tableau 2), tandis

que l'élasticité du revenu en fin de période à celui de début de période est beaucoup plus élevée (0,68 sur les revenus du foyer par adulte, soit 0,15 de plus que sur les revenus individuels). On peut conclure de ce résultat que la corrélation rang-rang est une mesure moins sensible au concept de revenu utilisé (elle est en ce sens plus robuste, cf. Chetty et al. 2014), à privilégier notamment pour les comparaisons internationales (cf. section 4.1.5).

En ce qui concerne les matrices de transition, les résultats obtenus à partir du revenu par tête du foyer sont également proches. La probabilité de rester parmi les 20 % les plus modestes est de 60 %, et celle de rester dans le plus haut cinquième, de 62 %, dans les deux cas, 2 points plus faible qu'avec les revenus individuels. Enfin, si la probabilité de mobilité très ascendante est similaire (de 2 %), la probabilité de mobilité très descendante est légèrement plus faible en prenant en compte les revenus du foyer (2,1 % contre 3,5 %).

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

Fonds de solidarité pour les entreprises, indépendants et entrepreneurs (2020). Lors de la crise sanitaire, certains indépendants et entrepreneurs ont bénéficié du fonds de solidarité. Dans cette étude, le fonds de solidarité perçu par le déclarant 1 est comptabilisé dans le revenu du foyer rapporté au nombre d'adultes mais pas dans le revenu individuel. La prise en compte de ce revenu complémentaire pourrait affecter la mesure de la mobilité, notamment des indépendants. Nous testons donc la sensibilité de nos mesures de mobilité au fait d'inclure le fonds de solidarité du déclarant 1 dans le revenu individuel : la corrélation rang-rang est inchangée (0,71), y compris celle des indépendants (0,59) (section 4.2.3). Les probabilités de transition (y compris des indépendants) sont également peu affectées.

Valeurs extrêmes. Aux États-Unis, les très hauts revenus sont très volatils, ce qui affecte la mesure des inégalités. Pour vérifier si un tel phénomène s'observe sur nos données, nous calculons l'indice de Shorrocks en excluant les 1 % les plus aisés ; nous obtenons un indice de Shorrocks de 7,2 %, un peu plus élevé que sur l'ensemble de la population. Ce résultat empirique suggère que la mobilité n'est pas entièrement portée par les plus aisés.

Classement des individus. Dans cette étude, les rangs des individus correspondent à leur classement dans l'ensemble de la population étudiée. Cependant, comme discuté plus haut, les effets d'âge et de générations peuvent également en partie expliquer la place dans la distribution (pour des effets de composition, si les personnes en début de vie active sont plus ou moins nombreuses dans la population, ou encore si les conditions économiques sont différentes selon les générations concernées). Pour contrôler de ces effets, nous donnons ici les valeurs des indicateurs de mobilité en classant les individus selon leur année de naissance, ce qui permet de mesurer précisément comment les positions dans l'échelle des revenus d'une génération évolue au cours de leur cycle de vie, par rapport à des personnes confrontées à des conditions d'entrée dans la vie active et avec une expérience sur le marché du travail identique.

Tableau 2. Indicateurs de mobilité et d’inertie, selon le concept revenu et la méthode de classement retenus

Revenu et méthode de classement	Corrélation rang-rang	Élasticité	Inertie		Mobilité	
			Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Revenu individuel, classement au sein de la population totale	0,709	0,535	62,2 %	63,4 %	2,3 %	3,5 %
Revenu du foyer par adulte, classement au sein de la population totale	0,709	0,681	60,4 %	61,6 %	2,4 %	2,1 %
Revenu individuel, classement par cohorte	0,738	-	62,1 %	67,9 %	2,2 %	3,7 %
Revenu du foyer par adulte, classement par cohorte	0,749	-	62,7 %	66,5 %	1,9 %	2,2 %

Note : la ligne (1) correspond aux indicateurs mesurés à partir des revenus individuels, et en classant les individus dans la population totale de l'étude. La ligne (2) correspond aux indicateurs mesurés à partir des revenus au niveau du foyer, et en classant les individus dans la population totale de l'étude. La ligne (3) correspond aux indicateurs mesurés à partir des revenus individuels, et en classant les individus par cohorte. La ligne (3) correspond aux indicateurs mesurés à partir des revenus au niveau du foyer, et en classant les individus par cohorte.

Champ: France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Classer les individus par année de naissance et non dans l'ensemble de la population¹⁵ augmente légèrement la corrélation rang-rang sur les revenus individuels (de 3 points, à 74 %, voir tableau 2) et modifie peu les probabilités de transition¹⁶. En ce qui concerne les revenus du foyer, la corrélation rang-rang est également rehaussée de 3 points en classant par cohorte.

Effets de cohorte et de période. Pour vérifier si la mobilité est stable sur la période, comme mis en avant dans l'étude de Kramarz et al. (2022), nous calculons des indicateurs de mobilité sur 10 ans pour différentes cohortes¹⁷, 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 9 ans de chacune des cohortes est de 0,80 (figure A13), et l'indice Shorrocks sur 10 ans vaut entre 5,3 % et 5,4 % (figure A14). Sur la période 2003-2020, la mesure de la mobilité sur 10 ans est donc peu sensible au choix de la cohorte (ou de la sous-période).

15 Le rang d'un individu est déterminé parmi les individus de même âge (cf. partie 2.4). La corrélation rang-rang est ensuite calculée sur l'ensemble des individus de 25-49 ans, à partir des rangs calculés au sein de chaque classe d'âge.

16 à l'exception de la probabilité de rester parmi les 20 % les plus aisés qui est plus élevée d'environ 4 points.

17 Précisément, chaque panel n est constitué des individus âgés de 35 ans l'année n , et présents dans les données de l'année n à l'année $n+9$. Le premier panel est donc constitué des individus âgés de 35 ans en 2003 et présents dans les données sur la période 2003-2012 et le dernier est constitué des individus âgés de 35 ans en 2011 et présents sur la période 2011-2020.

4.1.5 Comparaisons internationales

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 (période récente ou plus ancienne), la prise en compte ou non des échelles d'équivalence. Cependant, d'après les résultats de Auten, Gee et Turner (2013a) qui se rapprochent le plus de nos données et méthodes, il semble que la mobilité soit plus faible en France qu'aux États-Unis. Au-delà de cet article, nous présentons ici quelques résultats issus de la littérature pour différents indicateurs.

Corrélation rang-rang. Il est difficile de comparer la valeur de notre indicateur à d'autres études. Bradbury (2011) obtient une corrélation de 0,6 à 0,7 entre 1970 et 1995 aux États-Unis sur une période d'une dizaine d'années (à partir d'un revenu après redistribution au niveau du ménage, sur la population active). Sur 20 ans¹⁸, Kopczuk et al. (2010) obtiennent une corrélation rang-rang de 0,57 aux États-Unis sur la population des salariés travaillant dans le commerce et l'industrie. L'écart avec nos résultats sur la France peut être en partie lié à la différence de champ (notre champ est plus large), et également au fait que les auteurs considèrent une fenêtre plus longue (20 ans contre 16 ans), ce qui conduit mécaniquement à une baisse de la corrélation. Ils montrent en effet que le niveau de corrélation dépend beaucoup de la longueur de la période : sur une fenêtre de 5 ans, la corrélation rang-rang atteint environ 0,9; sur une même période de 5 ans, nous obtenons une corrélation proche, de 0,87. D'autres différences peuvent également venir du contour du revenu pris en compte (revenus salariés uniquement dans Kopczuk et al. 2010).

Plus récemment, Guvenen et al. (2022) mesurent la corrélation rang-rang dans de très nombreux pays et sur une période plus récente. À partir de la période 1997-2007, ils calculent une mobilité entre t et $t+5$: ils obtiennent une corrélation rang-rang de 0,83 en France (contre 0,85 sur notre panel et sur la période 2003-2008), plus élevée qu'aux États-Unis (0,75) et dans les pays nordiques (0,68 au Danemark, 0,70 en Norvège et 0,67 en Suède). Parmi les pays les plus développés, le Royaume-Uni, l'Italie et la France sont ceux où la mobilité mesurée est la plus faible, au sens où la corrélation rang-rang est la plus élevée.

Matrices de transition. La mobilité mesurée dans notre étude est inférieure à celle documentée par Auten, Gee et Turner (2013a) aux États-Unis. Ces auteurs étudient la mobilité à partir des revenus avant redistribution, rapportés à des unités de consommation¹⁹. Un peu moins de la moitié (48 %) des individus, âgés de 35 à 40 ans, appartenant au plus haut cinquième, restent dans ce cinquième 20 ans plus tard²⁰, 40 % restent dans le dixième le plus élevé et 24 % dans le centième le plus élevé^{21 22}. Sur nos données, en considérant une population restreinte à la même tranche d'âge (35-40 ans) et en considérant les mêmes revenus, nous obtenons des proportions respectives de 60 %, 54 % et 37 %²³ sur une

18 En faisant une moyenne sur 5 ans en début et fin de période.

19 Ces dernières sont calculées en prenant la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage, ce qui donne des résultats très proches de la méthode usuelle à l'Insee.

20 Auten and Gee (2009) montrent également, à partir des mêmes types de revenus, que la moitié des individus des cinquièmes extrêmes y restent 10 ans plus tard, et que la mobilité est stable entre les périodes 1987-1996 et 1996-2005.

21 Ces taux sont un peu plus faibles en classant les individus dans leur cohorte de naissance.

22 Ils analysent aussi la persistance dans le top 1 % sur différentes fenêtres de temps et montrent que si 42 % des individus du top 1 % en 2000 y restent en 2004, seuls 26 % y appartiennent tous les ans entre 2000 et 2004.

23 En rapportant les revenus du foyer aux unités de consommation et non à la racine carrée de la taille du foyer, nous obtenons respectivement 61 %, 54 % et 27 %.

période de longueur comparable (18 ans). Auten et al. (2013a) obtiennent également une mobilité très ascendante supérieure (5 %, contre 2 % ici). Ces comparaisons suggèrent que la mobilité est plus élevée aux États-Unis qu'en France, ce qui est cohérent avec les résultats de Kramarz et al. (2022).

La comparaison avec d'autres études américaines, portant sur des périodes ou des concepts de revenus différents, va encore dans le sens d'une mobilité plus faible en France. Hungerford (2011) trouve que la proportion d'individus restant dans le plus haut cinquième (mesurée à partir d'un revenu après redistribution au niveau du ménage) est de 50 % à 54 % sur 10 ans (respectivement entre 1980 et 1989, et entre 1990 et 1999). Sur une période de 10 ans, nous obtenons une proportion plus élevée, de 72 % sur notre panel. Kopczuk et al. (2010) obtiennent, quant à eux, une probabilité de 65 % de rester dans le plus haut centième sur 5 ans. Ce taux est un peu plus faible que celui obtenu ici sur une période de 5 ans (66 % sur notre panel sur une période similaire). Si la durée de la période est identique, nos résultats concernent une période beaucoup plus récente. Le concept de revenu est proche (revenu du travail individuel) mais plus restreint dans l'étude de Kopczuk et al. (2010).

L'OCDE (2018) montre que la persistance dans le plus bas cinquième, mesurée sur quatre ans et à partir des niveaux de vie, est, en France, largement supérieure à la moyenne des pays de l'OCDE. La France se situe dans la moyenne des pays de l'OCDE en ce qui concerne la persistance dans le plus haut cinquième.

Indice de Shorrocks. Pour cet indicateur également, les comparaisons ne sont pas faciles à mener en raison de différences de champ. Aux États-Unis, Kopczuk et al. (2010) obtiennent un indice de 4 % sur une période de 5 ans et sur une population restreinte aux salariés, soit un niveau proche de ce que nous obtenons sur une période de 5 ans également (mais à une date plus récente). Jäntti et Jenkins (2015), en reprenant les données de Bradbury (2011), obtiennent, quant à eux, un indice de 13-14 % sur une période de 11 ans entre 1970 et 1995, supérieur à celui que nous obtenons sur une période de longueur identique de 11 ans (5 %), ce qui suggère encore que la mobilité pourrait être supérieure aux États-Unis. Buchinsky et Hunt (1999) trouvent que les inégalités de salaires et revenus individuels sont réduites de 12 à 26 % par la mobilité. Ils obtiennent ainsi une mobilité plus élevée que ce que l'on obtient en France, même si cette comparaison doit être prise avec précaution car les auteurs se focalisent sur une population plus jeune (a priori plus mobile) mais aussi plus stable (hors indépendants et salariés), et une période plus courte (ce qui va dans le sens d'une moindre mobilité). Enfin, l'OCDE (2018) ne calcule pas d'indice de Shorrocks mais produit des indicateurs d'inégalités issus de revenus pris en compte sur 4 ans ou 9 ans, et montre que l'indice de Gini diminue davantage en France en prenant en compte les revenus permanents, et que le classement des pays ne change globalement pas lorsque les revenus sont évalués sur quatre ans.

En résumé, la comparaison menée avec Auten, Gee et Turner (2013a) qui s'appuie sur des concepts et des méthodes similaires (pour les 35-40 ans) suggère que la mobilité des revenus individuels est plus élevée aux États-Unis : 5 %, contre 2 % en France pour la mobilité très ascendante, et 48 % aux États-Unis contre 61 % pour l'inertie parmi les 20 % les plus aisés. Les comparaisons avec d'autres articles et d'autres indicateurs vont également dans ce sens.

4.2 Une mobilité hétérogène

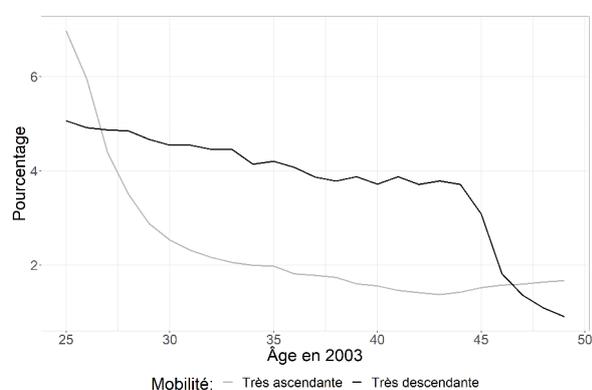
4.2.1 Mobilité selon l'âge

Les jeunes sont plus mobiles dans l'échelle des revenus, mais lorsqu'ils sont classés au sein des 25-49 ans, leur plus forte mobilité s'explique en partie par le fait qu'ils ont des revenus plus faibles en début de période que le reste de la population étudiée (car pas encore bien insérés sur le marché du travail). Pour vérifier que les jeunes sont plus mobiles, y compris en contrôlant de cet effet, nous menons deux exercices. Le premier consiste à calculer des indicateurs de leur mobilité en attribuant aux individus un rang au sein de leur cohorte. Le second consiste à calculer les indicateurs de mobilité en restreignant le champ à certaines tranches d'âge.

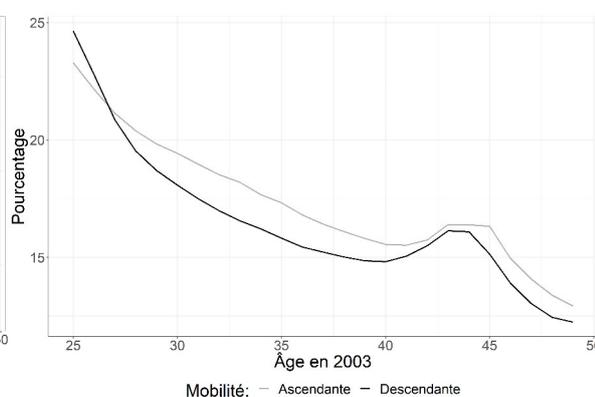
(i) D'abord, nous classons les individus dans la distribution des revenus conditionnelle à l'année de naissance, en constituant ainsi des « centiles intragénérationnels ». De la cohorte des individus âgés de 25 ans à celle des individus âgés de 40 ans en 2003, les indicateurs d'inertie (tels que la corrélation rang-rang et la persistance en haut ou en bas de la distribution) sont croissants avec l'âge en 2003 (figure A6). Les indicateurs de mobilité, mesurant la mobilité ascendante, descendante, très ascendante ou très descendante, sont décroissants (figure 7a, 7b)²⁴. Au-delà de 40 ans, l'effet du passage à la retraite en fin de période se traduit par une stabilisation (voire, localement, par une croissance) de la mobilité en fonction de l'âge.

Figure 7. Indicateurs de mobilité selon l'âge en 2003

A. Très ascendante/descendante



B. Ascendante/Descendante



Note: Les individus sont classés selon les quantiles intragénérationnels (au sein de leur cohorte).

Lecture A. : Parmi les individus ayant 30 ans en 2003 et comptant parmi les 20 % les plus aisés en 2003, 2,5 % ont connu une mobilité très ascendante entre 2003 et 2019.

Lecture B. : Parmi les individus ayant 30 ans en 2003, 19 % connaissent une mobilité ascendante entre 2003 et 2019.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

²⁴ En classant les individus au sein de l'ensemble de 25 à 49 ans en 2003, les individus âgés de 25 ans en 2003 ont une probabilité de mobilité ascendante 37 points supérieure à celle des individus âgés de 49 ans en 2003. En classant les individus au sein de leur cohorte, cet écart est réduit à 10 points. L'écart s'explique notamment par la plus forte concentration des jeunes en bas de la distribution des revenus en 2003.

(ii) Nous concentrons ensuite nos analyses sur des tranches d'âge spécifiques²⁵: les 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. Cette démarche confirme la plus forte mobilité des jeunes. La probabilité de rester dans le plus haut cinquième est plus faible pour les jeunes (60 % contre 71 % pour les 35-39 ans et 69 % pour les 45-49 ans, voir tableau 3), de même que la corrélation rang-rang (0,635 contre 0,747 et 0,807), tandis que la mobilité très ascendante est plus élevée pour les jeunes (4,6 % contre 1,8 % pour les 35-39 ans et 1,6 % pour les 45-49 ans).

Tableau 3. Indicateurs de mobilité et d'immobilité, selon la tranche d'âge et la méthode de classement

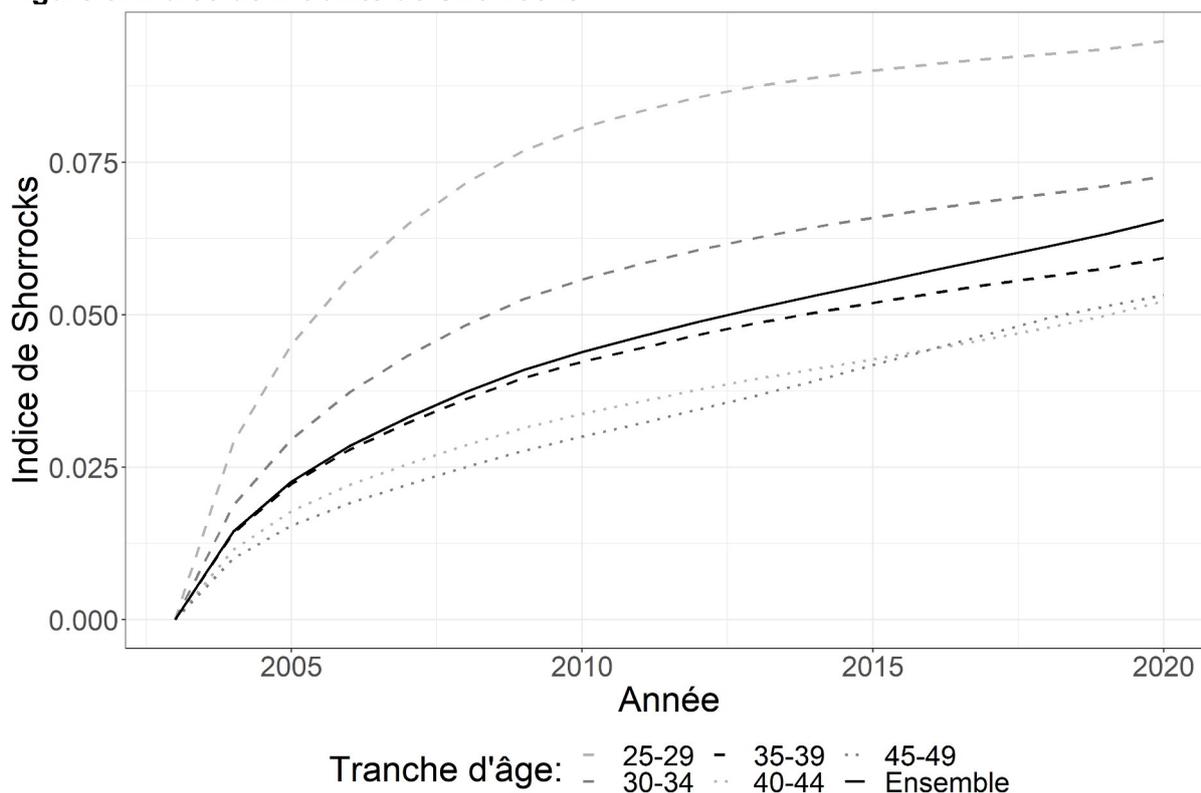
	Tranche d'âge	Corrélation rang-rang	Inertie		Mobilité	
			Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Quantiles calculés au sein de la tranche d'âge*	25-29 ans	0,635	53,3 %	59,6 %	4,6 %	4,8 %
	35-39 ans	0,747	61,3 %	71,0 %	1,8 %	4,0 %
	45-49 ans	0,807	71,7 %	68,5 %	1,6 %	1,7 %
	25-49 ans	0,709	62,2 %	63,4 %	2,3 %	3,5 %
Quantiles intragénérationnels	25-49 ans	0,738	62,2 %	67,9 %	2,2 %	3,7 %

* tranche d'âge considérée, donc pour les 25-49 ans les quantiles sont aussi calculés au sein de 25-49 ans.
 Champ: France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Deuxièmement, nous calculons l'indice de Gini et l'indice de Shorrocks pour chaque tranche d'âge. Pour la dernière tranche d'âge, les inégalités diminuent lors du passage à la retraite et les inégalités de revenu permanent diminuent également, mais beaucoup plus légèrement (figure A7 en annexe). Pour les plus jeunes, les inégalités de revenu permanent augmentent aussi légèrement (après une forte baisse sur les premières années). 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 ainsi visible sur l'indice de Shorrocks (figure 8). 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.

²⁵ Les individus sont donc classés uniquement au sein de cette tranche d'âge.

Figure 8. Indice de mobilité de Shorrocks



Note : L'indice de Shorrocks est défini à partir de l'équation (1) (partie méthode).

Lecture : En 2020, l'indice de Shorrocks pour l'ensemble de la population est de 0,066. Il est de 0,095 pour les personnes qui avaient entre 25 et 29 ans en 2003.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

4.2.2 Mobilité selon le sexe et le changement de statut marital

La corrélation rang-rang est de 0,70 chez les hommes comme chez les femmes (tableau 4). Cependant, les femmes persistent davantage en bas de la distribution et moins en haut, y compris en considérant les revenus du foyer par adulte. Les femmes connaissent moins de mobilités très ascendantes (2 %) que les hommes (5 %). À l'inverse, les femmes connaissent un peu plus de mobilités très descendantes que les hommes.

Ces différences sont cohérentes avec celles observées par Sicsic (2023) dans le cadre de la mobilité intergénérationnelle.

Les individus qui se mettent en couple (mariage ou pacs) entre le début et la fin de la période sont plus mobiles : ils ont une corrélation rang-rang plus faible (0,67 pour les femmes et 0,61 pour les hommes). De plus, ils restent moins « bloqués » en bas de la distribution, connaissent davantage de mobilités très ascendantes et très descendantes, et se maintiennent davantage en haut. Cependant, les différences de mobilité sont plus favorables aux hommes qu'aux femmes, au sens où le surcroît de persistance en haut, l'écart de persistance en bas et le surcroît de mobilité très ascendante sont plus forts pour les hommes que pour les femmes. De même, le surcroît de mobilité très descendante est plus faible pour les hommes que pour les femmes.

Les individus qui se séparent (fin d'union contractuelle, mariage ou PACS) sont également plus 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. De plus, suite à une séparation, les femmes connaissent un peu plus souvent des mobilités très ascendantes et moins souvent des mobilités très descendantes que celles qui n'ont pas connu de séparation, ce qui n'est pas le cas pour les hommes. Cependant, les femmes qui se sont séparés connaissent toujours un taux de mobilité très ascendante légèrement plus faible que les hommes qui se sont séparés.

Si cette analyse ne permet pas de mettre en évidence un effet causal de la mise en couple 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, et que le surcroît de mobilité est plus favorable pour les hommes dans le cas de la mise en couple et pour les femmes dans le cas de la séparation.

Tableau 4. 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)	0,70	62 %	58 %	2 %	4 %
Seulement celles qui se sont mises en couple (2)	0,67	53 %	62 %	3 %	6 %
Seulement celles qui se sont séparées (3)	0,64	41 %	66 %	3 %	3 %
(2) - (1)	-0,03	-9 pp	4 pp	1 pp	2 pp
(3) - (1)	-0,06	-21 pp	8 pp	1 pp	-1 pp
Hommes					
Ensemble des hommes (1)	0,70	61 %	65 %	5 %	3 %
Seulement ceux qui se sont mis en couple (2)	0,61	39 %	74 %	11 %	3 %
Seulement ceux qui se sont séparés (3)	0,69	56 %	62 %	4 %	4 %
(2) - (1)	-0,09	-22 pp	9 pp	6 pp	0 pp
(3) - (1)	-0,01	-5 pp	-3 pp	-1 pp	1 pp

Note : les rangs sont calculés au sein de l'ensemble du panel (femmes et hommes mélangés). La mise en couple désigne le fait d'être célibataire, divorcé ou veuf début 2003, mais marié ou pacsé début 2020. La séparation désigne le fait d'être marié ou pacsé début 2003, mais célibataire, divorcé ou veuf début 2020.

Lecture : parmi les 20 % les moins aisés en 2003, 62 % des femmes et 61 % des hommes sont encore parmi les 20 % les moins aisés en 2019. Parmi les 20 % les moins aisés en 2003, 2 % des femmes et 5 % des hommes font partie des 20 % les plus aisés en 2019.

Champ: France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

4.2.3 Mobilité selon le statut d'activité

La situation d'activité en début de période, mesurée à partir du revenu principal²⁶, 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 2019 est de 0,59, contre 0,71 pour les salariés. Cette mobilité s'explique en partie par des mobilités extrêmes plus fréquentes que chez les salariés : au sein des 20 % les plus modestes, 6,0 % des indépendants effectuent des mobilités très ascendantes, et au sein des 20 % les plus aisés, 5,8 % ont des mobilités très descendantes, contre 2,2 % et 3,1 % pour les salariés²⁷. Les indépendants persistent également moins en haut de la distribution que les salariés (Figure A8). En considérant les revenus du foyer, les indépendants connaissent moins de mobilités (près de deux fois moins pour les indicateurs Q1 → Q5 et Q5 → Q1) qu'au niveau individuel, 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 situation d'activité est également corrélé à la mobilité. Les mobilités sont plus fréquentes chez les individus dont la situation d'activité a changé entre le début et la fin de la période. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus par Jauneau et 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 le marché du travail²⁸. Ainsi, dans notre étude, 65 % (respectivement 74 %) des individus ayant effectué une mobilité très ascendante (respectivement très descendante) ont changé d'activité sur la période (contre 37 % sur l'ensemble du panel). Les mobilités descendantes sont particulièrement fréquentes : 36 % des individus dont l'activité principale a changé ont connu des situations de mobilité descendante d'au moins deux dixièmes (contre 9,6 % pour ceux dont le revenu principal n'est pas modifié sur la période) et 7,5 % des 20 % les plus aisés ont connu des mobilités très descendantes (contre 1,4 % pour ceux dont le revenu principal n'est pas modifié sur la période).

4.2.4 Mobilité selon les territoires

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

Plus les aires d'attraction des villes sont grandes et plus la persistance en haut de la distribution est élevée (tableau 5 et figure A9) : la proportion d'individus qui restent dans le plus haut cinquième est de 52 % dans les communes hors attraction des villes et de 68 % à Paris. Cela peut traduire le fait que les salaires sont plus élevés dans ces aires d'attraction des villes (Insee, 2021a) 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 (figure 9)²⁹ sont plus fréquentes que dans les autres régions. La persistance parmi les 20 % les plus aisés y est également plus forte (figure 10 et figure A10 par

26 Le revenu principal est défini à partir des revenus de la seule année 2003, alors que le rang d'un individu en 2003 est calculé sur la base des revenus 2003-2004.

27 De même, 7,7 % des mobilités très ascendantes sont réalisées par des indépendants et 14,4 % pour les mobilités très descendantes ne représentent que 3,8 % des individus étudiés.

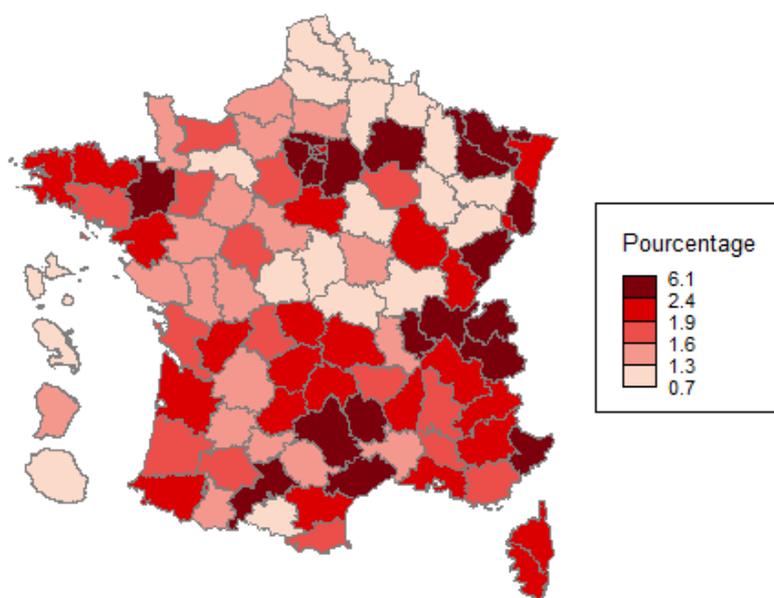
28 Ils montrent aussi que le poids du revenu du patrimoine dans le revenu total et les changements de situation familiale ont une influence sur la mobilité.

29 et très descendantes (figure A12)

département)³⁰. Dans le reste de la France, la région où les positions dans l'échelle des revenus sont les moins figées semble être la Bretagne (figure 10). C'est en effet la région où le taux de chômage est le plus bas de France (7,0 % de la population active en 2019, Insee, 2021b) et qui attire de nombreux arrivants. À l'inverse, la persistance dans le bas de la distribution est la plus élevée dans les Hauts de France (figure 10 et figure A11 par département), où le taux de chômage en 2019 est le plus élevé en France métropolitaine : 10,4 %.

La mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus : parmi les individus ayant connu une mobilité très ascendante, 36 % ont changé de département entre 2003 et 2020 (42 % pour ceux ayant connu une mobilité très descendante, contre 18 % 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 (5,3 % contre 1,7 % pour ceux restant dans le même département) et se concentrent davantage en 2020 dans les zones où les rémunérations sont plus élevées, comme en Île-de-France. Dans les départements d'outre-mer (DOM, hors Mayotte), où la mobilité géographique est plus coûteuse, l'inertie dans l'échelle des revenus est particulièrement élevée, que ce soit parmi les plus aisés comme parmi les moins aisés.

Figure 9. Proportion d'individus ayant une mobilité très ascendante par département de résidence en 2003



Lecture : Parmi les 20 % les moins aisés en 2003, à Paris, la proportion d'individus comptant parmi les 20 % les plus aisés en 2019 est comprise entre 2,4 % et 6,1 %.

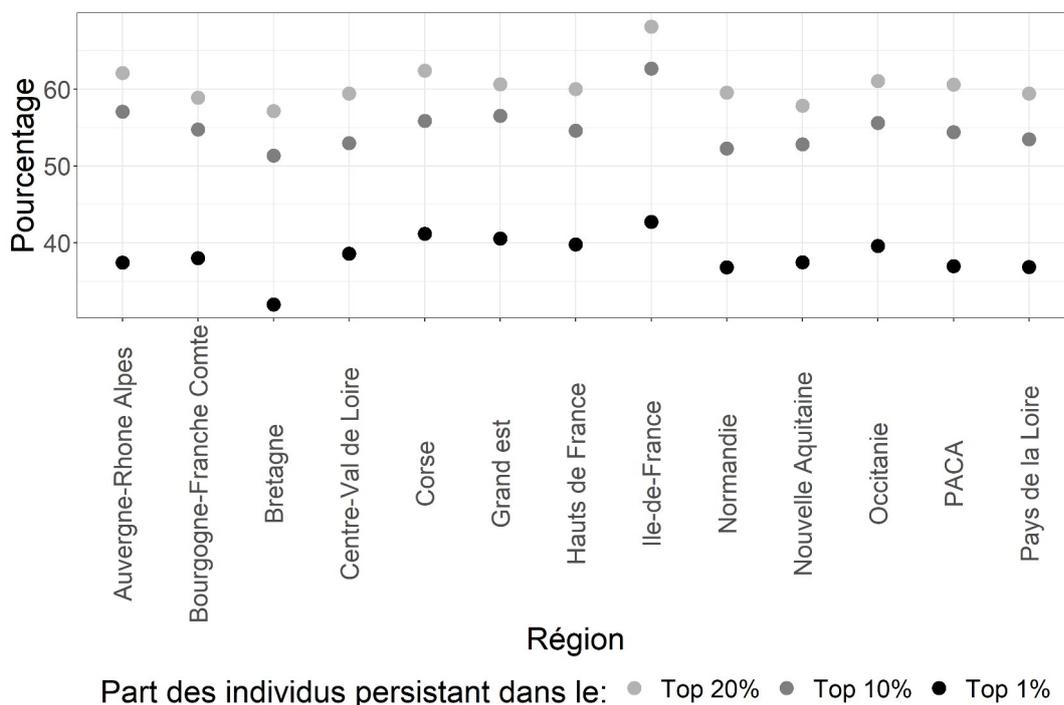
Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les moins aisés en 2003 et présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

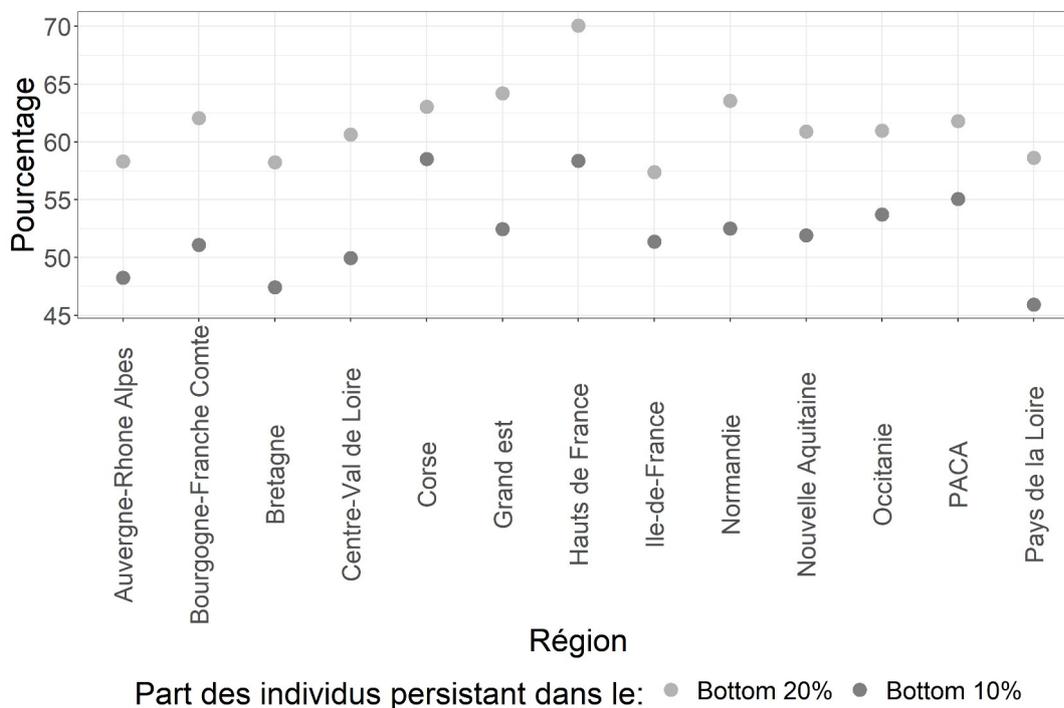
³⁰ combinée à une persistance faible parmi les 20 % les moins aisés (figure 10 et figure A11)

Figure 10. Indicateurs de persistance selon la région de résidence en 2003

a) En haut de la distribution



b) En bas de la distribution



Lecture : Parmi les individus vivant en Île-de-France en 2003 et comptant parmi les 20 % (resp. 10 %, 1 %) les plus aisés en début de période, 68,1 % (resp. 62,7 %, 42,7 %) en font encore partie en fin de période.
 Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Tableau 5. 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	60,81	49,51	52,28	45,72	1,94	0,61	3,55	1,78
Aire de moins de 50 000 hab.	63,91	53,51	54,30	48,10	1,46	0,49	3,00	1,65
Aire entre 50 000 et 200 000 hab.	65,02	55,18	57,41	52,19	1,36	0,41	2,71	1,52
Aire entre 200 000 et 700 000	64,36	55,65	61,49	55,44	1,73	0,53	2,88	1,69
Aire 700 000 hab. ou plus (hors Paris)	59,56	50,23	65,33	59,53	2,71	1,08	3,14	1,91
Aire de Paris	57,75	51,27	67,64	62,21	3,26	1,00	3,79	2,43

Note : l'aire d'attraction des villes (zonage et taille de 2020) est déterminée à partir du lieu de vie pris en 2003.

Lecture : Au sein des 20 % les moins aisés, la probabilité de passer du premier cinquième de revenus au plus haut cinquième est de 1,94 % hors attraction des villes et de 3,26 % dans l'aire de Paris.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

5 Discussion et conclusion

Cette étude montre que la persistance des revenus en France est élevée : la corrélation rang-rang à 16 ans d'intervalle est de 0,71. 63 % des individus du plus haut cinquième en 2003 y sont toujours en 2019. Cette persistance est particulièrement visible tout en haut de la distribution : près de la moitié des individus du plus haut centième y restent. Cette mobilité relativement faible des revenus modifie peu l'ampleur des inégalités de revenu telles que classiquement mesurées. Lisser les revenus des individus sur près de deux décennies ne réduit que de 7 % le coefficient de Gini mesuré une année donnée.

La mobilité des revenus au cours de la vie professionnelle paraît en moyenne plus faible en France qu'aux États-Unis. La France serait donc caractérisée par une mobilité intergénérationnelle plus élevée (Sicsic, 2023), mais une mobilité intragénérationnelle plus faible qu'aux États-Unis³¹. 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.

Plusieurs facteurs ont été avancés dans la littérature pour expliquer 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 ». Il indique encore que « si l'avantage conféré par le diplôme d'entrée de jeu perdure tout au long de la carrière, c'est que les jeunes diplômés n'ont pas seulement un accès beaucoup plus rapide à l'emploi ; ils conquièrent également

31 La mobilité très ascendante est de 2 % en France, selon nos estimations, contre 5 % aux États-Unis (Auten et al., 2013), tandis qu'au niveau intergénérationnel, elle serait de 12% en France (Sicsic, 2023) contre 7,5 % aux États-Unis (Chetty et al., 2014).

beaucoup plus vite un emploi à statut, avec les effets de protection que cela implique ». Cette dualité sur le marché du travail est vraisemblablement moins prononcée 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. Goujard et al. (2019) indiquent ainsi que « le taux d'accès à la formation qualifiante pour les adultes est relativement faible » en France, et elle est plus forte pour les diplômés. Pour Ferracci (2013), « qu'il s'agisse de la formation des demandeurs d'emploi ou de celle des salariés, notre système de formation est à la fois inéquitable et inefficace ». La faible mobilité professionnelle peut également être liée à la faible mobilité géographique. Plusieurs études (Lemoine et Wasmer, 2010 ; OCDE, 2018 ; Goujard et al., 2019) montrent en effet que la mobilité professionnelle peut aussi être freinée par les coûts de la mobilité géographique, notamment en termes de logement et de garde d'enfants. Selon l'OCDE, la mobilité géographique des jeunes chômeurs et inactifs est particulièrement faible ; le marché du logement et l'importance des droits de mutations contribuent au mésappariement des compétences (Goujard et al., 2019). Un troisième facteur tient aux rigidités sur le marché du travail et à des frictions qui rendraient la mobilité professionnelle plus difficile (Cahuc et al., 2014), ainsi qu'une forte segmentation du marché du travail, avec des emplois stables très attractifs mais rares, ce qui retient les salariés concernés dans l'emploi (Lemoine et Wasmer, 2010). Dans un autre ordre d'idées, la thèse de Thomas Philippon (2007) d'un « capitalisme d'héritiers aux pratiques managériales conservatrices et frustrantes pour les salariés »³² pourrait aussi constituer une piste d'explication de la faible mobilité. L'auteur évoque notamment l'importance de la reproduction par le diplôme et le statut, qui rigidifie le marché du travail : « le manque de coopération et de délégation crée des rigidités réelles qui sont au moins aussi importantes que les rigidités institutionnelles dues aux lois et aux régulations ». Enfin, les taux marginaux de prélèvement élevés du système socio-fiscal français, notamment dans le milieu de la distribution (Sicsic, 2018) pourraient avoir un effet désincitatif sur la mobilité.

Si cette étude s'est attachée à fournir des statistiques de mobilité générale sur l'ensemble de la distribution, la création de ce panel long de données fiscales donne plusieurs perspectives d'études complémentaires des trajectoires des individus en termes de revenus, notamment en bas de la distribution pour étudier la persistance dans la pauvreté ou en haut pour mesurer la mobilité des plus aisés.

32 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).

6 Bibliographie

- Accardo, J. (2016). La mobilité des niveaux de vie. In *Les revenus et patrimoine des ménages*, coll. "Insee Références", édition 2016.
- Accardo, A. (à venir). L'effet de la mobilité des niveaux de vie sur l'inégalité des niveaux de vie permanents. *Mimeo*.
- Acciari, P., Polo, A. et Violante, G.L. (2021). 'And Yet It Moves': Intergenerational Mobility in Italy. *American Economic Journal: Applied Economics*.
- Aghion, P., Ciornohuz, V., Gravouelle, M., Stantcheva, S. (2023). Anatomy of Inequality and Income Dynamics in France. *Working Paper*.
- Auten, G., Gee, G. (2009). Income mobility in the United States: New evidence from tax data. *National Tax Journal* 62 (2), 301–328.
- Auten, G., Gee, G., Turner N. (2013a). New Perspectives On Income Mobility And Inequality. *National Tax Journal* 66 (4), 301–328.
- 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), 893–912.
- Buchinsky, M., Hunt, J. (1999). Wage mobility in the United States. *Review of Economics and Statistics* 81 (3), 351–368.
- Buchinsky, M., Fields, G. S., Fougere, D., and Kramarz, F. (2003). Franks or Ranks? Earnings Mobility in France, 1967-1999 (June 2003). CEPR discussion papers 3937. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=432721>
- Bradbury, K. (2011). Trends in U.S. family income mobility, 1969–2006. Working Paper 11-10, Federal Reserve Bank of Boston, Boston
- Cahuc P., Carcillo, S. et Zylberberg A. (2014), Labor Economics, MIT press.
- Cahuc P. et Kramarz F. (2004), De la précarité à la mobilité : vers une Sécurité sociale professionnelle, *La Documentation française*, Paris.
- 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.
- Ferracci, M. (2013). 12. Inégalités d'accès et inefficacité: à quand une réforme de la formation professionnelle?. *Regards croisés sur l'économie*, (1), 232-245.
- Field, G. (2010). Does income mobility equalize longer-term income? New measures of an old concept. *Journal of Economic Inequality* 8 (4): 404–427
- 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.
- Insee (2021a). Emploi, chômage, revenus du travail, coll. « Insee Références », édition 2021
- Insee (2021b). *La France et ses territoires*, coll. « Insee Références », édition 2021
- Jäntti, M., Jenkins, S.P. (2015). Income mobility. in *Handbook of income distribution 2A*, eds. Atkinson, A.B., Bourguignon, F.

- Jauneau Y., Raynaud E. (2009) Des disparités importantes d'évolution de niveau de vie. In Les revenus et patrimoine des ménages, coll. "Insee Références", édition 2009.
- Goujard, A., A. Hijzen et S. Thewissen (2019), Améliorer les performances du marché du travail en France: mise en oeuvre de la Stratégie pour l'emploi de l'OCDE. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1559, OECD Publishing, Paris.
<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.
- Guvenen, F., Pistaferri, L. and Violante, G. L (2022). [Global Trends in Income Inequality and Income Dynamics: New Insights from GRID](#). NBER Working Paper Series n°30524.
- 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*, Vol. 125, Issue 1, Pages 91–128.
- Kramarz, F., E. Nimier-David, and T. Delemotte, (2022). Inequality and Earnings Dynamics in France: National Policies and Local Consequences, *Quantitative Economics*.
- Lemoine M., Wasmer; E. (2020). "Les mobilités des salariés". Rapport du Conseil d'analyse économique (CAE).
- Magnac, T., & Roux, S. (2009). Dynamique des salaires dans une cohorte. *Economie et prévision*, 187(1), 1-24.
- Maurin, E. (2009). La peur du déclassement. *Seuil*, coll. « La république des idées ».
- Nybom, M., et J. Stuhler (2017). Biases in Standard Measures of Intergenerational Income Dependence, *Journal of Human Resources*, 52(3), 800–825. doi:10.3368/jhr.52.3.0715-7290R
- 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>
- OCDE (2023), Inégalité de revenu (indicateur).
- 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.
- Shorrocks, A., (1978). Income inequality and income mobility. *Journal of Economic Theory*, Elsevier, vol. 19(2), pages 376-393.
- Sicsic, M. (2018). Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503(1), 13-35.
- Sicsic, M. (2021). [Inégalité de niveaux de vie et pauvreté entre 2008 et 2018](#). in *Les revenus et le patrimoine des ménages*, coll. « Insee Références », édition 2021.
- Sicsic, M. (2023). Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*.
www.insee.fr/fr/statistiques/7661153

Annexes

A. Traitements et construction du panel

Le panel a été construit en plusieurs étapes à partir des données individuelles.

Identifiants fiscaux manquants. Chaque année, les identifiants fiscaux individuels (spis) de certains individus apparaissent en valeur manquante dans les données. La première étape de traitement des données consiste donc à retrouver ces identifiants, lorsque cela est possible, afin de maximiser la taille du panel. Les identifiants sont imputés à partir des données des années adjacentes et d'une clé d'appariement. La clé d'appariement repose sur des variables identifiantes renseignées chaque année : année de naissance, 8 premiers caractères du nom, code commune, situation familiale, sexe, etc. Après imputation, la proportion de spis manquants est inférieure à 1 %, en moyenne, sur l'ensemble de la période (excepté en début de période, en 2002 et 2003, où elle est inférieure à 3 %).

Doublons. Lorsqu'un individu apparaît plusieurs fois avec des âges distincts, seul l'âge maximal est conservé. En général, les âges en question sont très proches ou contiennent une erreur de dizaine.

Changements de situation. Si un individu a effectué plusieurs déclarations, ses revenus sont sommés. Par exemple, dans le cas d'un décès, le conjoint survivant doit effectuer deux déclarations en distinguant ses revenus jusqu'à la date de décès et ses revenus ultérieurs. Dans le cas d'une union pré-2011, trois déclarations étaient requises : les deux personnes devaient déclarer leurs revenus de manière distincte jusqu'à la date d'union puis ensemble à partir de celle-ci. En ce qui concerne la situation familiale (célibataire, marié/pacsé, veuf, divorcé/séparé), nous prenons en compte les modifications de situation en cours d'année.

Trous. Un individu peut disparaître des données une année pour plusieurs raisons : un décès, une sortie du territoire fiscal français ou un traitement de sa déclaration dans une émission ultérieure à celle considérée dans cette étude³³ (voir Figure A1)³⁴. Le problème n'est cependant pas aussi prégnant que dans les données DADS (Magnac et Roux 2009), dans lesquelles certaines absences sont structurelles (changements de statut d'activité) ou dues à l'absence de données certaines années.

Enfin, certaines informations étant manquantes en 2002, cette année n'a pas été utilisée dans l'analyse et les résultats, mais a servi pour redresser les identifiants manquants en 2003.

33 Cette probabilité est plus forte avant 2006 car avant cette date les 4^e ou 5^e émissions étaient utilisées, et non la 6^e comme après 2006.

34 Cela permet de constituer une indicatrice annuelle de disparition au niveau individuel. Les deux dernières années sont particulières : en 2019, les disparus de 2020 sont considérés disparus définitivement, et en 2020, une telle indicatrice ne peut, par définition, être construite.

B. Construction des variables géographiques et de sexe

Variabes géographiques. Les variables de localisation géographique ont été construites à partir des identifiants de communes disponibles dans les données fiscales en 2003. L'identifiant du département correspond au code départemental de l'adresse d'imposition et comprend 100 modalités (une pour chaque département).

Variable de sexe. Dans les données POTE en panel, la variable de sexe n'est pas renseignée pour le déclarant 2. Pour les déclarants 2, nous imputons donc la valeur de cette variable en deux étapes. Premièrement, pour les individus qui sont déclarants 1 au moins une année, la valeur peut ainsi être imputée. Deuxièmement, les valeurs sont complétées en faisant l'hypothèse que tous les couples mariés ou pacsés sont composés d'individus de sexes différents en 2003³⁵. Une fois la variable de sexe reconstituée pour tous les déclarants, les femmes représentent 51 % du panel.

35 Cette hypothèse est peu restrictive, car peu de personnes de même sexe partagent leur déclaration en 2003. En effet, en 2003, le mariage entre personnes de même sexe n'existe pas encore. Seuls 19 251 Pacs entre personnes de même sexe ont été célébrés en France hors Mayotte depuis sa création en 1999 (cf. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381498>).

C. Figures et tableaux complémentaires

Tableau A1. Revenus individuels avant redistribution par tranche d'âge

a. Déciles de revenu individuel avant redistribution en 2003-2004 (en euros)

Tranche d'âge	Déciles				
	D1	D2	médiane	D8	D9
Ensemble	1995	8085	16154	24940	32194
25-29 ans	3515	8559	14457	20282	24267
30-34 ans	2150	8110	15691	23211	29323
35-39 ans	1629	7785	16326	25343	33158
40-44 ans	1657	8120	17169	27118	35713
45-49 ans	1000	7829	17807	28399	37176

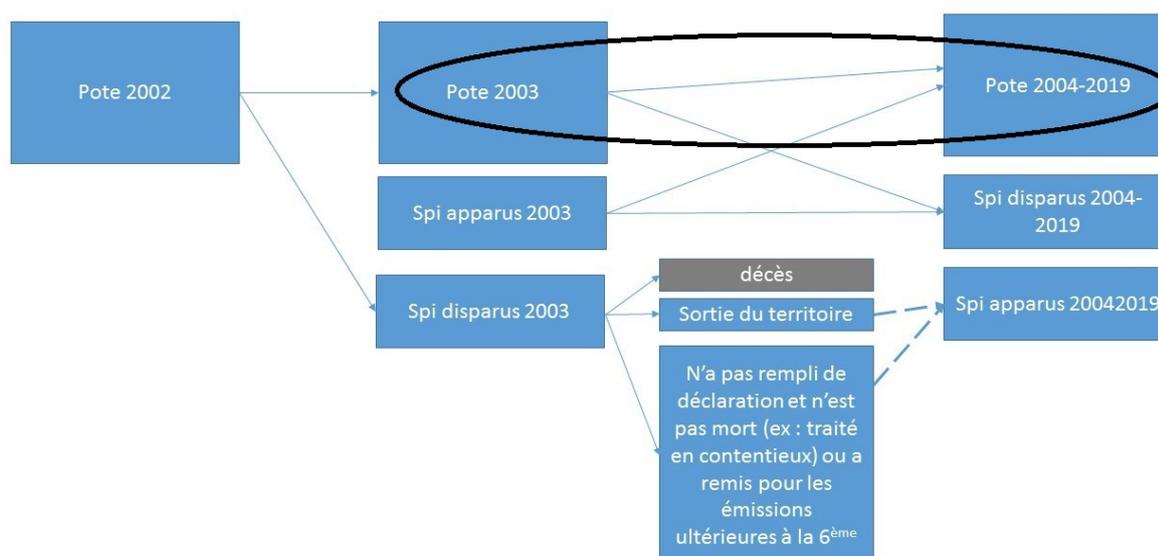
b. Revenu individuel avant redistribution moyen par période (en euros)

Période	Tranche d'âge					Ensemble
	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
2003	14307	16415	18046	19544	20416	17883
2003-2004	14820	16867	18493	19954	20760	18313
2019	27994	28571	28031	26896	23461	26973
2019-2020	28293	28779	28124	26755	23270	27017

Lecture : Sur la période 2003-2004, le revenu individuel médian avant redistribution est de 16 154 euros.
 Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A1. Schéma des apparitions/disparitions en 2003

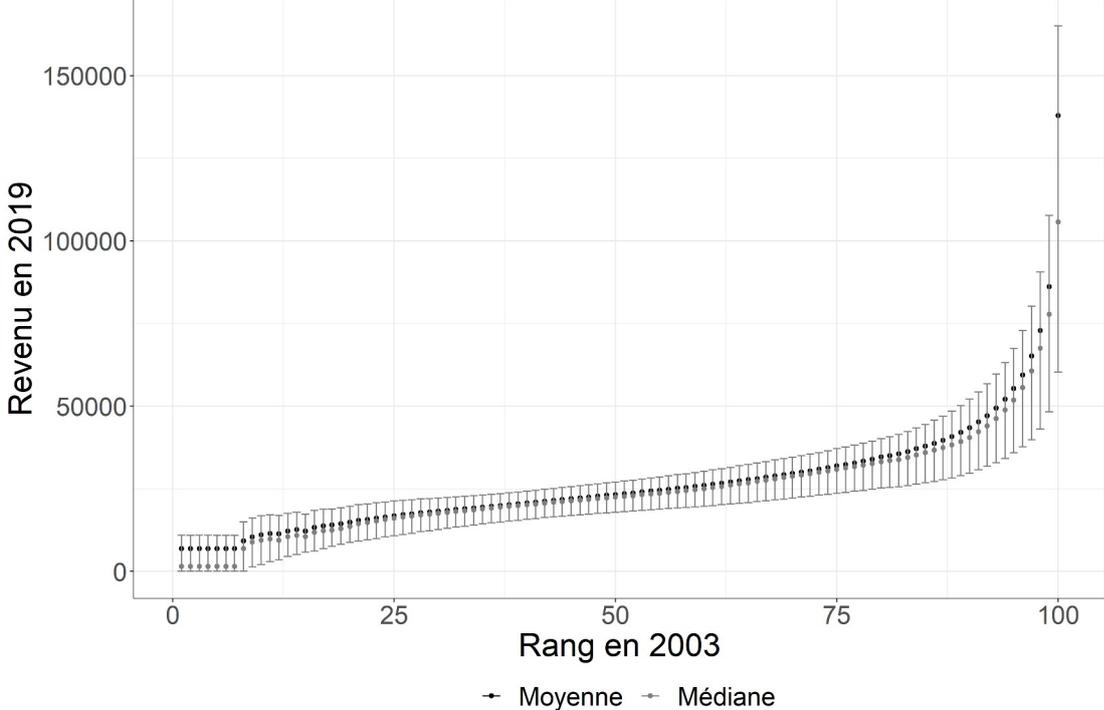


Note : le cercle noir représente le champ utilisé dans cette étude

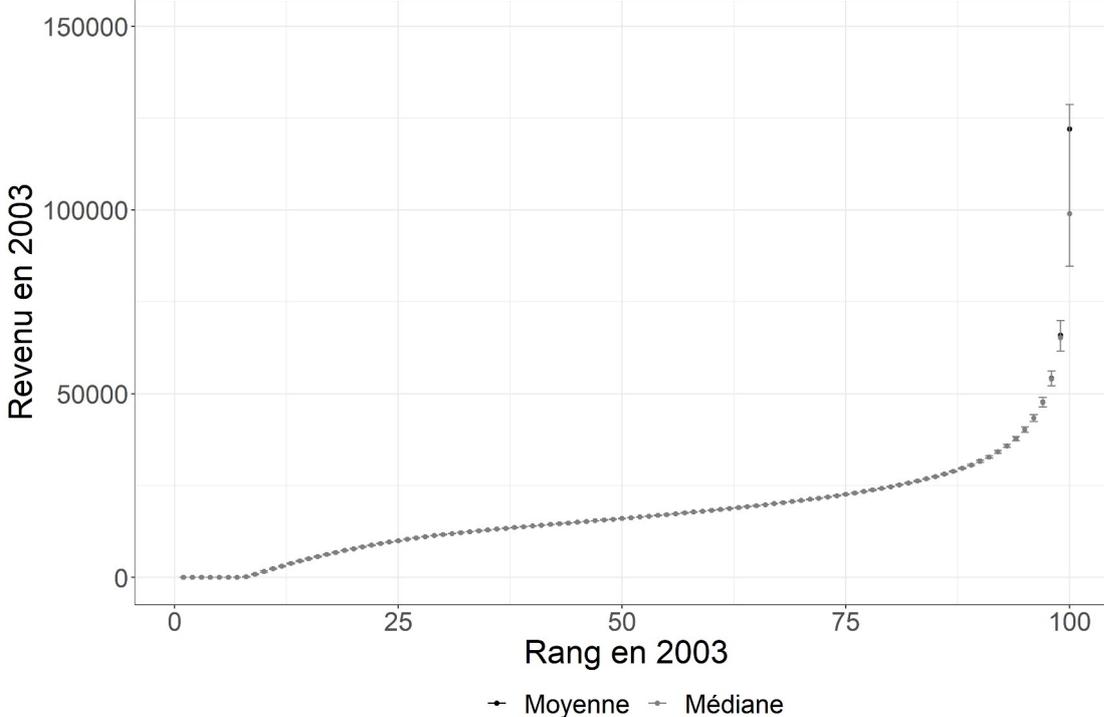
Source : auteurs et Raphaële Adjerad

Figure A2. Quantiles de revenus des individus en 2003 et 2019 en fonction du rang en 2003

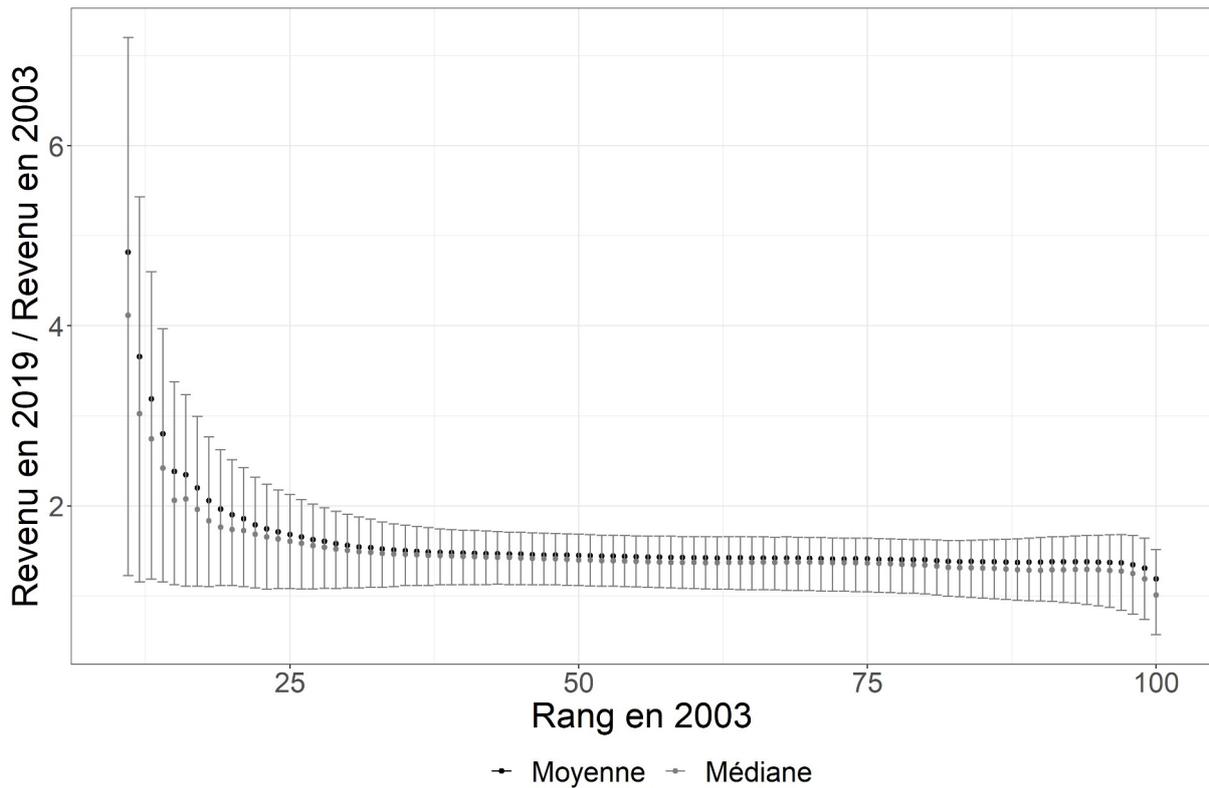
a) Quantiles en 2019



b) Quantiles en 2003



c) Quantiles du ratio des revenus entre le début et la fin de la période



Note : les intervalles représentent l'écart entre le 1^{er} et le 3^e quartiles.

Lecture a. : Les individus du 25^{ème} centième de revenus en 2003 ont, en 2019, un revenu moyen de 16 838 euros, un revenu médian de 16 108 euros. Le premier quartile de leur revenu en 2019 est de 10 800 euros et le troisième quartile de 21 274 euros.

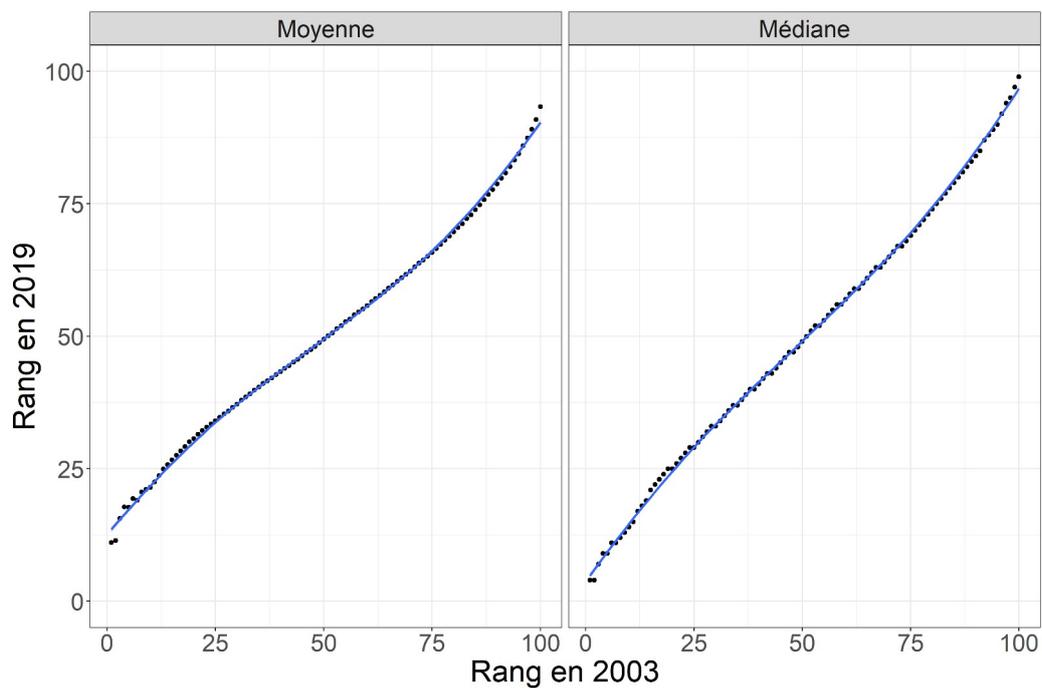
Lecture b. : Les individus du 100^{ème} centième de revenus en 2003 ont, en 2003, un revenu moyen de 121 976 euros, un revenu médian de 98 973 euros. Le premier quartile de leur revenu en 2019 est de 84 716 euros et le troisième quartile de 128 645 euros.

Lecture c. : Les individus du 25^{ème} centième de revenus en 2003 ont un ratio moyen de revenu entre le début et la fin de la période de 1,7 et un ratio médian de 1,6. Le premier quartile de leur ratio est de 1,1 et le troisième quartile de 2,1.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 ayant entre 25 et 49 ans en 2003 (hors premier dixième de revenus en 2003).

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisé 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A3. Rang des individus en 2019 en fonction du rang en 2003 (revenus du foyer par adulte)



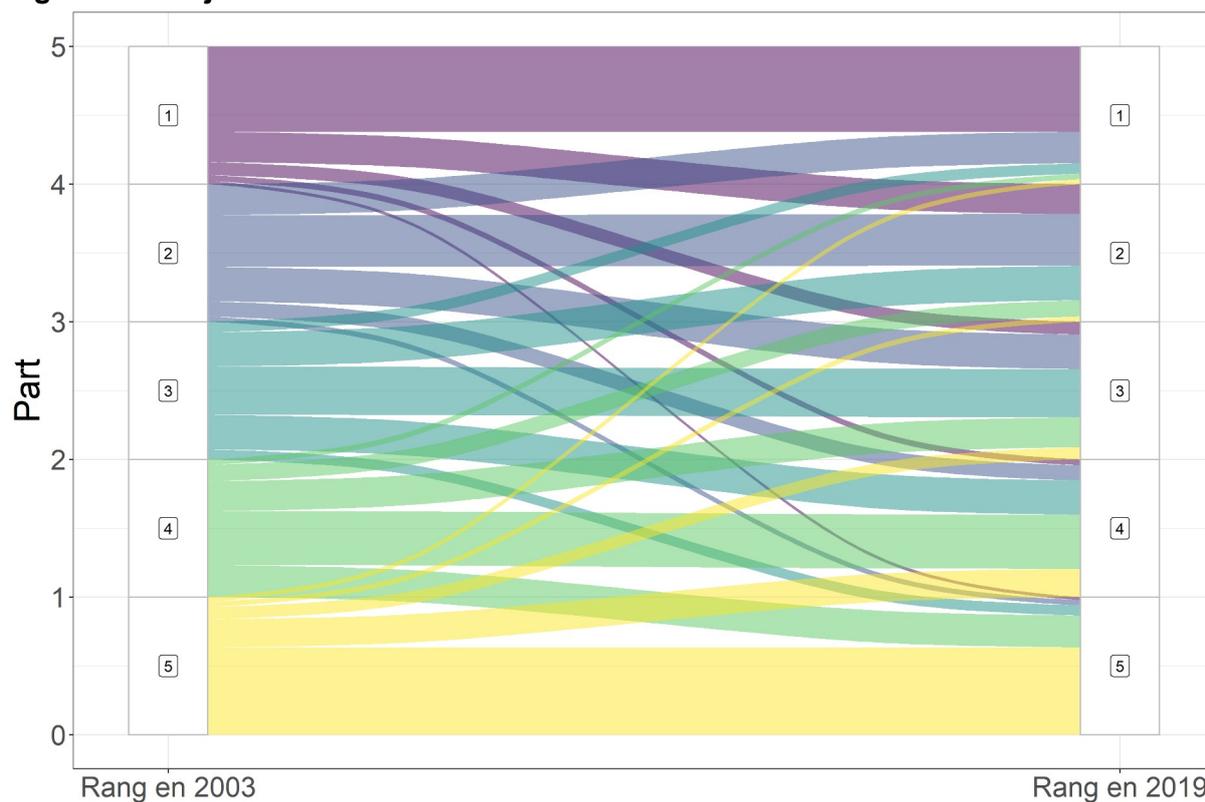
Note : La courbe en bleu représente un lissage par polynômes locaux.

Lecture : Les individus du 25ème centième de revenus en 2003 ont, en 2019, un rang moyen de 33 et un rang médian de 29.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

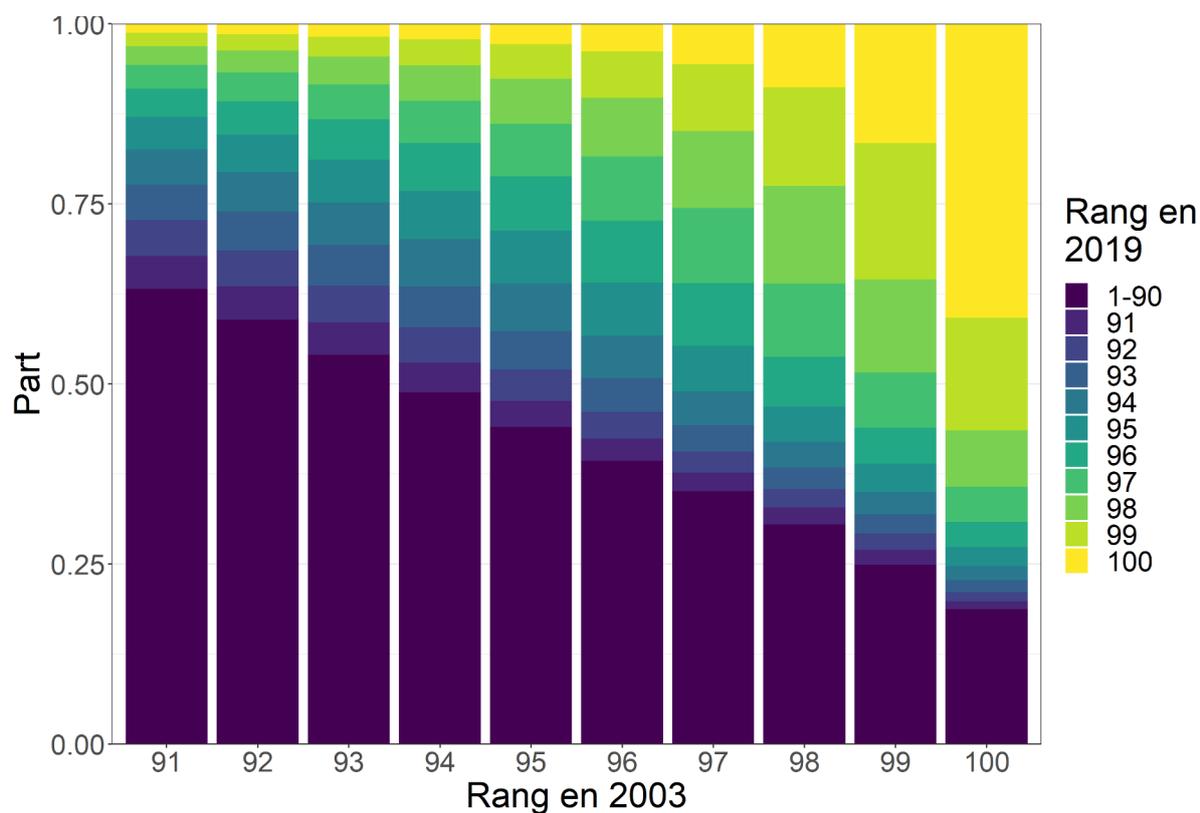
Figure A4. Trajectoires de revenus entre 2003 et 2019



Lecture : 2 % des individus situés dans le premier cinquième de revenus en 2003 sont dans le dernier cinquième en 2019.

Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003. Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

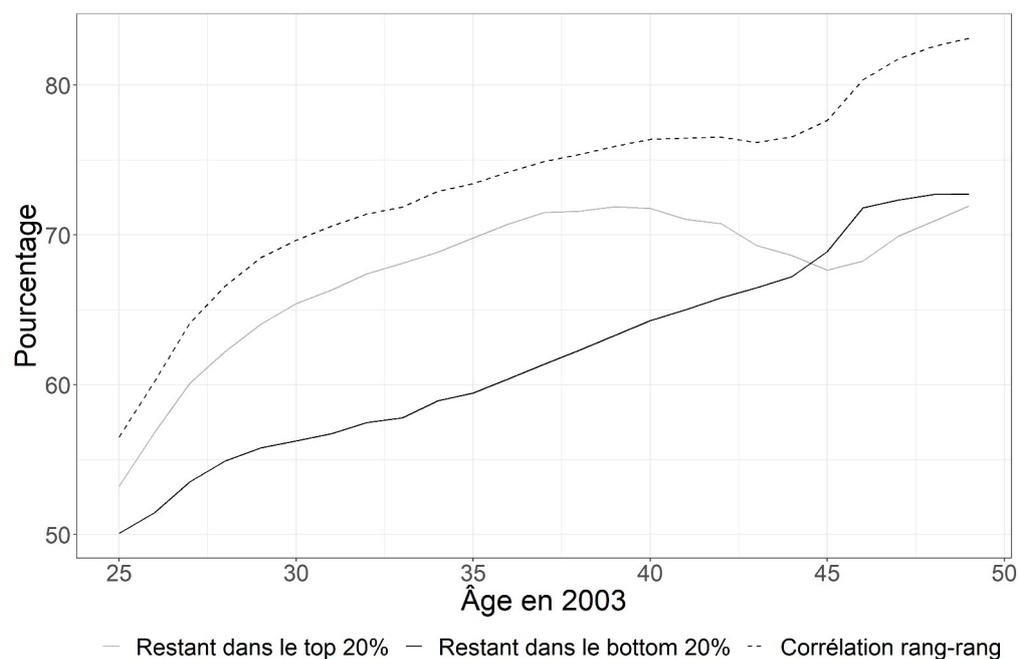
Figure A5. Transitions entre centièmes de revenus entre 2003 et 2019 dans le haut de la distribution



Lecture : Les individus parmi les 1 % les plus aisés en 2003 ont 41 % de chances d'en faire encore partie en 2019.

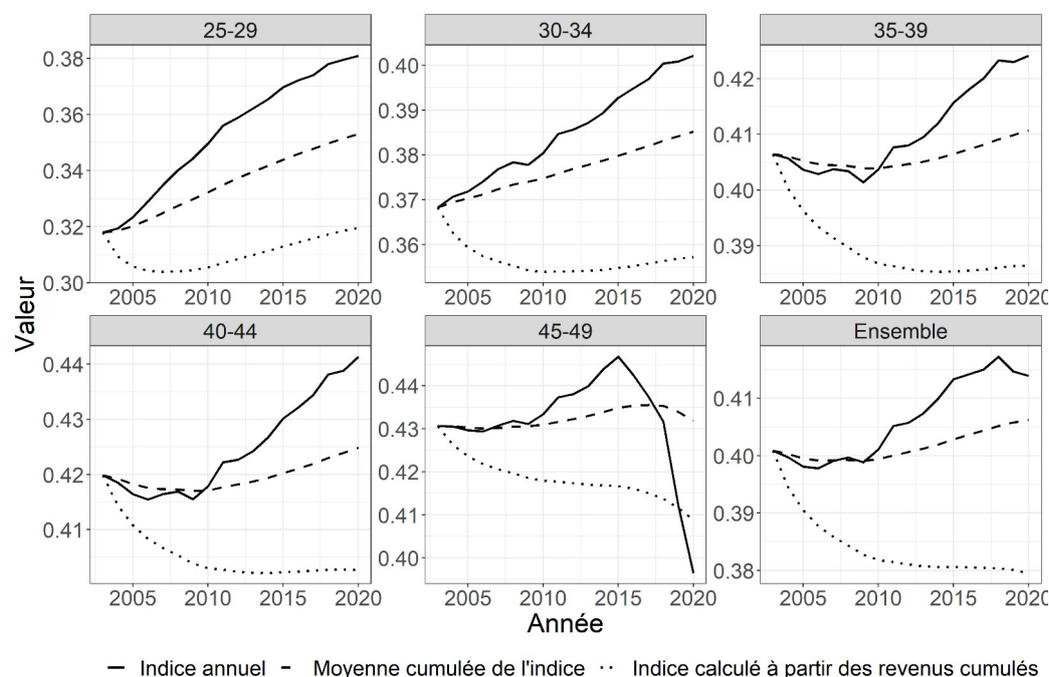
Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003. Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A6. Indicateurs d'inertie selon l'âge en 2003



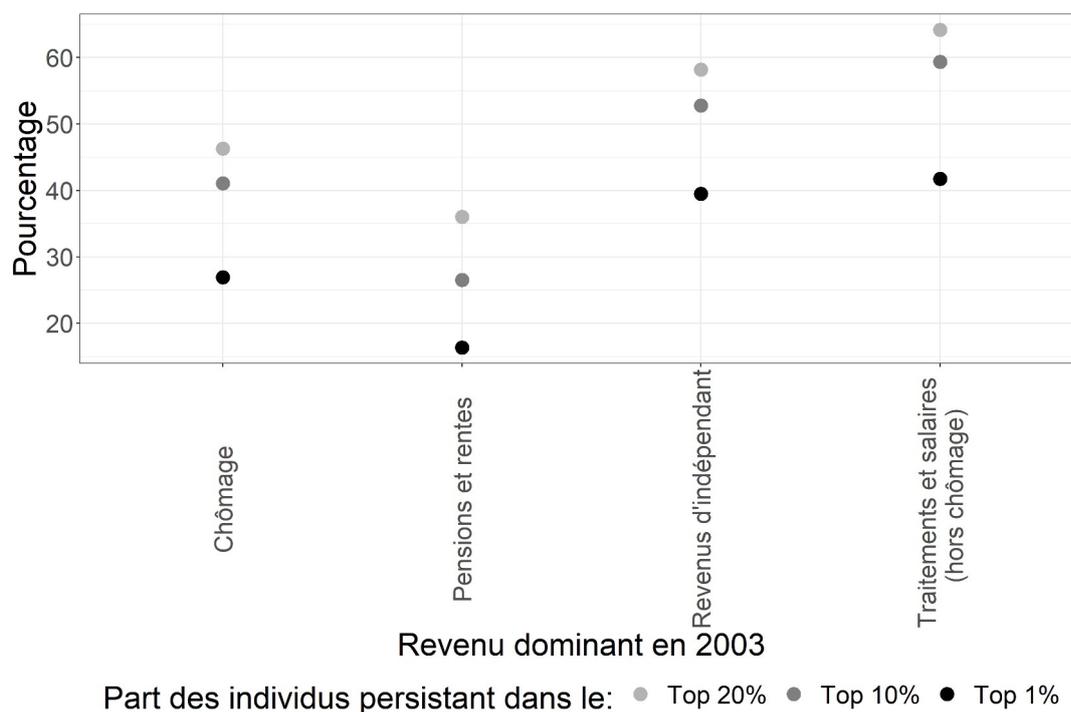
Note: Les individus sont classés selon les quantiles intragénérationnels (au sein de leur cohorte).
 Lecture : Parmi les individus ayant 30 ans et comptant parmi les 20% les plus aisés en 2003, 65 % sont encore parmi les 20 % les plus aisés en 2019.
 Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20% les plus aisés en 2003 et présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFiP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A7. Indice de Gini selon la tranche d'âge



Note : les courbes correspondent aux éléments de l'équation (1) (partie méthode).
 Lecture : En 2020, parmi les 25-29 ans, l'indice de Gini est de 0,381. En moyenne sur la période 2003-2020, il est de 0,353. En revenu permanent, il est de 0,320.
 Champ: France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFiP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A8. Indicateurs de mobilité selon la composition du revenu en 2003

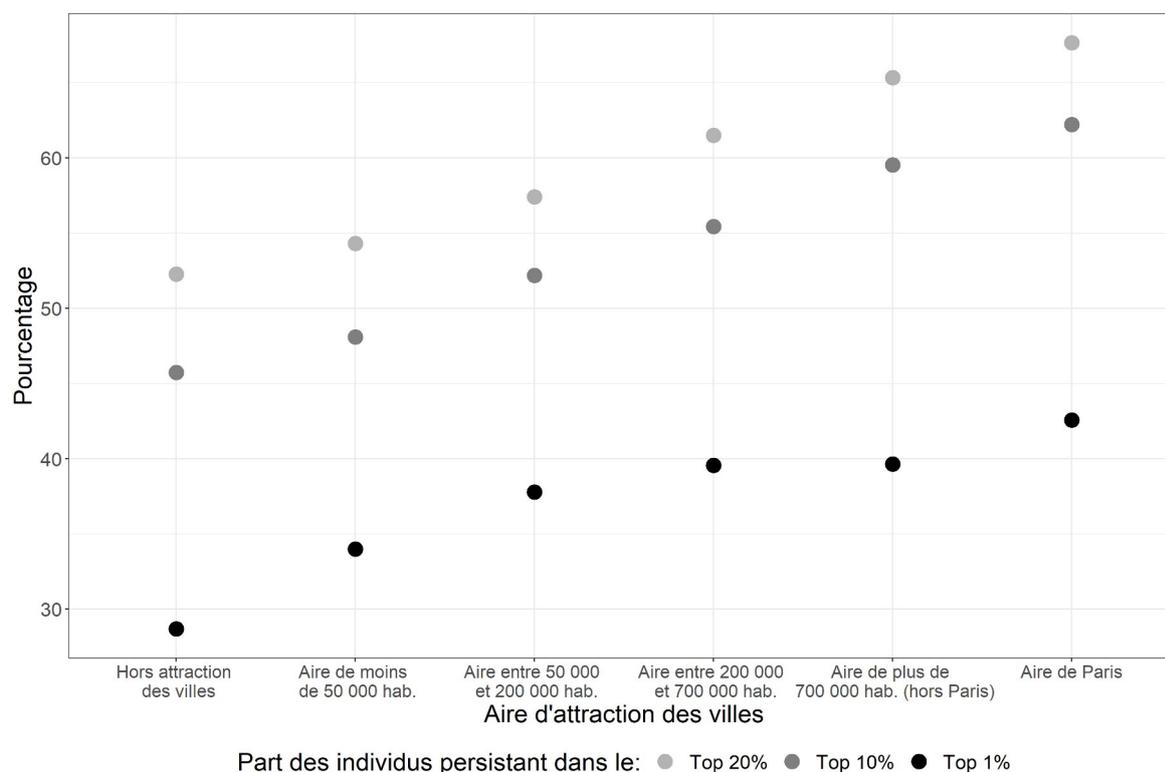


Lecture : Parmi les individus ayant pour revenu principal "Revenus d'indépendant" en 2003, et comptant parmi les 20 % les plus aisés en 2003, 58 % sont encore parmi les 20 % les plus aisés en 2019.

Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20% les plus aisés en 2003 et présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

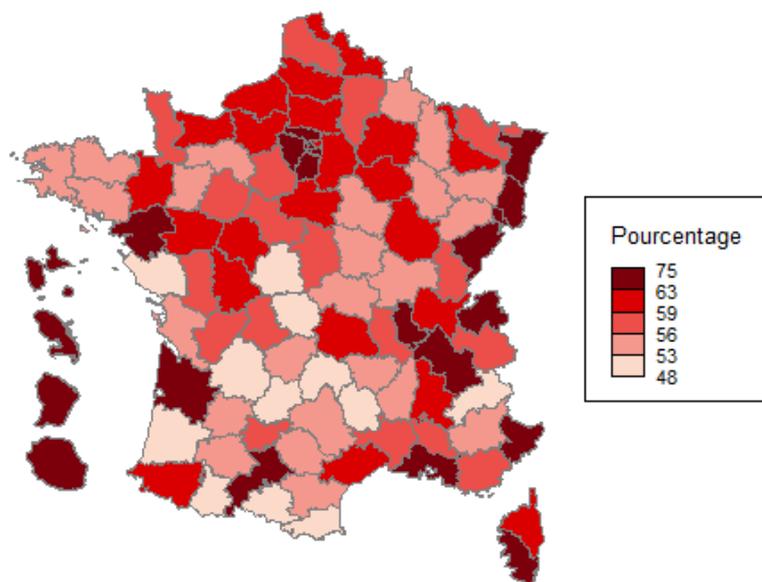
Sources : Insee-DGFiP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A9. Indicateur d'inertie selon la taille d'aire d'attraction des villes (à partir de la commune en 2003 et du zonage de 2020)



Note : l'aire d'attraction des villes (zonage et taille de 2020) est déterminée à partir du lieu de vie pris en 2003.
 Lecture : Parmi les individus hors attraction des villes, et comptant parmi les 20 % les plus aisés en 2003, 52 % sont encore parmi les 20 % les plus aisés en 2019.
 Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les plus aisés en 2003 et présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A10. Proportion d'individus restant parmi les 20 % les plus aisés par département

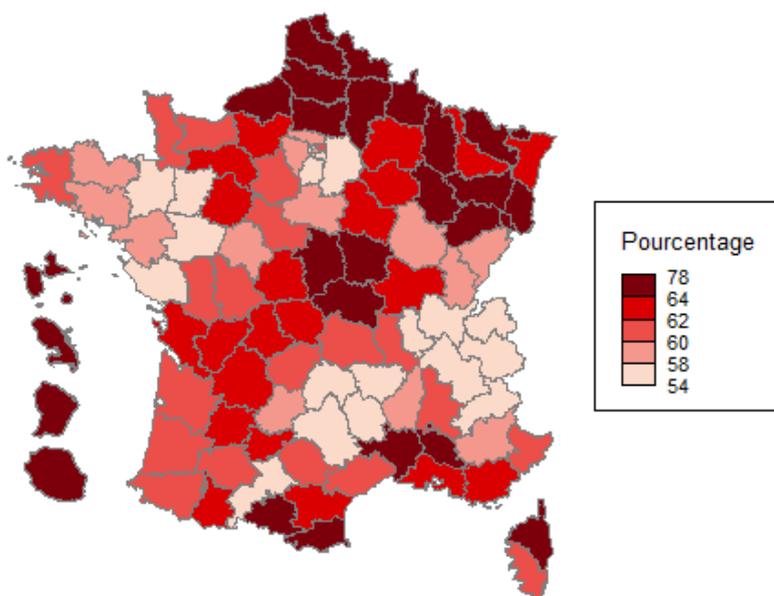


Lecture : Parmi les 20 % les plus aisés en 2003, à Paris, la proportion d'individus comptant parmi les 20 % les plus aisés en 2019 est comprise entre 63 % et 75 %.

Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les plus aisés en 2003, présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A11. Proportion d'individus restant parmi les 20% les plus modestes par département

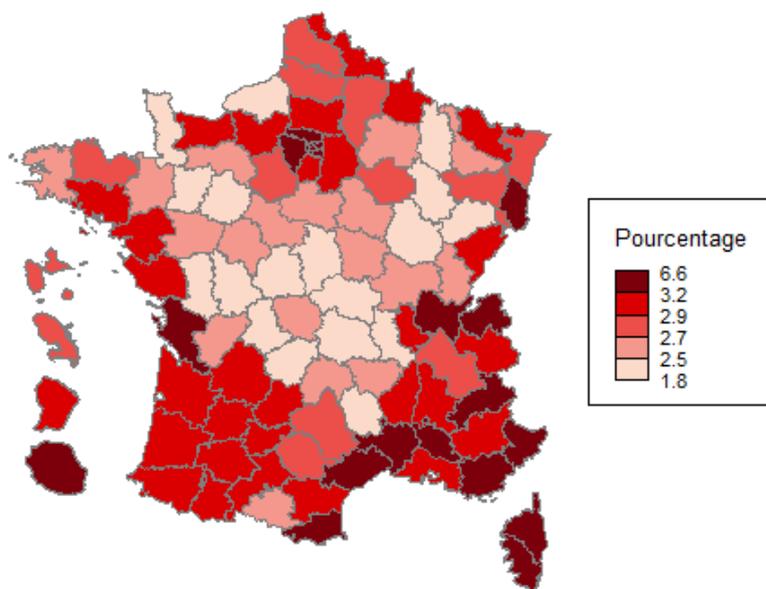


Lecture : Parmi les 20 % les moins aisés en 2003, à Paris, la proportion d'individus comptant parmi les 20 % les moins aisés en 2019 est comprise entre 58 % et 60 %.

Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les moins aisés en 2003, présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

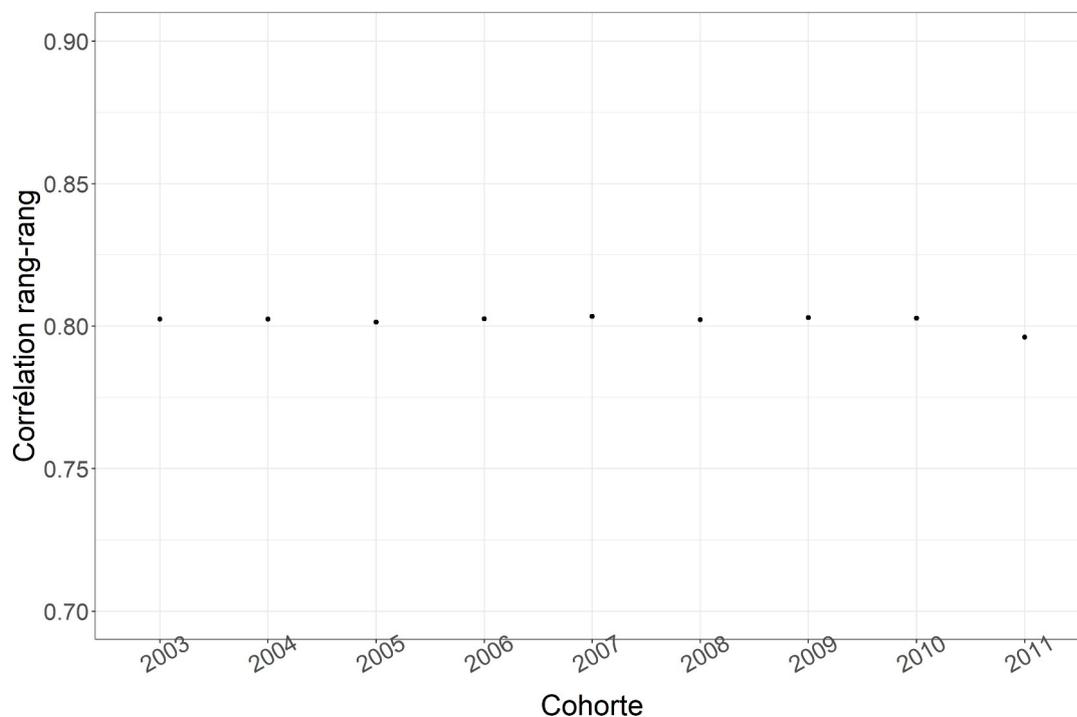
Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A12. Proportion d'individus ayant une mobilité très descendante par département



Lecture : Parmi les 20 % les plus aisés en 2003, à Paris, la proportion d'individus comptant parmi les 20 % les moins aisés en 2019 est comprise entre 3,2 % et 6,6 %.
 Champ: France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les plus aisés en 2003 et présents dans les données POTE de 2003 à 2020 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

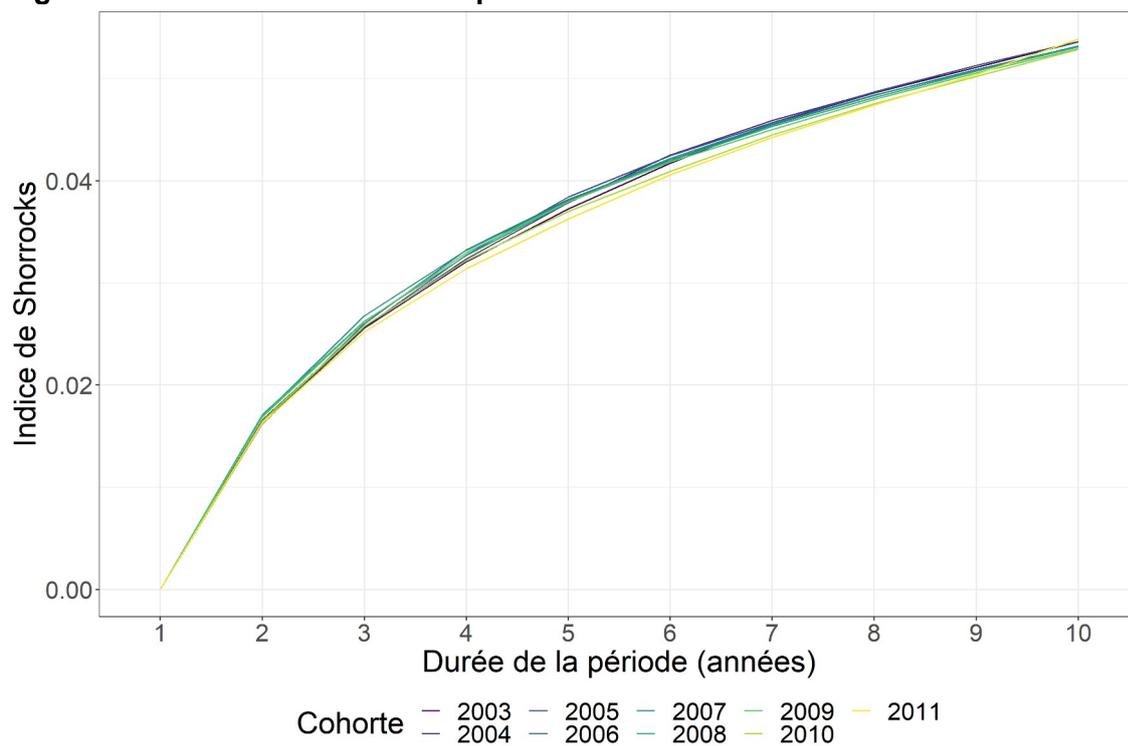
Figure A13. Corrélation rang-rang sur 9 ans par cohorte



Note: La cohorte n est composée des individus âgés de 35 ans l'année n et présents dans les données POTE de l'année n à l'année n+9.

Lecture : Les individus âgés de 35 ans en 2003 ont un rang en 2003 corrélé à 80,2% à leur rang en 2011.
 Champ : individus âgés de 35 ans une année n (entre 2003 et 2011) et présents dans les données POTE de l'année n à l'année n+9. Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Figure A14 : Indice de Shorrocks par cohorte



Note: La cohorte n est composée des individus âgés de 35 ans l'année n et présents dans les données POTE de l'année n à l'année n+9.

Lecture : Les individus âgés de 35 ans en 2003 ont un indice de Shorrocks de 5,4% sur la période 2003-2012.

Champ : individus âgés de 35 ans une année n (entre 2003 et 2011) et présents dans les données POTE de l'année n à l'année n+9.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2020, calculs des auteurs.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises	G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	analyse économique des politiques française et allemande	
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métrix (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURÉ Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
				G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme	G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - <i>A paraître</i>
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation		
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement		
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?		

G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France		

G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi	revenus : le cas du "Panel européen des ménages »
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages	G2001/16 J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01 F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02 Bilan des activités de la DESE - 2001
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03 B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04 G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05 P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06 C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08 J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09 F. HILD Les soldes d'opinion résumés-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10 I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11 J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12 F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13 M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14 E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de	

	dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/04 A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes
G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05 N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06 M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07 P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08 E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09 S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10 J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11 S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPNONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12 X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13 C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01 S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02 C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03 P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04 M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05 C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06 Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
		G2005/07 S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique

G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin

G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset

G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?	L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/06 P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07 M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08 M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyau pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09 C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10 A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11 M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12 C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13 P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14 X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15 M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16 R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17 C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01 P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02 N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03 P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique	G2012/04 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
		G2012/05 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market

G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2013/09 J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach	G2013/10 G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010	G2013/11 P. CHONÉ - F. EVAIN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	G2013/12 C. GRISLAIN-LETRÉMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie	G2013/13 P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique	G2013/14 A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008	G2013/15 G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management	G2014/01 M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms	G2014/02 B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état	G2014/03 N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?	G2014/04 P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models	G2014/05 C. GRISLAIN-LETRÉMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies	G2014/06 J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance	G2014/07 C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?	G2014/08 C. GRISLAIN-LETRÉMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail	G2014/09 M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years	G2014/10 B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
		G2014/11 D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession
		G2014/12 F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL

	Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates	G2015/15	C. GEAY - M. KOUBI - G de LAGASNERIE Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows	G2015/16	J. BARDAJI - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets
G2014/14	P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset	G2015/17	C. BELLÉGO - R. DE NIJS The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets
G2014/15	P. AUBERT - S. RABATÉ Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ?	G2015/18	J.-B. BERNARD - L. BERTHET French households financial wealth: which changes in 20 years?
G2015/01	A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models	G2015/19	M. POULHÈS <i>Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ?</i> Les prix hédoniques de l'immobilier parisien
G2015/02	Y. DUBOIS - A. MARINO Indicateurs de rendement du système de retraite français	G2016/01	B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Time to smell the roses? Risk aversion, the timing of inheritance receipt, and retirement
G2015/03	T. MAYER - C. TREVIEN The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region	G2016/02	P. CHARNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail
G2015/04	S.T. LY - A. RIEGERT Measuring Social Environment Mobility	G2016/03	C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database
G2015/05	M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUBI - C. REGAERT Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ?	G2016/04	D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER Health capacity to work at older ages in France
G2015/06	Y. DUBOIS - A. MARINO Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle	G2016/05	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area
G2015/07	B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - J.-B. BERNARD No evidence of financial accelerator in France	G2016/06	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Méleze model
G2015/08	Q. LAFFÉTER - M. PAK Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France	G2016/07	B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses
G2015/09	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU, S. IDMACHICHE, A. LEDUC et E. POULIQUEN Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État	G2016/08	Y. DUBOIS et M. KOUBI Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des séniors de la réforme des retraites de 2010 ?
G2015/10	P. AUBERT La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ?	G2016/09	A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ?
G2015/11	V. DORTET-BERNADET - M. SICSIC Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises	G2016/10	T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER Patrimoine privé et retraite en France
G2015/12	S. GEORGES-KOT Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France	G2016/11	M. PAK - A. POISSONNIER Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition
G2015/13	M. POULHÈS Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case	G2017/01	D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France
G2015/14	J.-B. BERNARD - Q. LAFFÉTER Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles	G2017/02	Y. DUBOIS - M. KOUBI Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux chocs démographiques

G2017/03	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie	G2018/08	A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014
G2017/04	J. BARDAJI - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÉTER - O. SIMON (Insee) A.-S. DUFRERNEZ - C. ELEZAAR - P. LEBLANC - E. MASSON - H. PARTOUCHE (DG-Trésor) Le modèle macroéconométrique Mésange : réestimation et nouveautés	G2018/09	P. BEAUMONT - A. LUCIANI Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche
G2017/05	J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound	G2018/10	C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAUT Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé
G2017/06	A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service	G2018/11	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014
G2017/07	P. CHARNOZ - M. ORAND Qualification, progrès technique et marchés du travail locaux en France, 1990-2011	G2018/12	A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET - V. LIN L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2
G2017/08	K. MILIN Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle	G2019/01	F1901 M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation
G2017/09	C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects	G2019/02	A. BOURGEOIS - A. BRIAND Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux
G2017/10	P. BEAUMONT Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior	G2019/03	A. GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels
G2018/01	S. ROUX - F. SAVIGNAC SMEs' financing: Divergence across Euro area countries?	G2019/04	F1903 L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ?
G2018/02	C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level	G2019/05	A. CAZENAVE-LACROUTZ - E. YILMAZ Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ?
G2018/03	R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles	G2019/06	J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy!
G2018/04	R. LARDEUX Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start	G2019/07	P. CHONÉ - L. WILNER Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry
G2018/05	C.-M. CHEVALIER Financial constraints of innovative firms and sectoral growth	G2019/08	P. PORA - L. WILNER Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution
G2018/06	R. S.-H. LEE - M. PAK Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area	G2019/09	E. GAUTIER - S. ROUX - M. SUAREZ CASTILLO Do Minimum Wages make Wages more Rigid ? Evidence from French Micro Data
G2018/07	C.-M. CHEVALIER Consumption inequality in France between 1995 and 2011	G2019/10	M. ANDRÉ - A. SIREYJOL

	Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu	G2020/11	P. AGHION – A. BERGÉAUD M. LEQUIEN – M. J. MELITZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports
G2019/11	K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTÉLOU Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/02	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS Une année de crise COVID : impact sur la dynamique des entreprises en France Une évaluation sur données individuelles
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	G2021/03	B. BUREAU – A. DUQUERROY J. GIORGI – M. LÉ – S. SCOTT – F. VINAS L'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des entreprises en 2020 : une analyse sur données individuelles
G2020/03	J-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	2021/01	S. QUANTIN – S. BUNEL – C. LENOIR Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI) Un exemple d'application du modèle d'analyse de sensibilité de Rosenbaum
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency	2021/03	N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région parisienne : quels effets du passage à Parcoursup ?
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions		
G2020/08	L. WILNER The persistence of subjective well-being: permanent happiness, transitory misery?		
G2020/09	J-M. GERMAIN – T. LELLOUCH Comptabilité économique de la soutenabilité climatique		
G2020/10	A. BAUER – M. ROTEMBERG Tax avoidance in French Firms: Evidence from the Introduction of a Tax Notch		

2021/04	M. ANDRÉ – O. MESLIN Et pour quelques appartements de plus : Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière	2023/09	J. SILHOL – L. WILNER Teachers' desired mobility to disadvantaged schools: Do financial incentives matter?
2022/05	S. GEORGES-KOT – D. GOUX – E. MAURIN The value of leisure synchronization	2023/12	P. AGHION - C. ANTONIN - S. BUNEL - X. JARAVEL Modern Manufacturing Capital, Labor Demand, and Product Market Dynamics: Evidence from France
2022/06	N. BECHICHI – M. FABRE – T. OLIVIA Projections de la population active à l'horizon 2080	2023/13	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN Cost Pass-Through and the Rise of Inflation
2022/11	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE Estimation des montants manquants de versements de TVA : exploitation des données du contrôle fiscal	2023/14	A. BOURGEOIS – F. GERVOIS - R. LAFROGNE-JOUSSIER Forces et fragilités des tableaux internationaux entrées-sorties pour le calcul de l'empreinte carbone
2022/14	L. BLOCH – B. FAVETTO – A. LAGOUGE – F. SÉDILLOT Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017	2023/17	M. ADAM – O. BONNET – E. FIZE T. LOISEL – M. RAULT – L. WILNER How does fuel demand respond to price changes?
2022/15	H. GENIN – S. SCOTT Un portrait de la rétention de main-d'oeuvre dans l'industrie française : analyse à partir des enquêtes mensuelles de conjoncture	2023/18	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE Estimation de l'activité dissimulée pour le changement de base 2020 des comptes nationaux
2023/02	D. GOUX – E. MAURIN On the seventh day you shall do not any work : the winners and losers of Sunday work deregulation	2023/19	T. LOISEL – M. SICSIC La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020
2023/03	P. AGHION – A. BERGÉAUD – M. LEQUIEN – M. MELITZ – T. ZUBER Opposing firm-level responses to the China shock: Output competition versus input supply		
2023/04	L. GALIANA – L. WILNER Private Wealth over the Life-Cycle: A Meeting between Microsimulation and Structural Approaches		
2023/06	M. HILLION – E. MAUGENDRE L'effet du « jour de carence » sur les absences pour maladie ordinaire, la santé perçue et le recours aux soins à court- terme		
2023/07	M. ANDRÉ- J-M GERMAIN – M. SICSIC 'Do I get my money back?': A Broader Approach to Inequality and Redistribution in France With a Monetary Valuation of Public Services		
2023/08	R. LAFROGNE-JOUSSIER – J. MARTIN – I. MEJEAN Supply shocks in supply chains: Evidence from the early lockdown in China		