

Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017

Documents de travail

N° 2022-14 – Novembre 2022





Institut national de la statistique et des études économiques

2022/14

Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017

LAURENCE BLOCH* BENJAMIN FAVETTO**
ADRIEN LAGOUGE*** FRANCK SÉDILLOT****

Novembre 2022

Département des Études Économiques – Timbre G201
88, avenue Verdier – CS 70 058 – 92 541 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 (laurence.bloch@insee.fr), affiliée au Crest (Center for Research in Economics and Statistics)

** DG Trésor, Insee lors de la rédaction de l'étude (benjamin.favetto@dgtresor.gouv.fr)

*** Dares, Insee lors de la rédaction de l'étude (adrien.lagouge@travail.gouv.fr)

**** Banque de France (franck.sedillot@banque-france.fr)

Les auteurs remercient Aliocha Accardo, Laurent Bach, Didier Blanchet, Nicolas Carnot, Gilbert Cette, Axelle Ferrière, Bertrand Garbinti, Lisa Kerdelhué, Julie Labarthe, Pierre Lamarche, François Mouriaux, Sébastien Roux, Frédérique Savignac et Lionel Wilner pour leurs commentaires et suggestions ainsi que les participants du séminaire D2E (Insee, 30 juin 2020) et de la réunion d'échanges (Insee, 25 novembre 2020). La clause de non-responsabilité habituelle s'applique.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017

Résumé

L'hétérogénéité des rendements du capital et leur corrélation positive avec le patrimoine net des ménages sont des éléments cruciaux pour expliquer la formation des inégalités de patrimoine. Après une revue de la littérature empirique sur ce thème, le document présente des estimations de richesse et de rendements du capital à partir d'une base de données originale associant à l'enquête Patrimoine française 2017, les déclarations fiscales à l'impôt sur le revenu (IR) et à l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF), les comptes et bilans d'entreprises ainsi que les comptes nationaux.

L'étude de la distribution jointe des rendements du capital et du patrimoine net met en évidence, sur l'année étudiée, une hausse sensible du rendement du patrimoine net avec le niveau de celui-ci, en particulier en haut de la distribution. Le rendement du patrimoine net augmente de 3,3 points de pourcentage entre le 2ème et le dernier décile de patrimoine net. La hausse du rendement est plus marquée dans les derniers centiles. Ces premiers résultats, subordonnés au choix des hypothèses de redressement et à l'année considérée, contribuent néanmoins au débat sur les inégalités de patrimoine en France.

Mots-clés : enquête ; calibration ; patrimoine ; rendements hétérogènes ; inégalités de rendement; inégalités de patrimoine

Inequalities in Returns to Wealth and Wealth in France, 2017

Abstract

Heterogeneity in returns to wealth and their positive correlation with net worth are crucial elements for explaining the formation of wealth inequalities. After reviewing the empirical literature on this topic, this paper presents estimates of wealth and returns to wealth using an original database combining the French 2017 wealth survey, administrative income and wealth tax records, company balance sheets, and national accounts.

The study of the joint distribution of returns to wealth and net wealth, for the year under review, highlights a significant increase in the returns to net wealth according to its level, in particular at the top of the distribution. The returns to net wealth increases by 3.3 percentage points between the second and top decile of net wealth. The increase in returns is more remarkable for the top percentiles. These preliminary results, though specific to this particular year and adjustment method, do contribute to the debate over wealth inequality in France.

Keywords: Survey; Calibration; Wealth; Heterogeneous returns; Inequalities in returns; Inequalities in wealth

Classification JEL: C83, D31, G11, G51

Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017

1. Contexte de l'étude et revue de littérature

À toutes les périodes et dans la plupart des pays où les statistiques sont fiables, la distribution de patrimoine des ménages apparaît fortement inégalitaire, bien plus que celle des revenus du travail. Par ailleurs, selon un consensus large, les inégalités de richesse se sont accrues au sein des économies avancées au cours des quatre dernières décennies (Piketty, 2013).

Pour les États-Unis, les travaux récents de Saez et Zucman (2016, 2020b) à partir des données construites au WIL (*World Income Lab*) et ceux menés sur l'enquête SCF (*Survey of Consumer Finances*)¹, notamment Bricker *et al.* (2018, 2020), aboutissent à des résultats proches : la part de l'ensemble du patrimoine net détenue par les 1 % les plus riches atteindrait près de 37 %² au milieu des années 2010 et aurait augmenté, d'un peu plus de 13 points de pourcentage depuis la fin des années 1970. En France, les inégalités de patrimoine seraient moindres qu'aux États-Unis et se seraient également moins accrues : la part des 1 % les plus riches se situerait à 23,4 % dans le milieu des années 2010 selon Garbinti *et al.* (2021) à partir des données du WIL, en augmentation de près de 8 points depuis le milieu des années 1980. Selon l'enquête Patrimoine française réalisée par l'Insee, les inégalités de patrimoine atteindraient un niveau inférieur : la part des 1% les plus riches s'élèverait à environ 17 % au milieu de la décennie 2010 et seule une légère augmentation des inégalités de patrimoine serait estimée sur les années 1997-2017.

1.1 La modélisation de la distribution de la richesse et de ses évolutions

Divers travaux ont cherché à expliquer les inégalités de patrimoine observées et leur dynamique, notamment en introduisant des sources d'hétérogénéité dans les modèles macroéconomiques quantitatifs dynamiques à marchés incomplets. Dans le modèle original de Bewley-Huggett-Aiyagari (Aiyagari, 1994), où les individus épargnent pour s'assurer contre des chocs de revenus du travail, les individus ne diffèrent que selon une seule dimension : ils sont soumis à des chocs aléatoires et idiosyncratiques de revenus du travail. Ils adoptent alors des comportements d'épargne de précaution pour s'assurer contre la survenue de ces chocs et ainsi pouvoir mieux lisser leur consommation.

Dans leur revue de littérature empirique autour de ces modèles, De Nardi et Fella (2017) soulignent que ce modèle original est loin d'être en mesure de reproduire correctement l'ampleur des inégalités de richesse observées aux États-Unis : il prédit un taux d'épargne négatif pour les agents les plus riches et sous-estime très fortement la part de la richesse qui se concentre en haut de la distribution. C'est pourquoi il a, peu à peu, été enrichi, par une modélisation à durée de vie infinie, puis à générations imbriquées, tenant compte notamment de la transmission intergénérationnelle, par exemple pour retranscrire la volonté de transmission de l'héritage ou du capital humain (De Nardi, 2004)³. Une autre voie d'enrichissement a été la prise en compte de l'hétérogénéité des préférences, par exemple du facteur d'escompte et du coefficient d'aversion au risque au sein de la population. Krusell et Smith (1998), introduisent dans un modèle à la Bewley-Huggett-Aiyagari à durée de vie infinie un facteur d'escompte stochastique, c'est-à-dire la possibilité que quelques agents soient particulièrement patients ou économes, et montrent qu'il suffit d'un faible degré de variabilité du facteur d'escompte pour engendrer une plus forte concentration de la richesse parmi les plus riches.

¹ Enquête américaine menée auprès des ménages, proche par son objet et son champ à l'enquête européenne HFCS (*Household Finance and Consumption Survey*) pilotée par la Banque Centrale Européenne dont l'enquête Patrimoine réalisée par l'Insee avec la collaboration de la Banque de France en est le volet français.

² Et 35% en 2016 selon l'enquête SCF américaine « augmentée », après inclusion des engagements des régimes de retraite à prestations définies et rajout des 400 familles Forbes, ainsi que d'autres corrections et ajustements, visant à réconcilier l'enquête avec les concepts des comptes nationaux (Batty *et al.*, 2020 ; Bricker *et al.*, 2020).

³ La transmission du capital humain se traduit par exemple par une corrélation entre les revenus du travail des enfants à leur entrée dans la vie active avec ceux de leurs parents.

De nombreux travaux empiriques (Castaneda *et al.*, 2003 ; Arellano *et al.*, 2017 ; Geweke et Keane, 2000 ; Bonhomme et Robin, 2009 ; Guvenen *et al.*, 2014 ; Guvenen *et al.*, 2021 ; Kaymak et Poschke, 2016 ; Hubmer *et al.*, 2020 ; Magnac et Roux, 2021), sur données américaines et françaises, se sont également penchés sur l'amélioration de la modélisation du processus des revenus du travail. Lorsqu'elle parvient à tenir compte de la persistance du chômage, de la possibilité (rare) de revenus extrêmement élevés ou à intégrer de l'hétérogénéité dans le profil de revenu au cours du cycle de vie, la dynamique des revenus salariaux apparaît comme un élément crucial pour engendrer des inégalités de revenus et de richesse proches de celles observées. Si ces élargissements de la modélisation permettent une meilleure adéquation à la distribution de richesse et aux inégalités observées, des écarts importants subsistent néanmoins.

La prise en compte de l'hétérogénéité des rendements du capital (présence d'aléa, persistance) apparaît alors comme une voie très prometteuse pour expliquer les inégalités de patrimoine et leur dynamique (voir aussi Benhabib et Bisin, 2018). Elle permet non seulement de générer dans ces modèles à agents hétérogènes une distribution de richesse très inégalitaire, de type Pareto, telle qu'observée dans de nombreux pays (Benhabib *et al.*, 2011 ; Benhabib *et al.*, 2019), mais aussi, par la persistance, de reproduire la dynamique des inégalités de richesse au cours du temps (Gabaix *et al.*, 2016 ; Jones et Kim, 2018). La persistance de rendements faibles ou négatifs (induite par exemple par des emprunts à taux élevés) peut notamment expliquer l'existence de trappes à pauvreté au bas de la distribution de richesse. Benhabib *et al.* (2011), dans un modèle à générations imbriquées, dans lequel l'hétérogénéité entre les ménages provient des rendements de leur capital humain et de leur richesse, montrent que ce sont à la fois l'hétérogénéité des rendements du capital et leur persistance à travers les générations et non celles du capital humain qui permettent de générer une queue épaisse à la distribution du capital. Pour les États-Unis, Gabaix *et al.* (2016) soulignent qu'il faut tenir compte aussi bien de la persistance de l'hétérogénéité des rendements du capital qui serait liée à des compétences exceptionnelles, à des talents d'investisseurs ou à un degré élevé de tolérance au risque à tous les niveaux de richesse (propriété dite de *type dependence*⁴) que de la corrélation positive des rendements de la richesse avec la position des individus dans la distribution de richesse (propriété dite de *scale dependence*⁵), et probablement d'une aversion au risque moindre que les autres et ainsi de rendements élevés. Au total, les individus qui bénéficient de rendements plus élevés, que ce soit grâce à la réalisation d'un aléa positif, ou du fait de leur « type élevé » ou en raison de leur « niveau de richesse élevé », accumulent relativement plus de richesse que le reste de la population.

Hubmer *et al.* (2020), poursuivant les travaux de modélisation sur les déterminants de l'évolution des inégalités de richesse (notamment ceux de Kaymak *et al.*, 2016), montrent qu'une hétérogénéité des rendements modélisée par l'introduction de rendements stochastiques, c'est-à-dire d'un taux de rendement sur le patrimoine variant de manière aléatoire entre les individus, est un facteur essentiel pour reproduire l'évolution des inégalités de richesse aux États-Unis au cours des cinquante dernières années. Ils soulignent l'intérêt de prendre en compte des rendements des actifs dépendant à la fois du type d'actifs considéré et du niveau de patrimoine net. Récemment, Xavier (2020) s'appuyant sur de nouvelles estimations des rendements du capital aux États-Unis à partir de l'enquête Patrimoine américaine SCF (1989-2019), met en évidence dans un modèle en équilibre partiel que la prise en compte de l'hétérogénéité des rendements permet d'expliquer la forte concentration de richesse observée aux États-Unis. Dans le même temps, une littérature empirique récente souligne l'importance de l'évolution des prix d'actifs et de la composition de la richesse sur la dynamique de la richesse depuis l'après-guerre (Kuhn *et al.*, 2020 ; Garbinti *et al.*, 2021 ; Martinez-Toledano, 2017) : en particulier, sur l'enquête Patrimoine américaine SCF sur longue période, Kuhn *et al.* (2020) mettent en évidence, à partir d'une décomposition comptable, le rôle de la dynamique des prix des actifs (prix de l'immobilier et cours des actions) dans l'augmentation des inégalités de richesse aux États-Unis (voir encadré 1).

⁴ Certains individus de « type élevé » gagneraient de façon persistante des rendements plus élevés que ceux de « type faible ».

⁵ Plus les individus sont riches, plus ils bénéficient d'informations et d'opportunités d'investissement (liées à un certain niveau d'investissement).

Encadré 1 - Rendements, plus-values en capital et inégalités de patrimoine : cadre théorique et mesures

Toute une littérature empirique s'est développée récemment autour de la caractérisation de la distribution jointe de la richesse des ménages et de ses rendements. Elle a notamment mis en lumière le rôle joué par les évolutions des prix d'actifs dans la dynamique des inégalités de patrimoine sur les dernières décennies. Ces travaux, souvent menés à partir de données individuelles d'enquête et/ou administratives (selon les cas en coupe transversale pour une année donnée, sur des coupes transversales empilées ou encore en panel historique) ou de comptes distributionnels, s'attachent, en cohérence avec la théorie du consommateur et le cadre de la comptabilité nationale, à définir et mesurer le revenu, l'épargne, les rendements, les plus-values et le patrimoine des ménages.

Le modèle standard de consommation

Dans ce modèle de base, on suppose une économie déterministe à horizon infini. Les agents ont des préférences homothétiques avec une fonction d'utilité $U(\cdot)$ et un facteur d'escompte subjectif $\beta < 1$. Les agents reçoivent le revenu de leur travail Y_t durant la période t . Il n'existe qu'un seul actif, échangeable à la date t au prix P_t et qui rapporte (par unité) un dividende $D_t > 0$ à la période t .

On note C_t la consommation de l'agent à la période t et A_t la quantité d'actif détenue en début de période t . L'agent considère comme donné le prix P_t de l'actif et choisit en accord un sentier optimal de consommation et de détention d'actif. Son programme d'optimisation s'écrit :

$$V = \max_{\{C_t, A_{t+1}\}_{t=0, \dots, +\infty}} \sum_{t=0}^{+\infty} \beta^t U(C_t) \quad (1)$$

étant donné l'actif initial A_0 et la séquence de contraintes de budget :

$$(A_{t+1} - A_t)P_t = Y_t + A_t D_t - C_t \quad (2)$$

La contrainte de budget (2) décrit que les transactions nettes d'actifs doivent être égales à l'épargne nette à chaque période. L'épargne nette correspond à la totalité du revenu (revenu du travail et dividendes) net de la consommation.

La contrainte de budget (2) se réécrit également sous la forme :

$$A_{t+1}P_{t+1} - (P_{t+1} - P_t)(A_{t+1} - A_t) = A_t P_t \left(1 + \frac{D_t}{P_t} + \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}\right) + Y_t - C_t \quad (2')$$

ou encore sous la forme d'une équation d'évolution du montant d'actif détenu à sa valeur de marché :

$$A_{t+1}P_{t+1} \simeq A_t P_t (1 + r_t) + Y_t - C_t \quad (2'')$$

où r_t est par définition le rendement de l'actif, somme (par unité d'actif) des dividendes et des plus-values en capital :

$$r_t = \frac{D_t}{P_t} + \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (3)$$

Les deux écritures (2) et (2'') font apparaître deux lectures possibles de la contrainte budgétaire :

- (2) correspond à l'approche adoptée en déroulant la séquence des comptes nationaux (de flux) jusqu'au compte de capital et au compte financier : l'épargne nette, égale au revenu disponible (revenu y compris revenus nets du capital et hors plus-values) net de la consommation, permet de quantifier l'évolution en volume du patrimoine des ménages ;
- (2'') correspond à l'approche adoptée dans le compte de patrimoine de la comptabilité nationale : la variation en valeur du patrimoine entre deux périodes est alors égale à la somme de l'épargne nette des ménages, à laquelle s'ajoutent les écarts de valorisation. Dans cette approche, il est possible de proposer un autre concept de revenu, appelé le revenu de Haig-Simons, qui inclut les plus-values en capital. L'évolution en valeur du patrimoine est alors décrite par le revenu de Haig-Simons net de la consommation (Robbins, 2018 ; Fagereng *et al.*, 2021).

Traitements statistiques des plus-values en capital et mesures du rendement

À partir de données individuelles en coupe transversale

Il est possible de mesurer directement la distribution des revenus du capital et des plus-values sur données individuelles à partir des déclarations fiscales de revenu (formulaires IRS (*Internal Revenue Service*) aux États-Unis, fichier POTE en France). Néanmoins, cette mesure ne comprend que les revenus du capital effectivement taxables et les plus-values réalisées soumises à taxation. Si les revenus des actifs exonérés (comptes sur livret par exemple) sont généralement facilement calculables une fois le capital concerné connu ou estimé, les seules plus-values soumises à taxation ne donnent qu'une image partielle de l'ensemble des plus-values réalisées. Leur évolution rend ainsi mal compte de la dynamique effective des plus-values potentiellement taxables (Saez *et al.*, 2021).

Dans la présente étude, suivant cette voie relativement traditionnelle (Feenberg et Poterba, 2000 ; Piketty et Saez, 2003), nous utilisons également les flux de revenus liés à la détention de capital (en les complétant et les redressant)^a, ainsi que les plus-values réalisées fiscalement taxables, disponibles dans le fichier POTE. Cette mesure est effectivement restreinte par rapport aux travaux visant à inclure l'ensemble des plus-values (réalisées et latentes) en capital dans le calcul des rendements. Néanmoins, différents travaux (Saez et Zucman, 2016 ; Robbins, 2018 ; Kuhn *et al.*, 2020 ; Fagereng *et al.*, 2021 ; Garbinti *et al.*, 2021 ; ...), ont mis en évidence que la prise en compte des plus-values latentes était surtout importante pour décrire les phénomènes «dynamiques» que sont les comportements d'épargne ou d'accumulation du patrimoine le long de la distribution. Notre étude propose plus modestement une photographie «statique» de la distribution du patrimoine une année donnée (2017 en l'occurrence) pour laquelle les phénomènes de revalorisation des différentes composantes du patrimoine entre deux années successives voire sur plus longue période semblent moins importants.

À partir de données individuelles empilées

Xavier (2020) et Kuhn *et al.* (2020), à partir de séries longues de l'enquête Patrimoine américaine SCF (*Survey of Consumer Finances*), enquête triennale non panéalisée, estiment les flux de revenus à partir de données fiscales généralement recalées sur la comptabilité nationale. Ne disposant pas d'information individuelle sur les plus-values des ménages, ils les supposent égales, pour chaque classe d'actif, aux gains des indices agrégés équivalents : indices de Shiller concernant le cours des actions cotées et le prix de l'immobilier (<http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>), plus-values agrégées issues des comptes nationaux financiers annuels pour celles tirées de la détention du « private equity ». S'appuyant sur une décomposition comptable analogue à la loi d'évolution du patrimoine (2^e), mise en avant notamment par Saez et Zucman (2016), Kuhn *et al.* (2020) mettent particulièrement en évidence l'importance de l'évolution des prix des actifs (actions et parts d'entreprises d'une part et immobilier d'autre part) dans l'augmentation des inégalités de richesse aux États-Unis ces quatre dernières décennies : si l'augmentation des prix immobiliers a pu favoriser les niveaux intermédiaires de patrimoine, l'augmentation des cours des actions a eu nettement tendance à augmenter la part des plus riches dans la richesse des ménages. En effet, aux États-Unis comme en France, les ménages les plus riches détiennent relativement moins d'immobilier et plus d'actions et parts d'entreprise dans leur patrimoine que le reste des ménages.

À partir de données individuelles administratives panellisées

Quelques rares études sont en mesure de rassembler des données de panel quasi exhaustives sur l'ensemble des individus et pour l'ensemble des composantes du patrimoine des ménages. Elles sont alors en mesure de calculer précisément, pour chaque ménage, le rendement de chacun de ses actifs comme somme des flux de revenus associés et de ses plus-values. Dans Fagereng *et al.* (2020a), les plus-values relatives à l'actif immobilier sont calculées à partir des différences de valeur constatées des biens immobiliers, reconstruites notamment grâce aux registres notariaux de transactions immobilières ; les plus (ou moins) values des actifs risqués sont calculées à partir des cours historiques des actions ; celles relatives au «private equity» le sont à partir des profits non distribués des entreprises possédées par les ménages.

Bach *et al.* (2020), après avoir effectué le même type de mesure des rendements historiques (flux de revenus et gains réalisés ou latents), disposant de données de panel sur une plus courte période, préfèrent en revanche estimer des rendements individuels anticipés afin d'enlever une partie de la volatilité des rendements historiques constatés.

^a. Suivant Accardo (2019), l'agrégat fiscal issu de POTE relatif aux revenus du capital ne représenterait qu'environ 60% de l'agrégat de comptabilité nationale correspondant.

À partir des comptes distributionnels de patrimoine

Lors de la construction de comptes distributionnels de patrimoine à l'aide d'une méthode par capitalisation, Saez et Zucman (2016) proposent différents facteurs possibles de capitalisation (inverses des taux de rendement (voir annexe A)), selon qu'ils incorporent ou non les plus-values réalisées ou selon qu'ils adoptent une stratégie dite « mixte », dans la lignée de Piketty et Saez (2003). Dans leurs travaux, Garbinti *et al.* (2021) choisissent par exemple ne pas intégrer les plus-values dans leurs facteurs de capitalisation. Dans la stratégie « mixte », en revanche, les plus-values ne sont pas prises en compte pour déterminer le rang du ménage dans la distribution de richesse, mais le sont pour le calcul du patrimoine dans les classes de patrimoine les plus élevées. Selon les estimations de Saez et Zucman (2016), la part dans le patrimoine total des 0,1% les plus riches se situerait à 21,6% en 2012 lorsque les plus-values relatives aux actions cotées ne sont pas capitalisées, à 23,6% lorsqu'elles le sont et à 22,1% lorsqu'elles sont prises en compte à travers la stratégie « mixte ». Les résultats ne seraient ainsi que peu affectés par la capitalisation ou non des plus-values : les groupes de ménages recevant beaucoup de revenus du capital (dividendes, ...) sont aussi ceux qui connaissent les plus-fortes plus-values.

Toutefois certains exercices de simulations comptables (voir notamment les travaux de Saez et Zucman (2016), Garbinti *et al.* (2021), ouvrant la voie à ceux de Kuhn *et al.* (2020)) utilisent les évolutions de prix réels d'actifs directement calculées à partir des comptes de patrimoine au niveau macroéconomique, pour évaluer leur impact sur la dynamique des inégalités de richesse sur longue période. Garbinti *et al.* (2021) mettent ainsi en évidence que les inégalités de richesse observées en France auraient pu être plus importantes si les prix immobiliers n'avaient pas augmenté si fortement par rapport à ceux d'autres actifs au tournant des années 2000.

À partir de séries macroéconomiques

Pour les États-Unis, Robbins (2018) souligne l'importance des plus-values agrégées lorsqu'elles sont mesurées à partir des comptes de patrimoine : depuis les années 80, les gains en patrimoine liés aux seuls effets de valorisation représentent en moyenne chaque année près de 8% du revenu national. Dans ce contexte, en vue d'une meilleure compréhension de la dynamique d'accumulation de la richesse, Robbins recommande, selon le concept de revenu de Haig-Simons, d'inclure directement les plus-values agrégées dans la mesure du revenu national.

Ces travaux ouvrent la voie à l'endogénéisation des rendements des actifs, c'est-à-dire une modélisation conjointe des prix des actifs et des choix de portefeuille, pour expliquer la forme de la distribution de richesse. Notamment, dans la lignée de travaux sur l'entrepreneuriat (Quadrini, 2000 ; Cagetti et De Nardi, 2006), Guvenen *et al.* (2019) proposent un modèle à générations imbriquées avec des « entrepreneurs » dont la productivité est plus élevée, ce qui leur permet de bénéficier de rendements plus élevés de façon persistante. Dans un tel modèle calibré sur les États-Unis, le remplacement de la taxation des revenus du capital par celle directe du stock de capital - en induisant un transfert des entrepreneurs plus riches et moins productifs vers ceux moins riches et plus productifs - entraîne des gains d'efficacité pour l'économie globale et la réduction des inégalités de consommation. D'autres, contribuant à la littérature sur l'évaluation des actifs (« asset pricing »), construisent des modèles de distribution de la richesse avec prix des actifs endogènes (Gomez, 2019 ; Gomez et Guoin-Bonenfant, 2020 ; Cioffi, 2021 ;...). Enfin, très récemment, certains montrent que l'augmentation des prix des actifs ces dernières décennies contribuent non seulement à l'augmentation des inégalités de richesse, mais aussi à la redistribution du bien-être (Fagereng *et al.*, 2022).

1.2 Caractérisation des rendements individuels du patrimoine

Les propriétés empiriques des rendements individuels du patrimoine ont récemment été documentées par des travaux de Fagereng *et al.* (2020a) pour la Norvège sur les années 2004-2015 et de Bach *et al.* (2020) pour la Suède sur les années 2000-2007, grâce à la constitution de base de données exemplaires par leur quasi-exhaustivité et leur excellente qualité. Ces données de panel, qui rassemblent à la fois encours d'actifs et revenus associés, s'appuient toutes deux sur l'appariement à l'aide d'identifiants uniques (ménages ou individus) de différents registres administratifs exhaustifs sur la population : (a) les déclarations fiscales pour l'impôt sur le revenu et la taxation du capital, regroupant des informations détaillées sur les revenus individuels du travail et du capital et sur les encours d'actifs et de dettes (pour une large part transmises par des tiers - employeurs et intermédiaires financiers)⁶ (b) le registre des actionnaires qui recense les parts de ces derniers dans les entreprises cotées et non cotées (c) des données issues des bilans comptables des entreprises non cotées permettant d'estimer la valeur de ces entreprises et les revenus générés (d) et une base de données de patrimoine immobilier résultant du rapprochement des données cadastrales, des données de transactions et de l'estimation d'un modèle de prix hédonique pour l'évaluation du prix au m² du logement (Fagereng *et al.*, 2020b)⁷ (voir encadré 1 pour plus de détails).

Ces deux études sur données scandinaves mettent en évidence sur leurs bases de données respectives plusieurs faits stylisés importants : tout d'abord, une hétérogénéité des rendements du capital non uniquement liée à des différences de choix de portefeuille ; ensuite, une relative constance des rendements du patrimoine net sur une large partie inférieure de la distribution en raison des évolutions respectives du poids du patrimoine immobilier et de l'endettement associé, enfin une nette augmentation de ces rendements avec le niveau de patrimoine net dans le haut de la distribution de richesse, en lien avec la présence d'actifs issus de l'entrepreneuriat. Cette hétérogénéité des rendements serait également fortement persistante au cours du temps, ce qui expliquerait, pour une large part, la dynamique des inégalités de richesse en favorisant une accumulation de patrimoine plus rapide dans le haut de la distribution, comme décrit par Gabaix *et al.* (2016).

2. Démarche adoptée

La présente étude apporte une contribution à la littérature récente en caractérisant la distribution jointe du patrimoine et de son rendement sur données françaises. Elle a nécessité la construction d'une base de données originale, complétant l'enquête Patrimoine 2017 à l'aide de sources externes administratives fiables.

⁶ En Suède, même si l'impôt sur la fortune a été supprimé en 2007, la transmission des informations détaillées sur les encours d'actifs et de dettes par les intermédiaires financiers perdure.

⁷ La construction d'une nouvelle base de données exhaustives de patrimoine logement (propriétés bâties et non bâties) des ménages résidant en France pour l'année 2017 (André et Meslin, 2021), élaborée selon une méthodologie proche de celle de Fagereng *et al.* (2020b) devrait permettre d'améliorer l'estimation de la valeur du patrimoine immobilier, en particulier pour le logement locatif et les résidences secondaires.

Les enquêtes Patrimoine auprès des ménages, en France comme dans les autres pays européens et grands pays de l'OCDE, visent à mesurer le patrimoine net des ménages et ses composantes à leur valeur marchande. Comme dans nombre de pays européens, l'enquête Patrimoine française sous-estime les inégalités de patrimoine et atténue leurs évolutions historiques. Elle conduit notamment à des estimations de patrimoine inférieures aux agrégats de la comptabilité nationale, particulièrement pour le patrimoine financier, et ne s'accorde pas directement aux évolutions macroéconomiques. Les explications les plus souvent mises en avant à ces sous-estimations correspondent à un défaut de couverture par l'enquête des ménages à très hauts patrimoines, à des biais liés à la non-réponse des ménages à hauts patrimoines ainsi qu'à la sous-déclaration de nombreux ménages, en particulier des ménages à hauts patrimoines (EG LMM, 2020). Le présent travail propose, pour la France, des estimations originales des distributions de patrimoine financier et du patrimoine professionnel et ainsi une nouvelle estimation de la distribution du patrimoine net des ménages, dont ils sont des composantes. Ces estimations sont issues du redressement des réponses à l'enquête Patrimoine auprès des ménages à l'aide de données fiscales administratives (données des foyers fiscaux et données relatives aux entreprises), complété par un recalage sur les agrégats des comptes nationaux de patrimoine.

Conjointement, ce travail apporte une estimation, bâtie sur cette nouvelle distribution de patrimoine, des rendements individuels du capital, à partir d'un appariement avec des données individuelles fiscales (données des foyers fiscaux). Jusqu'à notre étude, les seules données individuelles de rendement du capital disponibles pour la France étaient celles tirées des comptes distributionnels de patrimoine du WIL (Garbinti *et al.*, 2021), dont la construction pour les différentes composantes du patrimoine repose sur une méthode combinant capitalisation du revenu et imputations issues des enquêtes Patrimoine et Logement. Par hypothèse, cette méthode, calée sur la comptabilité nationale, suppose un rendement homogène par type d'actif considéré (voir encadré 1 et annexe A).

La méthodologie retenue ici, suivant l'exemple de Kuhn *et al.* (2020), Gomez (2019), Martinez-Toledano (2017) et Xavier (2020), emprunte plutôt la voie de rapprocher notre redressement de l'enquête Patrimoine des données individuelles de revenus du capital tirées du fichier de déclarations de revenus (fichier dit POTE). Ce choix méthodologique se situe ainsi à mi-chemin entre ceux de Fagereng *et al.* (2020a) et Bach *et al.* (2020) qui s'appuient sur des données administratives individuelles quasi-exhaustives – non disponibles en France – et celui du WIL où, par construction, l'hétérogénéité des rendements individuels ne peut résulter que de différences dans la composition du patrimoine.

La question de la sous-estimation des hauts revenus et des hauts patrimoines par les enquêtes n'est pas nouvelle (Atkinson, 2007). Elle est généralement résolue dans les différents pays par la combinaison des données d'enquête avec des données simulées à partir d'une loi de Pareto (Vermeulen, 2018 ; Bricker *et al.*, 2019) et ou avec des données fiscales qui rendent mieux compte du haut de ces distributions. Les méthodes mises en œuvre (*matching*, méthodes du plus proche voisin, repondération, imputation, *replacing*) pour réconcilier et combiner ces divers types de données dépendent des caractéristiques et spécificités des données disponibles dans les différents pays (Blanchet *et al.*, 2022 ; Burkhauser *et al.*, 2018 ; Burkhauser *et al.*, 2017 ; Hlasny et Verne, 2017).

Le présent travail distingue, comme l'enquête Patrimoine, quatre grandes composantes du patrimoine net des ménages : le patrimoine financier hors patrimoine professionnel, le patrimoine professionnel des dirigeants, le patrimoine immobilier et les dettes. Il propose tout d'abord un redressement de la distribution de patrimoine financier hors patrimoine professionnel, réalisé en réconciliant, à l'aide d'une méthode dite d'imputation, le haut de la distribution de patrimoine financier de l'enquête Patrimoine avec celui issu des données fiscales de valeurs mobilières déclarées à l'ISF (Impôt de solidarité sur la fortune)⁸ (voir encadré 2). La distribution du patrimoine professionnel est ensuite également redressée, à partir des capitaux propres issus des bilans comptables des entreprises (fichier FARE) et en tenant compte des liaisons financières entre sociétés (base LIFI). Les quatre grandes composantes du

⁸ Pour sa dernière année d'application (2017), cet impôt progressif par tranche était assis sur la partie supérieure du stock de patrimoine déclaré des ménages français, au-delà de 800 000 € ; la déclaration étant obligatoire pour un patrimoine supérieur à 1,3 million €.

patrimoine net des ménages sont par la suite mises en cohérence avec les agrégats correspondants de la comptabilité nationale et recalées homothétiquement (voir section 3 et annexe D).

Le rendement du patrimoine net des ménages est estimé en rapportant les revenus du capital nets y compris plus-values déclarées, issus des déclarations fiscales (fichier POTE) au patrimoine net. Il s'exprime en fonction des rendements des différentes composantes du patrimoine et du coût de la dette.

La mesure du rendement du patrimoine professionnel relatif aux entreprises à capitaux privés (*private equity*) fait l'objet d'investigations empiriques récurrentes aux États-Unis où la frontière entre les *C-Corporations* (qui sont des personnalités morales indépendantes) et les *S-Corporations* (qui ont un statut d'association) tient souvent à des raisons fiscales et peut parfois donner lieu à controverse (voir Saez et Zucman, 2020a, 2020b ; Smith *et al.*, 2019 ; Smith *et al.*, 2021). Des travaux empiriques, s'appuyant sur un ensemble de données issues de l'enquête Patrimoine américaine SCF, des liasses fiscales de revenus, des comptes et bilans d'entreprises et des comptes nationaux financiers, mettent en évidence que les entreprises à capitaux privés offraient des rendements similaires à celles cotées en bourse sur les années 1990 (Moskowitz et Vissing-Jorgensen, 2002). Ce ne serait plus le cas par la suite : l'énigme de la faiblesse de la prime de risque des capitaux privés disparaît durant les années 2000 et 2010, y compris durant la période de la crise financière 2007-2009 (Kartashova, 2014 ; Xavier, 2020). Dans notre étude, comme l'enquête Patrimoine française ne permet pas de mesurer directement les revenus tirés du patrimoine professionnel, nous faisons l'hypothèse – simplificatrice – de rendements professionnels homogènes.

Dans notre étude, la distribution de patrimoine net redressée est plus inégalitaire qu'initialement observée dans l'enquête Patrimoine : la part des 1 % les plus riches atteindrait ainsi 23,0 % en 2017. Sur l'échantillon d'étude considéré, le rendement financier (hors patrimoine professionnel) augmente avec le patrimoine net : alors qu'il se situe à 1,1 % en moyenne dans le 1^{er} décile de patrimoine net, il atteint 2,9 % dans le dernier centile ; le rendement du patrimoine net augmente quant à lui de 4,2 points de pourcentage entre le 2^{ème} décile et le dernier centile⁹.

Ces premiers résultats contribuent à illustrer quantitativement l'assertion selon laquelle le rendement du patrimoine net en France augmenterait avec le niveau de celui-ci, particulièrement dans le haut de la distribution, ce qui participerait au renforcement au cours du temps des inégalités de patrimoine. Toutefois, ces travaux, ne portant que sur l'année 2017 et s'appuyant sur des hypothèses spécifiques de redressement, n'ont qu'une portée générale limitée. Ils mériteraient notamment d'être prolongés, en mobilisant l'ensemble de l'historique des enquêtes Patrimoine¹⁰.

La section 3 décrit les principales caractéristiques du patrimoine des ménages après redressement. La section 4 présente les propriétés des rendements du patrimoine. La section 5 conclut et discute les résultats.

3. Patrimoine des ménages : patrimoine financier redressé et composantes du patrimoine

La distribution initiale de patrimoine financier hors patrimoine professionnel tirée de l'enquête Patrimoine française 2017 est redressée en réconciliant le haut de la distribution avec celle des valeurs mobilières déclarées à l'ISF (source administrative), tout en tenant compte de la comparabilité de ces distributions uniquement sur un champ limité de l'enquête (voir encadré 2).

⁹ Dans l'ensemble de l'étude, les rendements sont calculés en moyenne par strate de patrimoine net. La strate du n^{ième} décile de patrimoine net désigne l'ensemble des données de patrimoine net situées entre le (n-1)^{ième} décile (niveau de patrimoine net) et le n^{ième} décile (niveau de patrimoine net).

¹⁰ L'enquête Patrimoine française est devenue triennale depuis son intégration à l'enquête européenne HFCS en 2010 mais était réalisée auparavant avec une périodicité plus longue.

Encadré 2 – Réconciliation du patrimoine financier de l'enquête Patrimoine avec les valeurs mobilières déclarées à l'ISF

La distribution de patrimoine financier (hors patrimoine professionnel) de l'enquête est redressée par une méthode de calage (*replacing*) du haut de la distribution sur celle des valeurs mobilières déclarées à l'ISF (source administrative). Cette technique est fondée sur une hypothèse d'invariance des rangs entre deux distributions, celle de l'enquête à redresser et celle de la source administrative sur un même champ (Blanchet *et al.* (2022), Burkhauser *et al.* (2017), Burkhauser *et al.* (2018)). Dans notre cas particulier, la distribution du patrimoine financier (hors patrimoine professionnel) ne peut être directement comparée à celle des valeurs mobilières déclarées, que sur le champ restreint de l'enquête constitué des ménages possédant un patrimoine net supérieur à 2 570 000 €¹¹. Sur ce champ restreint, les deux distributions du patrimoine financier prennent des valeurs positives, leur premier quartile (Q1) se situe à 531 000 € pour le patrimoine financier mesuré par l'enquête et à près de 2 000 000 € pour les valeurs mobilières déclarées à l'ISF. Leurs valeurs médianes respectives se situent à 1 300 000 € et à 2 914 000 €.

On note Q_Y la fonction quantile empirique calculée à partir des données ISF (supposée décrire la "vraie" distribution, puisqu'issue d'une source fiscale exhaustive) et Q_Z celle observée du patrimoine financier de l'enquête Patrimoine sur ce champ restreint. On note également Q_X la fonction quantile empirique observée du patrimoine financier sur le champ complet de l'enquête. Le but de la méthode est de construire une nouvelle fonction quantile $Q_{X'}$ du patrimoine financier redressé sur le champ complet de l'enquête.

On fixe $\bar{u} = 0,9930$ le fractile au-delà duquel le patrimoine financier sur le champ complet est imputé directement à partir des valeurs mobilières de l'ISF (voir partie gauche du schéma). Lui correspond le fractile $\hat{u} = 0,3$ sur le champ restreint avec $Q_Z(\hat{u}) = Q_X(\bar{u})$ (voir partie droite du schéma). A tout fractile $u > \bar{u}$ dans le champ complet de l'enquête, correspond un fractile $u' > \hat{u}$ dans le champ restreint, tel que $Q_Z(u') = Q_X(u)$. On impute alors directement, dans le champ complet, la valeur de la fonction quantile définie par $Q_{X'}(u) = Q_Y(u')$.

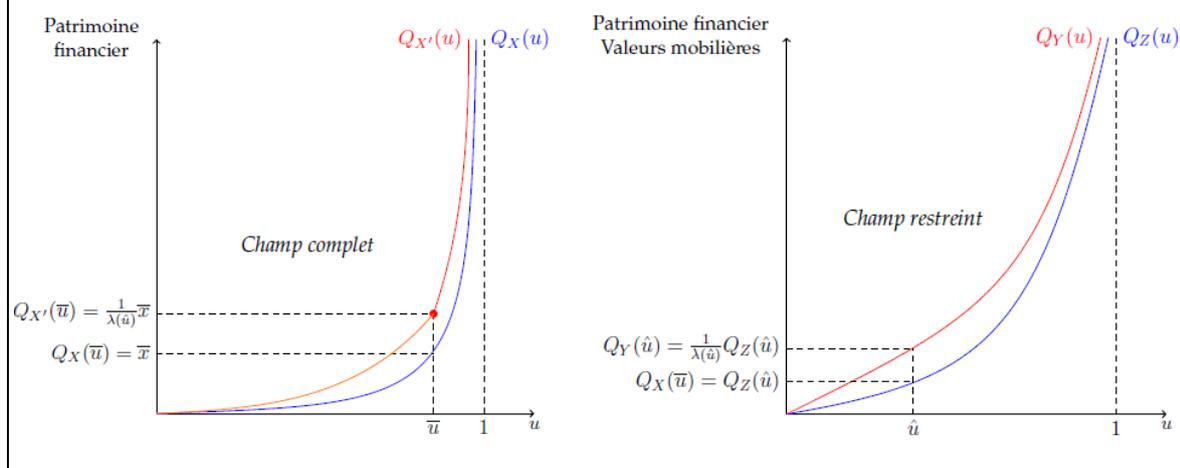
Le choix de seuil \bar{u} sur le champ complet et de celui associé de \hat{u} sur le champ restreint sont guidés par des considérations relatives au degré de fiabilité de la distribution des valeurs mobilières de l'ISF en dessous d'un certain fractile et à la validation empirique d'une cible de patrimoine financier agrégé donnée par la comptabilité nationale (voir annexe C).

On calcule ensuite, sur le champ restreint, le taux de sous-déclaration au seuil \hat{u} donné par :

$$\lambda(\hat{u}) = (Q_Z(\hat{u})) / (Q_X(\hat{u}))$$

Pour $\hat{u} = 0,3$, il est égal à 0,324.

Schéma : Méthode de redressement



¹¹ En effet, les ménages assujettis à l'ISF sont ceux déclarant un patrimoine net supérieur à 1 300 000 €. Seuls les ménages possédant un patrimoine net supérieur à 2 570 000 € remplissent une déclaration fiscale détaillée permettant de distinguer au sein du patrimoine déclaré les composantes relatives aux valeurs mobilières (hors outil professionnel), au patrimoine immobilier et à la dette.

On fait l'hypothèse que le taux de sous-déclaration au seuil \bar{u} , dans le champ complet de l'enquête, est donné par : $\lambda(\bar{u}) = \lambda(\hat{u})$.

Pour les fractiles $u < \bar{u}$, on fait l'hypothèse que l'inverse du taux de sous-déclaration, sur le champ complet de l'enquête, est une fonction linéaire croissante, donnée par :

$$\frac{1}{\lambda(u)} = 1 + \left(\frac{1}{\lambda(\bar{u})} - 1\right) \frac{u}{\bar{u}}$$

ce qui correspond à une interpolation linéaire sur $[0, \bar{u}]$ de l'inverse du taux de sous-déclaration.

On termine la construction de la fonction quantile Q_X pour $u < \bar{u}$ en posant :

$$Q_X(u) = \frac{1}{\lambda(u)} Q_X(u)$$

La distribution redressée de patrimoine financier sur le champ complet est enfin déduite par inversion de Q_X . En ne modifiant ni les pondérations, ni le nombre d'observations, la méthode de redressement appliquée permet principalement de pallier le biais de sous-déclaration quasi totalement pour le haut de la distribution, et en cohérence avec l'agrégat correspondant des comptes nationaux financiers pour l'ensemble de la distribution (voir graphiques B1 et B2 en annexe B).

Il reste que cette approche suppose une sous-déclaration systématique et monotone des répondants à l'enquête Patrimoine, relativement aux déclarations fiscales (hypothèse ci-dessus dite d'invariance des rangs), ce qui peut être une simplification importante d'une réalité plus complexe.

La distribution du patrimoine professionnel est redressée en remplaçant pour les ménages (non EI) dont les membres sont dirigeants de sociétés incluses dans un groupe de sociétés, l'estimation déclarative dans l'enquête de leur patrimoine professionnel par une estimation fondée sur la valorisation marchande de leurs parts, après application des coefficients de revalorisation sectoriels de la comptabilité nationale aux valorisations historiques des capitaux propres issues des bilans comptables des entreprises (fichier FARE) et en tenant compte des liaisons financières entre sociétés (base LIFI).

Quatre composantes du patrimoine net des ménages sont distinguées : le patrimoine financier hors patrimoine professionnel¹² (les actifs sans risque formés par les liquidités, dépôts à terme, obligations et créances, assurance vie et fonds de pension, et les actifs risqués formés des actions et parts de fonds d'investissement hors patrimoine professionnel), le patrimoine immobilier, le patrimoine professionnel et les dettes. Le présent travail donne une nouvelle estimation de la distribution de patrimoine et de ses composantes, après une mise en cohérence et un recalage homothétique sur les agrégats correspondants des comptes nationaux de patrimoine¹³ (voir tableaux D1, D2 et D3, annexe D).

Alors que le patrimoine financier avant redressement ne représente que 35,5 % de celui de la comptabilité nationale, notre méthode de redressement permet de fortement rapprocher l'enquête des comptes nationaux en augmentant le patrimoine financier agrégé de près de 3300 milliards d'euros. Sous l'effet du redressement et du recalage sur les comptes nationaux (tableau 1), la composition du patrimoine (brut ou net) se modifie à la fois en moyenne et tout au long de la distribution :

- la part du patrimoine financier dans le patrimoine brut augmente en moyenne de 22,1 % à 35,9 % ; corrélativement celles des autres composantes et le ratio d'endettement diminuent ;
- la part du patrimoine financier dans le patrimoine brut augmente plus fortement dans les déciles supérieurs de patrimoine net qu'avant redressement ; corrélativement, celle du patrimoine immobilier se réduit plus fortement.

¹² Les actifs financiers des ménages recensés dans l'enquête ne comprennent pas les parts détenues dans les sociétés qu'ils dirigent ; ces dernières étant intégrées dans leur patrimoine professionnel. A des fins de comparabilité, des reclassements de postes des comptes nationaux ont été opérés (voir détails en annexe D).

¹³ Voir Cordier et Girardot (2007) et Durier *et al.* (2012a, 2012b) pour des calages homothétiques sur les comptes nationaux de précédentes enquêtes Patrimoine.

Le tableau 1 propose également différents indicateurs d'inégalité de richesse. Le redressement-calage du patrimoine financier conduit notamment à augmenter les inégalités mesurées de patrimoine financier, de patrimoine brut et de patrimoine net. En particulier, la part des 10 % (resp. des 1 %) les plus riches en termes de patrimoine net augmente de 5,8 (resp. 5,6) points pour atteindre 56,1 % (resp. 23,0 %) (voir aussi tableau 2).

Tableau 1 - Le patrimoine net des ménages et ses composantes (2017) – Agrégats et indicateurs d'inégalité

Encours fin d'année, en milliards d'€

	Enq. champ complet 1	Part dans le patri. brut	Part dans le patri. brut redressé calé
Actifs financiers (*)	1 645,3	0,222	
Actifs financiers redressés (*)	4 917,4		
Actifs financiers redressés calés (*)	4 636,9		0,359
Patrimoine logement	4 925,6	0,664	
Patrimoine logement redressé calé	6 803,6		0,527
Patrimoine prof. brut et autres	851,4	0,115	
Patrimoine prof. net et autres redressé calé	1 479,5		0,115
Patrimoine brut (**)	7 422,3	1,000	
Patrimoine brut redressé calé (**)	12 920,0		1,000
Passifs financiers	1 049,4	0,141	
Passifs financiers redressés calés	1 600,8		0,124
Patrimoine net (**)	6 372,9		
Patrimoine net redressé calé (**)	11 319,2		
Indicateurs d'inégalité du patrimoine net (**)			
<i>avant redressement-calage</i>			
coefficient de Gini	0,694		
part des 10% les plus riches en %	50,3		
part des 1% les plus riches en %	17,4		
<i>après redressement-calage</i>			
coefficient de Gini	0,733		
part des 10% les plus riches en %	56,1		
part des 1% les plus riches en %	23,0		

Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017, Comptes nationaux de patrimoine 2017 ; DGFIP, fichier ISF 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ complet 1 : 13 560 observations.

Calage sur les agrégats correspondants des comptes nationaux de patrimoine 2017.

(*) hors patrimoine professionnel.

(**) hors reste : hors biens durables et objets de valeur.

Note : Enq. champ complet 1/ Enq. champ complet : 125 observations perdues lors du redressement du patrimoine financier avec les données ISF.

Pour mémoire, comptes distributionnels WIL 2014 pour la France : coef. Gini=0,69 ; part des 10% les plus riches : 55,3% et part des 1% les plus riches : 23,4%.

Tableau 2 - **Distribution redressée-calée du patrimoine net des ménages en France**

Strate	D0 - D1	D1- D2	D2- D3	D3-D4	D4- D5	D5- D6	D6- D7	D7- D8	D8- D9	p90- p95	p95- p99	Top 1%
Patrimoine d'entrée de strate (en €)	<0 n.d	101	2 205	17 912	73 466	156 591	243 358	353 270	517 733	863 907	1 333 107	3 123 717

Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017, Comptes nationaux de patrimoine 2017 ; DGFIP, fichier ISF 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ complet 1 : 13 560 observations.

4. Propriétés des rendements du capital

La distribution de rendements individuels du capital est estimée par appariement des données individuelles de revenus du capital tirés des sources fiscales (fichier dit POTE) avec la distribution de patrimoine net précédemment redressée. Les rendements des différents actifs financiers incluent ici les plus-values réalisées et déclarées fiscalement. Celles-ci sont aussi tirées du fichier de déclarations de revenus (fichier POTE). Du fait de leur exonération fiscale complète ou partielle selon les actifs considérés, ce mode de calcul conduit probablement à sous-estimer les plus-values effectivement réalisées lors de transactions d'actifs ; a fortiori, il donne une image déformée des écarts de valorisation sur l'année 2017 (voir encadré 1).

Un travail préliminaire sur l'échantillon est réalisé afin de réduire les erreurs de calcul des rendements. Sont supprimées les observations pour lesquelles le patrimoine financier (hors patrimoine professionnel) est inférieur à 500 € ainsi que celles pour lesquelles le patrimoine professionnel (lorsqu'il est non nul) est inférieur à 500 € ; sont supprimées également les valeurs extrêmes des distributions de rendements de chaque composante du patrimoine net ainsi que celles du ratio d'endettement¹⁴. L'échantillon d'étude ne comprend plus que 11 872 observations.

4.1 Rendements du patrimoine brut et net

Le rendement du patrimoine brut du ménage i durant l'année t est défini par :

$$r_{it}^b = \frac{y_{it}^f + y_{it}^{immo} + y_{it}^{pro}}{\omega_{it}^b}$$

Le numérateur est la somme des revenus des actifs financiers y^f , des revenus du patrimoine immobilier y^{immo} , des revenus du patrimoine professionnel déclarés y^{pro} tirés du fichier POTE (2017). Sont intégrés aux revenus des actifs financiers déclarés, les revenus de l'épargne financière réglementée non taxables calculés à partir des taux d'intérêt en vigueur¹⁵. Les revenus du patrimoine immobilier intègrent le revenu imputé du propriétaire-occupant, soit 2,17 % de son patrimoine immobilier selon les comptes du logement. Les revenus du patrimoine brut sont calculés y compris les plus-values nettes réalisées *ex post* déclarées. Le dénominateur désigne le patrimoine brut ω^b , somme des trois composantes (actifs financiers, patrimoine immobilier, patrimoine professionnel) (voir encadré 1 et tableau B1 de l'annexe B).

Il s'écrit encore :

$$r_{it}^b = r_{it}^f \alpha_{it}^f + r_{it}^{immo} \alpha_{it}^{immo} + r_{it}^{pro} \alpha_{it}^{pro}$$

¹⁴ Sont supprimées les observations relatives aux fractiles supérieurs à 99,3 et inférieurs à 0,7 des distributions de rendements financier et immobilier, ainsi que celles pour lesquelles le ratio d'endettement (dettes/patrimoine brut) est strictement supérieur au fractile 99,5 (égal à 19,99).

¹⁵ Voir aussi Accardo (2019).

où r^j est le rendement de l'actif $j \in \{f, immo, pro\}$ (actifs financiers, patrimoine immobilier, patrimoine professionnel), et α^j la part de l'actif j dans le patrimoine brut ω^b .

Le rendement du patrimoine net du ménage i durant l'année t s'écrit :

$$r_{it}^n = \frac{y_{it}^f + y_{it}^{immo} + y_{it}^{pro} - y_{it}^{dette}}{\omega_{it}^n}$$

Le numérateur est la somme des revenus du patrimoine nets du coût de l'endettement y^{dette} . Le coût de l'endettement global, privé et professionnel, du ménage est tiré de l'enquête. En cas de valeur manquante, il est calculé à partir du taux effectif global de l'enquête – en moyenne de 2,37 % pour l'endettement privé – et du taux des crédits immobiliers aux entrepreneurs individuels¹⁶. Le dénominateur désigne le patrimoine net ω^n , à savoir le patrimoine brut net de l'endettement global. Cette définition, retenue notamment par Bach *et al.* (2020), exprime donc le revenu net en part de la richesse nette.

Il s'écrit encore :

$$r_{it}^n = r_{it}^b + (r_{it}^b - r_{it}^d) \frac{d_{it}}{\omega_{it}^n}$$

où r^d désigne le coût unitaire de la dette et d l'endettement.

Le rendement du patrimoine net est calculé pour les ménages au-dessus du dixième percentile, seuil au-dessus duquel le patrimoine net est positif.

Le rendement du patrimoine net dépend de sa composition et des rendements (ou coût) de chaque composante. Ces différents éléments évoluent fortement le long de la distribution de patrimoine net¹⁷.

Les rendements sont calculés avant taxation.

4.2 Composition du patrimoine brut

Dans les trois premiers déciles de richesse nette, les actifs financiers (hors patrimoine professionnel) constituent l'actif le plus important au sein du patrimoine brut et en représentent plus de 70 % en moyenne. Leur part diminue jusqu'au 6^{ème} décile (23 % en moyenne) pour augmenter par la suite à mesure que les ménages constituent des portefeuilles en actifs financiers plus risqués.

Le poids du patrimoine immobilier dans le patrimoine brut augmente fortement dès le 2^{ème} décile de patrimoine net pour atteindre un sommet au 6^{ème} décile (75 % en moyenne). Il présente une courbe en U inversée, inverse de celle relative au patrimoine financier. La part du patrimoine professionnel augmente de façon monotone, d'une valeur négligeable dans le 1^{er} décile à 5,6 % en moyenne dans le 9^{ème} décile, pour augmenter plus fortement dans le haut de la distribution et atteindre 13,3 % dans le dernier décile.

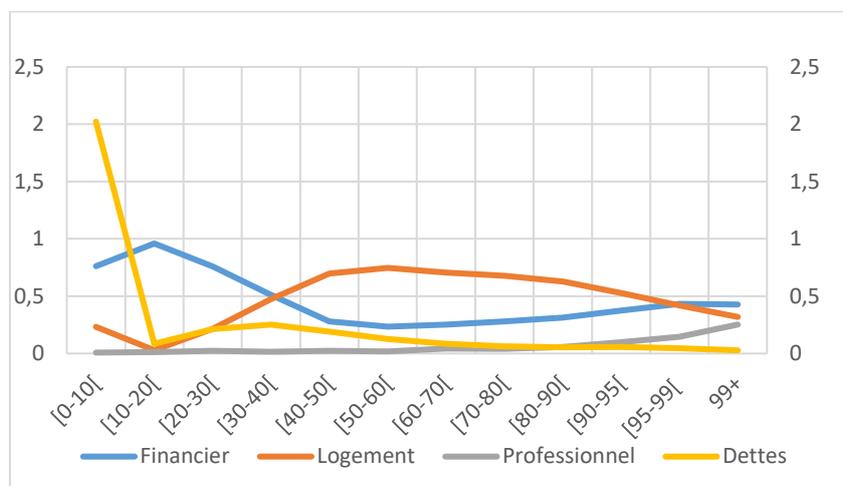
Le poids de l'endettement diminue avec la richesse nette. Pouvant atteindre un niveau extrêmement élevé dans le 1^{er} décile de patrimoine net (en moyenne plus de 200 %), il se réduit continuellement à partir du 4^{ème} décile (25,1 % en moyenne) et devient inférieur en moyenne à 5 % dans le dernier décile (voir graphique 1).

¹⁶ Egal à 2,36 %, source : Statistiques monétaires et financières de la Banque de France

¹⁷ Voir aussi graphique B3 en annexe B, autre définition du rendement du patrimoine net.

Graphique 1 - Composition du patrimoine brut (en part) et poids de l'endettement

Par strate de patrimoine net
(en moyenne)



Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017, Comptes nationaux de patrimoine 2017 ; DGFIP, fichier ISF 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ d'étude : 11 872 observations.

Le centile supérieur de la distribution de patrimoine net des ménages en France (sur le champ considéré) alloue en moyenne 43 % de son patrimoine brut aux actifs financiers hors patrimoine professionnel, 32 % au patrimoine immobilier et 25 % au patrimoine professionnel. Son endettement ne représente que 3 % de son patrimoine brut. La part du patrimoine professionnel dans le centile supérieur est comparable (resp. inférieure) à celle observée sur données suédoises (Bach *et al.*, 2020) (resp. norvégiennes) (Fagereng *et al.*, 2020a)¹⁸.

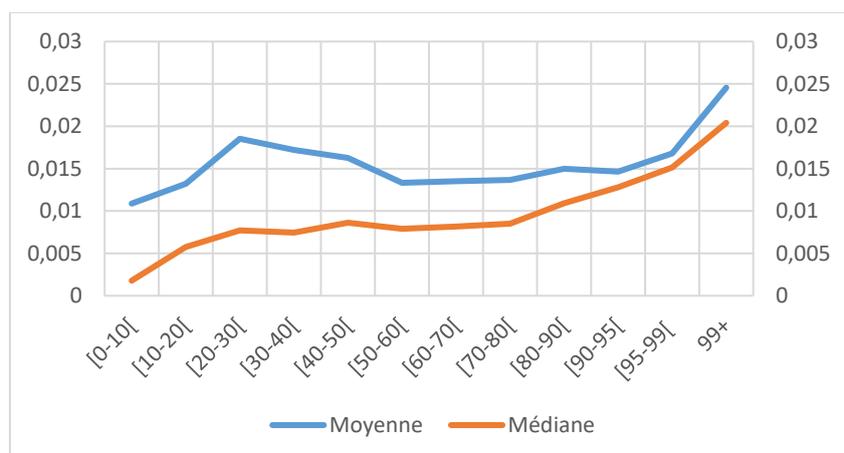
4.3 Rendements des différents actifs et rendement de la richesse nette

Les rendements des différents actifs apparaissent bien corrélés au niveau de richesse nette. Le graphique 2 présente l'évolution des rendements moyen et médian des actifs financiers selon la distribution de patrimoine financier des ménages et le graphique 3 selon la distribution du patrimoine net total des ménages. Le rendement moyen (resp. médian) financier des ménages du 10^{ème} décile de patrimoine financier est supérieur de 0,6 point (resp. 1,2 point) de pourcentage à celui des ménages du 1^{er} décile. Ce constat est confirmé par un classement des ménages selon leur niveau de patrimoine net plutôt que de patrimoine financier : on observe un écart de 0,9 point de pourcentage pour la moyenne (resp. 0,8 pour la médiane) entre le dernier décile de patrimoine net et le 1^{er}.

¹⁸ En Suède, les 1% les plus riches des ménages allouent 27% de leur patrimoine brut au « private equity », alors qu'en Norvège, ils allouent de 36% à 85% à mesure que l'on monte dans le centile supérieur.

Graphique 2 - Rendement du patrimoine financier

Par strate de patrimoine financier

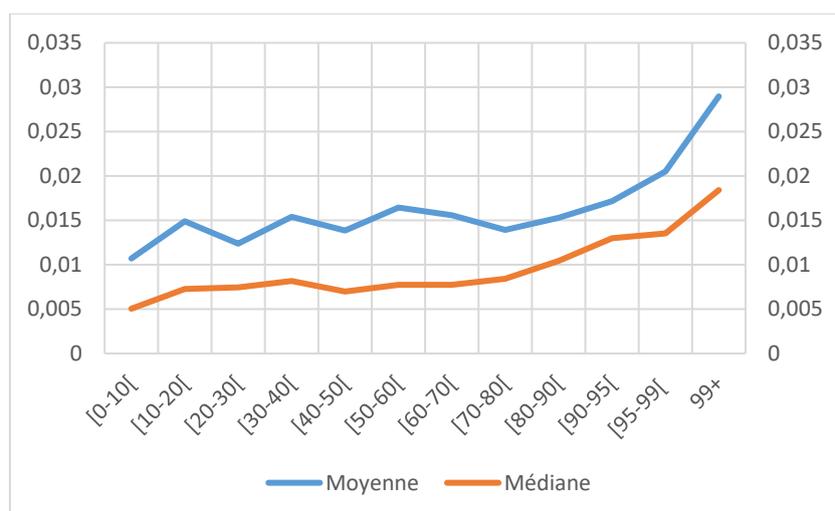


Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017, Comptes nationaux de patrimoine 2017 ; DGFIP, fichiers ISF 2017, POTE 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ d'étude : 11872 observations.

Graphique 3 - Rendement du patrimoine financier

Par strate de patrimoine net



Source : Insee, Comptes nationaux de patrimoine 2017, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichiers ISF 2017, POTE 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

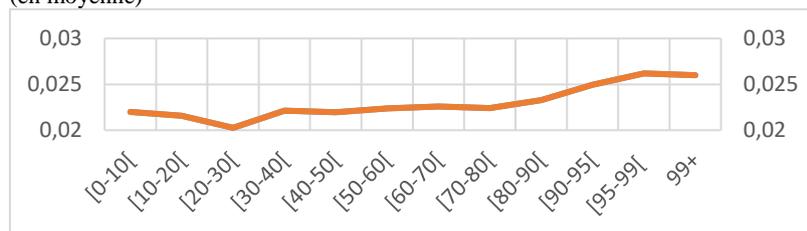
Champ d'étude : 11 872 observations.

Le rendement moyen estimé du patrimoine financier (hors patrimoine professionnel), calculé hors plus-values, se situe à 1,5 %, à un niveau cohérent avec le taux financier moyen agrégé de 1,6 % en 2017 estimé sur le champ complet à partir des statistiques monétaires et financières de la Banque de France (voir tableau B2 en annexe B).

Le rendement du patrimoine immobilier apparaît également corrélé avec le niveau de patrimoine immobilier et de richesse nette des ménages. Étant donné le mode de construction de ce rendement pour les ménages propriétaires-occupants de leurs biens immobiliers (voir plus haut), l'augmentation du rendement moyen du patrimoine immobilier, plus nette à partir du 9^{ème} décile, résulte de celle du rendement de l'immobilier locatif (voir graphique 4).

Graphique 4 - Rendement du patrimoine immobilier

Par strate de patrimoine net
(en moyenne)



Source : Insee, Comptes nationaux de patrimoine 2017, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichiers ISF 2017, POTE 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ d'étude : 11 872 observations.

En première hypothèse, le rendement du patrimoine professionnel des dirigeants est supposé homogène. De façon conservatrice, il est supposé égal à 80 % du rendement boursier, donc égal à 5,0 % pour le rendement y compris plus-values et 2,5 % pour le rendement hors plus-values.

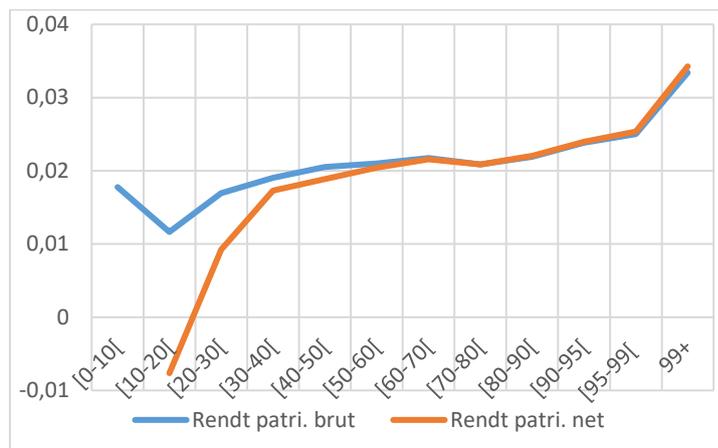
Enfin, le coût moyen de la dette présente des inflexions selon le niveau de patrimoine net. En particulier, le coût moyen de l'endettement privé est maximal dans le 1^{er} décile de patrimoine net, strate qui regroupe des ménages très fortement endettés. Il présente des fluctuations entre le 2^{ème} et le 6^{ème} décile, dont plusieurs hypothèses peuvent justifier l'origine (prêts à taux zéro...), pour diminuer par la suite.

Les rendements du patrimoine brut et net augmentent globalement entre le 2^{ème} et le dernier décile de patrimoine net sous l'effet de l'évolution de la composition du patrimoine le long de la distribution de patrimoine net et des augmentations relatives des rendements des différentes composantes. La comparaison de l'évolution du rendement du patrimoine net à celle du rendement du patrimoine brut souligne l'impact sur le niveau du rendement du patrimoine net de la forte concentration de l'endettement dans le bas de la distribution de la richesse nette. En revanche, au-delà du 5^{ème} décile de richesse nette, la diminution du ratio d'endettement contribue à l'augmentation du rendement du patrimoine net et à la réduction de l'écart entre rendement du patrimoine brut et rendement du patrimoine net. Enfin, à mesure que l'on s'approche du haut de la distribution de patrimoine net, l'impact relatif du coût de l'endettement diminue et celui des revenus financiers augmente, en raison à la fois de l'augmentation du rendement financier et du renforcement de son poids relatif dans le portefeuille d'actifs des ménages. Le rendement du patrimoine net augmente de 3,3 points de pourcentage entre le 2^{ème} décile et le dernier décile et les rendements du patrimoine brut et du patrimoine net augmentent resp. de 0,3 et 0,4 point de pourcentage entre le 9^{ème} décile et le 10^{ème} décile (voir graphique 5)¹⁹.

¹⁹ Voir aussi graphique B3 en annexe B pour l'autre définition du rendement du patrimoine net.

Graphique 5 - Rendements du patrimoine brut et du patrimoine net

Par strate de patrimoine net
(en moyenne)



Source : Insee, Comptes nationaux de patrimoine 2017, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichiers ISF 2017, POTE 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ d'étude : 11 872 observations.

Note : le rendement du patrimoine net est calculé pour les ménages au-dessus du dixième percentile, seuil au-dessus duquel le patrimoine net est positif.

Les profils d'évolution des rendements du patrimoine brut et net le long de la distribution de patrimoine net sont proches de ceux estimés par Bach *et al.* (2020) sur données suédoises 2000-2007 et par Fagereng *et al.* (2020a) sur données norvégiennes 2005-2015 (graphique 5 et graphique B3 annexe B). Toutefois, l'amplitude de l'écart de rendement entre le bas de la distribution de patrimoine net (strate du 1^{er} ou 2^{ème} décile) et le haut (strate du dernier décile ou centile) serait moindre en France que celle mesurée dans ces autres études.

5. Conclusion

La présente étude estime les distributions jointes des rendements du patrimoine et du patrimoine sur une nouvelle base de données complétant l'enquête Patrimoine française avec des sources fiscales administratives. Elle met en évidence des différences de rendement entre ménages résultant à la fois de différences de portefeuille et d'une hétérogénéité de rendements pour des actifs similaires. Les ménages les plus riches gagnent ainsi des rendements moyens de leur patrimoine net plus élevés relativement au reste de la population, ce qui pourrait contribuer à expliquer la hausse des inégalités de patrimoine observées au cours des dernières décennies.

Cette étude, ne portant que sur l'année 2017 et s'appuyant sur des hypothèses spécifiques de redressement, ouvre la voie à différents travaux d'approfondissement à la fois en termes de construction de base de données et de modélisation. Il serait notamment intéressant de compléter l'étude sur une année particulière par une analyse dynamique des inégalités de revenu, de rendement et de richesse en mobilisant les enquêtes Patrimoine antérieures et les sources fiscales fiables (voir les travaux de Kuhn *et al.* (2020) sur la dynamique de la richesse depuis l'après-guerre aux États-Unis et ceux de Garbinti *et al.* (2021) pour la France à partir des comptes distributionnels de patrimoine du WIL depuis le milieu de la décennie quatre-vingt). Par ailleurs, la simulation d'un modèle d'équilibre partiel des ménages ou d'équilibre général à agents hétérogènes, calibré pour la France, notamment à partir des résultats empiriques de l'estimation de la distribution jointe des rendements du capital et du patrimoine net, permettrait de quantifier la contribution des rendements aux inégalités de richesse en France.

RÉFÉRENCES

Accardo J. (2019), « Le revenu des ménages selon la comptabilité nationale et selon l'enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (ERFS) », *Document de travail Insee*, n°F1905.

Aiyagari S. R. (1994), « Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n°3, pp. 659–684.

André M. et Meslin O. (2021), « Et pour quelques appartements de plus : Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière », *Document de travail Insee*, n°2021-04.

Arellano M., Blundell R. et Bonhomme S. (2017), « Earnings and consumption dynamics: a nonlinear panel data framework », *Econometrica*, vol. 85, n°3, pp. 693–734.

Atkinson A. B. (2007), « Measuring top incomes: methodological issues », in Top incomes over the twentieth century: A contrast between continental European and English-speaking countries, edited by Atkinson A. B. and Piketty T., vol. 1, pp.18–42, Oxford University Press.

Bach L., Calvet L.E. et Sodini P. (2020), « Rich pickings? risk, return, and skill in household wealth », *American Economic Review*, vol.110, n°9, pp. 2703–47. doi : 10.1257/aer.20170666.

Batty M., Bricker J., Briggs J., Friedman S., Nemschoff D., Nielsen E., Sommer K. et Volz A. H. (2020), « The Distributional Financial Accounts of the United States », in National Bureau of Economic Research, Inc.

Benhabib J. et Bisin A. (2018), « Skewed wealth distributions: Theory and empirics », *Journal of Economic Literature*, vol. 56, n°4, pp. 1261–91.

Benhabib J., Bisin A. et Luo M. (2019), « Wealth distribution and social mobility in the US: A quantitative approach », *American Economic Review*, vol. 109, n°5, pp. 1623–47.

Benhabib V., Bisin A. et Zhu S. (2011), « The distribution of wealth and fiscal policy in economies with finitely lived agents », *Econometrica*, vol. 79, n°1, pp. 123–157.

Blanchet T., Flores I. et Morgan M. (2022), « The weight of the rich: improving surveys using tax data », *Journal of Economic Inequality*, vol. 20, pp. 119–150.

Bloch L. et Sédillot F. (2020), « Pension wealth, household net worth and inequalities », Preliminary draft, July7, 2020.

Bonhomme S. et Robin J.-M. (2009), « Assessing the equalizing force of mobility using short panels: France, 1990–2000 », *The Review of Economic Studies*, vol. 76, n°1, pp. 63–92.

Bricker J., Goodman S., Moore K. B. et Volz A. H. (2020), « Wealth and income concentration in the SCF: 1989–2019 », *FEDS Notes*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, September 28, 2020. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.2795>.

Bricker J., Hansen P. et Volz A. H. (2019), Wealth concentration in the U.S. after augmenting the upper tail of the survey of consumer finances, *Economics Letters*, n°184, issue C. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.108659>.

Bricker J., Henriques A. et Hansen P. (2018), « How much has wealth concentration grown in the United States? A re-examination of data from 2001-2013 », *Finance and Economics Discussion Series*, n°2018-024. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2018.024>.

Burkhauser R. V., Hérault N., Jenkins S. P. et Wilkins R. (2017), « Top incomes and inequality in the UK: reconciling estimates from household survey and tax return data », *Oxford Economic Papers*, vol.70, n°2, pp. 301–326. <https://doi.org/10.1093/oxep/gpx041>.

Burkhauser R. V., Hérault N., Jenkins S. P. et Wilkins R. (2018), « Survey under-coverage of top incomes and estimation of inequality: What is the role of the UK's spi adjustment? », *Fiscal Studies*, vol. 39, n°2, pp. 213–240. <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12158>.

- Cagetti M. et De Nardi M. (2006), « Entrepreneurship, frictions, and wealth », *Journal of Political Economy*, vol. 114, n°5, pp. 835-870.
- Castaneda A., Diaz-Gimenez J. et Rios-Rull J.-V. (2003), « Accounting for the US earnings and wealth inequality », *Journal of Political Economy*, vol. 111, n°4, 818-857.
- Chesher A. et Schluter C. (2002), « Welfare measurement and measurement error », *The Review of Economic Studies*, vol. 69, n°2, pp. 357-378.
- Cioffi R.A. (2021), « Heterogeneous risk exposure and the dynamics of wealth inequality », Job Market Paper, Princeton University.
- Cordier M. et Girardot P. (2007), « Comparaison et recalage des montants de l'enquête patrimoine sur la comptabilité nationale », *Document de travail Insee*, n°F0702.
- De Nardi M. (2004), « Wealth inequality and intergenerational links », *The Review of Economic Studies*, vol. 71, n°3, pp. 743-768.
- De Nardi M. et Fella G. (2017), « Saving and wealth inequality », *Review of Economic Dynamics*, vol. 26, pp. 280-300.
- Durier S., Richet-Mastain L. et Vanderschelden M. (2012a), « Les disparités entre ménages dans les comptes nationaux : de l'épargne au patrimoine ». *Insee Références*, L'économie française, édition 2012.
- Durier S., Richet-Mastain L. et Vanderschelden M. (2012b), « Une décomposition du compte de patrimoine de la comptabilité nationale par catégorie de ménages en 2003 », *Document de travail Insee*, n°F12014.
- EG LMM (2020), « Understanding household wealth: linking macro and micro data to produce distributional financial accounts », *Statistics Paper Series*, n°37, ECB.
- Fagereng A., Gomez M., Gouin-Bonenfant É., Holm M., Moll B. et Natvik G. (2022), « Asset-Price Redistribution », *Paper*.
- Fagereng A., Holm M., Moll B. et Natvik G. (2021), « Saving Behavior Across the Wealth Distribution », *NBER Working Paper*, n° 26588.
- Fagereng A., Guiso L., Malacrino D. et Pistaferri L. (2020a), « Heterogeneity and Persistence in Returns to Wealth », *Econometrica*, vol. 88, pp. 115-170. <https://doi.org/10.3982/ECTA14835>
- Fagereng A., Holm M. et Torstensen, K (2020b), « Housing Wealth in Norway, 1993-2015 », *Journal of Economic and Social Measurement*, vol. 45, n°1, pp. 65-81. <https://doi.org/10.3233/JEM-200471>.
- Feenberg D. R. et Poterba J. M. (2000), « The Income and Tax Share of Very High-Income Households, 1960-1995 », *American Economic Review*, vol. 90, n°2, pp. 264-270.
- Gabaix X., Lasry J.-M., Lions P.-L. et Moll B. (2016), « The dynamics of inequality », *Econometrica*, vol. 84, n°6, pp. 2071-2111.
- Garbinti B., Goupille-Lebret J., et Piketty T. (2021), « Accounting for Wealth-Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France », *Journal of the European Economic Association*, vol.19, n°1, 620-663, <https://doi.org/10.1093/jeea/jvaa025>.
- Geweke J. et Keane M. (2000), « An empirical analysis of earnings dynamics among men in the PSID: 1968-1989 », *Journal of econometrics*, vol. 96, n°2, pp. 293-356.
- Gomez M. et Gouin-Bonenfant É. (2020), « A Q-Theory of Inequality », *Paper*, Columbia University.
- Gomez M. (2019), « Asset Prices and Wealth Inequality, *Paper*, Columbia University.

- Guvenen F., Kambourov G., Kuruscu B., Ocampo-Diaz S., et Chen D. (2019), « Use it or lose it: Efficiency gains from wealth taxation », *NBER Working Paper*, n° 26284.
- Guvenen F., Karahan F., Ozkan S. et Song J. (2021), « What do data on millions of US workers reveal about life-cycle earnings dynamics? » *Econometrica*, vol. 89, n°5, pp. 2303-2339. <https://doi.org/10.3982/ECTA14603>.
- Guvenen F., Ozkan S. et Song J. (2014), « The nature of countercyclical income risk », *Journal of Political Economy*, vol. 122, n°3, pp. 621–660.
- Hlasny V. et Verme P. (2017), « The impact of top incomes biases on the measurement of inequality in the United States », *ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, Working Paper*, n°452, nov. 2017.
- Hubmer J., Krusell P. et Smith A. A. Jr. (2020), « Sources of Us wealth inequality: Past, present, and future », in *NBER Macroeconomics Annual 2020*, vol. 35, University of Chicago Press.
- Jones C. I. et Kim. J. (2018), « A Schumpeterian model of top income inequality », *Journal of Political Economy*, n°126, vol. 5, pp1785–1826.
- Kaymak B. et Poschke M. (2016), « The evolution of wealth inequality over half a century: The role of taxes, transfers and technology », *Journal of Monetary Economics*, vol. 77, issue C, pp. 1–25.
- Kartashova K. (2014), « Private Equity Premium Puzzle Revisited », *American Economic Review*, vol. 104, n°10, pp. 3297-3334. DOI: 10.1257/aer.104.10.3297.
- Krusell P. et Smith A. A. Jr. (1998), « Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n°5, pp. 867–896.
- Kuhn M., Schularick M. et Steins U. I. (2020), « Wealth and Income Inequality in America, 1949-2016 », *Journal of Political Economy*, vol. 128, n°9, pp. 3469-3519.
- Martínez-Toledano C. (2017), « Housing Bubbles, Offshore Assets and Wealth Inequality in Spain », *WID.world Working Paper Series*, n°2017/19.
- Magnac T. et Roux S. (2021), « Heterogeneity and Wage Inequalities over the Life Cycle », *European Economic Review*, vol. 134, 103715.
- Moskowitz T. J. et Vissing-Jørgensen A. (2002), « The Returns to Entrepreneurial Investment: A Private Equity Premium Puzzle? », *American Economic Review*, vol. 92, n°4, pp. 745-778. DOI: 10.1257/00028280260344452.
- Piketty T. (2013), *Le capital au 21ème siècle*, Paris : Editions du Seuil.
- Piketty T. et Saez E. (2003), « Income Inequality in the United States, 1913–1998 », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, n° 1, pp. 1–41.
- Quadrini V. (2000), « Entrepreneurship, Saving and Social Mobility? », *Review of Economic Dynamics*, vol. 3, n°1, 1-40.
- Robbins J.A. (2018), « Capital Gains and the Distribution of Income in the United States », *Paper*.
- Saez E., Yagan D. et Zucman G. (2021), « Capital Gains Withholding », *Preliminary draft*.
- Saez E. et Zucman G. (2020a), « Labor and Capital in American Businesses », *slides*.
- Saez E. et Zucman G. (2020b), « Trends in US Income and Wealth Inequality: Revising After the Revisionists », *NBER Working Paper*, n° 27921.
- Saez E. et Zucman G. (2016), « Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 131, n°2, pp. 519–578.

Smith M., Yagan D., Zidar O. et Zwick E. (2019), « Capitalists in the Twenty-first Century », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.134, n°4, pp. 1675-1745.

Smith M., Zidar O. et Zwick E. (2021), « Top wealth in America: New estimates and implications for taxing the rich », *NBER Working Paper*, n°29374.

Vermeulen Ph. (2018), « How fat is the top tail of the wealth distribution rich », *Review of Income and Wealth*, series 64, n°2, pp. 357-387. <https://doi.org/10.1111/roiw.12279>

Xavier I. (2020), « Wealth Inequality in the US: the Role of Heterogeneous Returns Century », Job Market Paper.

Annexe A – La construction du capital par la méthode par capitalisation

La méthode par capitalisation estime la valeur A_{ikt} d'un actif de type k d'une unité fiscale i à la date t en capitalisant (à l'infini) le flux de revenus que rapporte cet actif de type k à un taux de rendement spécifique r_{kt} :

$$A_{ikt} = \text{revenus}_{ikt} / r_{kt} \quad (1)$$

ou encore :

$$A_{ikt} = \text{revenus}_{ikt} * b_{kt}$$

avec b_{kt} facteur de capitalisation égal à l'inverse du taux de rendement r_{kt} .

Dans la méthode par capitalisation calée sur la comptabilité nationale utilisée par les chercheurs du WIL, en particulier par Saez et Zucman (2016, 2020) pour les États-Unis et Garbinti *et al.* (2021) pour la France, le taux de rendement r_{kt} de chaque classe d'actif k taxable considéré ($k=1\dots K$) est pris égal au ratio de l'agrégat sur l'ensemble des unités fiscales i ($i=1\dots N$) des revenus de type k à la valeur de l'agrégat A_{kt} de type k de la comptabilité nationale à la date t :

$$r_{kt} = (\sum_{i=1}^N \text{revenus}_{ikt}) / A_{kt} \quad (2)$$

Pour chaque classe d'actifs taxables, les flux de revenus sont tirés des déclarations fiscales. Ils intègrent ou non les gains en capital réalisés taxables. Comme le soulignent Saez et Zucman (2016), la technique de la capitalisation n'impose pas de connaître le « vrai » taux de rendement de l'actif considéré.

Annexe B - Tableaux et graphiques supplémentaires

Tableau B1- Revenus du capital et sources

Composante du patrimoine net	Sources du revenu du capital (hors plus-values)	Source des plus-values réalisées déclarées
Numéraire, livrets, dépôts à terme, assurance-vie...	Taux réglementés, enquête Patrimoine et estimation pour l'encours	0
Actions cotées, OPC non monétaires et autres	Déclarations fiscales de revenu	Déclarations fiscales de revenu
Patrimoine professionnel	Taux de 2,5% et estimation de l'encours	Taux de 2,5% et estimation de l'encours
Patrimoine immobilier <ul style="list-style-type: none"> • Ménages propriétaires occupants • Autres 	<ul style="list-style-type: none"> • Taux de 2,17% et enquête Patrimoine pour l'encours • Déclarations fiscales de revenu 	<ul style="list-style-type: none"> • 0 • Déclarations fiscales de revenu
Dette	Enquête Patrimoine pour taux et encours	0

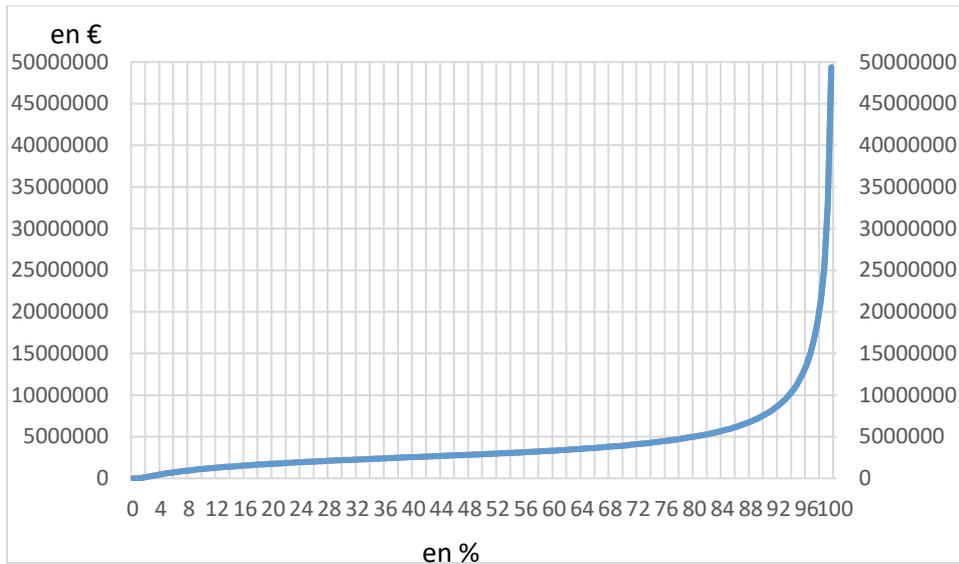
Tableau B2- Encours et rendements financiers agrégés en 2017

	Numéraire, DAV, LVA, LVB, LDDS, CEL et LEP	Dépôts à terme et PEL	Actions cotées et OPC non monétaires	Actions non cotées et autres participations	Assurance vie	Total hors actions non cotées et autres participations	Total
Encours fin d'année (en millions €)	1 158 957	342 585	567 797	890 490	1 709 237	3 778 576	4 669 066
Part des actifs financiers en fin d'année	0,248	0,073	0,122	0,191	0,366	0,809	1
Part des actifs financiers dans le total hors actions non cotées et autres particip. en fin d'année	0,307	0,091	0,150	0,000	0,452	1	
Rendement en moy. annuelle (y compris bénéfices réinvestis)	0,0037	0,0070	0,0629	0,0504	0,0538	0,0356	0,0384
Rendement en moy. annuelle (hors bénéfices réinvestis)	0,0037	0,0070	0,0302	0,0242	0,0180	0,0144	0,0163

Source : Statistiques monétaires et financières (Banque de France) ; Comptes financiers nationaux (Insee et Banque de France) ; calcul des auteurs.

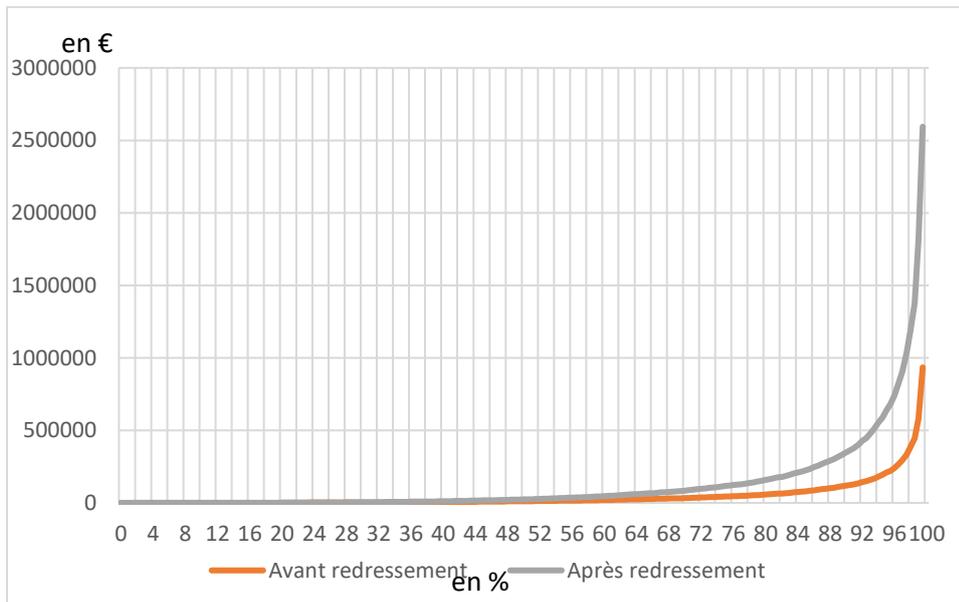
Note : le rendement des actions est lissé sur 20 ans ; le rendement des actions non cotées est conventionnellement fixé à 0,8 fois celui des actions cotées

Graphique B1-Fonction quantile des valeurs mobilières déclarées à l'ISF



Source : DGFIP, fichier ISF 2017 ; calculs des auteurs.
 Champ : Ménages possédant un patrimoine net $\geq 2570\ 000\text{€}$, assujettis à l'ISF
 Note : Pour des raisons d'échelle, seuls les fractiles $\leq 99,5\%$ sont représentés.

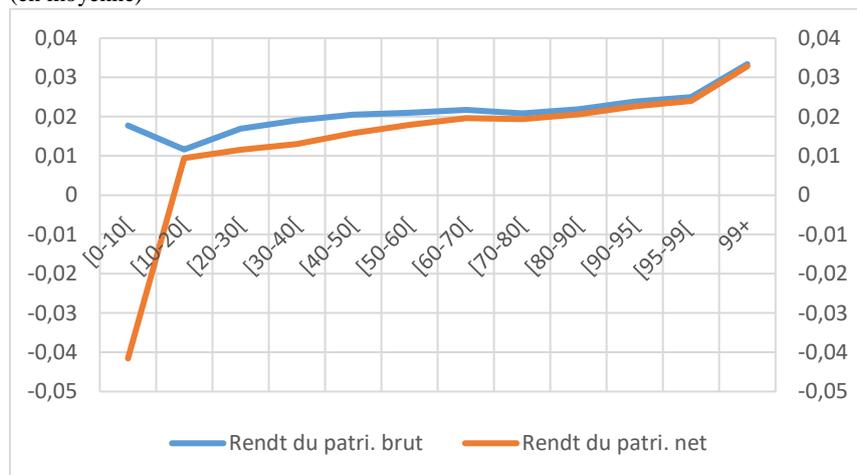
Graphique B2- Fonction quantile du patrimoine financier de l'enquête avant et après redressement



Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichier ISF ; calculs des auteurs.
 Champ complet 1 : 13560 observations.
 Note : Pour des raisons d'échelle, seuls les fractiles $\leq 99,5\%$ sont représentés.

Graphique B3 - Rendements du patrimoine brut et du patrimoine net (définition bis)

Par strate de patrimoine net
(en moyenne)



Source : Insee, Comptes nationaux de patrimoine 2017, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichiers ISF 2017, POTE 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ d'étude : 11 872 observations.

Note : le rendement du patrimoine net (déf. bis) est ici défini par le revenu de la richesse nette, exprimé en part du total des actifs bruts :

$$r_{it}^n = \frac{y_{it}^f + y_{it}^{immo} + y_{it}^{pro} - y_{it}^{dette}}{\omega_{it}^b}$$

Il s'écrit encore :

$$r_{it}^n = r_{it}^b - r_{it}^a \frac{d_{it}}{\omega_{it}^b}$$

Cette définition exprime le revenu rapporté par la richesse nette en part du total des actifs bruts. C'est la définition retenue par Fagereng *et al.* (2020a). Le signe du rendement ne dépend alors que de celui du revenu (et non de celui de la richesse nette), évitant ainsi la possibilité d'estimer un rendement individuel positif alors qu'à la fois le revenu et le patrimoine net seraient négatifs ou un rendement individuel infini en cas de richesse nette nulle. Cette définition du rendement correspond à celle du *return on assets* (ROA) : elle mesure le revenu net qu'un investisseur est capable de générer à partir d'1 € de capital.

Annexe C – Caractérisation théorique de l'impact du choix du seuil de redressement

On considère Q_X la fonction quantile empiriquement observée et $Q_{X'}$ la fonction quantile statistiquement redressée du patrimoine financier sur le champ complet de l'enquête Patrimoine. On considère également Q_Z et Q_Y les deux fonctions quantiles du patrimoine financier empiriquement observées sur le seul champ restreint des patrimoines supérieurs à 2 750 000 €, respectivement dans l'enquête Patrimoine et dans les données fiscales de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF). Par hypothèse, on suppose que Q_Y représente la "vraie" distribution pour les plus hauts patrimoines financiers.

On rappelle que la méthode de redressement utilisée s'appuie formellement sur l'imputation :

$$\begin{aligned} Q_{X'}(u) &= \frac{1}{\lambda(u)} Q_X(u) \quad \text{si } u < \bar{u} \\ Q_{X'}(u) &= Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u) \quad \text{si } u \geq \bar{u} \end{aligned}$$

avec

$$\frac{1}{\lambda(u)} = 1 + \left(\frac{1}{\lambda(\bar{u})} - 1 \right) \frac{u}{\bar{u}}$$

Le seuil \bar{u} de redressement du patrimoine financier sur le champ complet de l'enquête Patrimoine est fixé empiriquement à une valeur supérieure au seuil minimal de 0,990 au-dessus duquel le patrimoine financier correspondant aux valeurs mobilières déclarées dans le fichier ISF est jugé fiable. Il est de plus fixé en visant un recalage de la distribution redressée cohérent en moyenne statistique avec les données de la comptabilité nationale. La fonction $\bar{u} \rightarrow \lambda(\bar{u})$, appelée taux de sous-déclaration au seuil \bar{u} , est définie comme le rapport des valeurs mobilières déclarées dans l'enquête Patrimoine à celles déclarées dans le fichier ISF. Il a été constaté empiriquement que ce taux de sous-déclaration était une fonction croissante du seuil de redressement \bar{u} . Enfin, comme l'indiquent les formules précédentes, dans le bas de la distribution $[0, \bar{u}]$, la méthode de redressement s'appuie sur une interpolation linéaire de l'inverse du taux de redressement. Sur le haut de la distribution $]\bar{u}, 1]$, le redressement conduit à imputer directement les valeurs mobilières déclarées à l'ISF. La fonction $\bar{u} \rightarrow \lambda(\bar{u})$, définie sur $[0.990, 1]$, est ainsi supposée continue, dérivable et croissante.

A partir de Chesher et Schluter (2002), cette annexe vise à caractériser la sensibilité au choix du seuil \bar{u} de la moyenne et du coefficient de Gini de la distribution redressée du patrimoine financier.

Pour $p \in [0, 1]$, on définit la valeur de la courbe de Lorenz au fractile p :

$$\mathcal{L}(p) = \frac{\int_0^p Q_{X'}(u) du}{\int_0^1 Q_{X'}(u) du} \quad (1)$$

où $Q_{X'}$ est la fonction quantile de la distribution redressée. Le numérateur et le dénominateur de cette expression sont alors deux fonctions de la valeur du seuil de redressement \bar{u} .

Pour mémoire, la valeur du patrimoine moyen et du coefficient de Gini de la distribution redressée sont donnés par :

$$\begin{aligned} \int_0^1 Q_{X'}(u) du &= \mathbf{E}(X') \\ \mathcal{GINI} &= 1 - 2 \int_0^1 \mathcal{L}(p) dp \end{aligned}$$

Avec les notations précédentes, on définit la fonction $\alpha(u) = \left(\frac{1}{\lambda(u)} - 1 \right) \frac{1}{u}$ afin de rendre explicite la dépendance du numérateur et du dénominateur de $\mathcal{L}(p)$ au seuil \bar{u} . On commence ici par l'étude du dénominateur, noté par la suite Ψ :

$$\begin{aligned}
\Psi(\bar{u}) &= \int_0^1 Q_{X'}(u; \bar{u}) du \\
&= \int_0^{\bar{u}} Q_X(u) du + \alpha(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du + \int_{\bar{u}}^1 Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u) du
\end{aligned}$$

On souhaite calculer une approximation à l'ordre 1 de Ψ au voisinage d'une valeur \bar{u} : pour cela, on calcule $\Psi(\bar{u} + \theta) - \Psi(\bar{u})$, avec $\theta > 0$, ce qui correspond au cas d'une augmentation du seuil. Pour $\theta \rightarrow 0$, il vient :

$$\begin{aligned}
\Psi(\bar{u} + \theta) - \Psi(\bar{u}) &= Q_X(\bar{u}) \cdot \theta \\
&\quad + \left(\alpha'(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du \right) \cdot \theta \\
&\quad + (\alpha(\bar{u}) \bar{u} Q_X(\bar{u})) \cdot \theta \\
&\quad - Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(\bar{u}) \cdot \theta + o(\theta)
\end{aligned}$$

On a donc :

$$\begin{aligned}
\Psi'(\bar{u}) &= \left(\alpha'(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du \right) \\
&\quad + Q_X(\bar{u}) \left(1 + \left(\frac{1}{\lambda(\bar{u})} - 1 \right) \right) \\
&\quad - Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(\bar{u})
\end{aligned}$$

Par construction, on a de plus : $\frac{1}{\lambda(\bar{u})} Q_X(\bar{u}) = Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(\bar{u})$. Ainsi :

$$\Psi'(\bar{u}) = \alpha'(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du$$

On a :

$$\alpha'(\bar{u}) = -\frac{1}{\bar{u}^2} \left(\frac{1}{\lambda(\bar{u})} - 1 \right) - \frac{1}{\bar{u}} \frac{\lambda'(\bar{u})}{\lambda(\bar{u})^2}$$

Pour rappel, il a été constaté empiriquement que le taux de sous-déclaration λ était dans nos données une fonction croissante du seuil \bar{u} avec $0 < \lambda(\bar{u}) < 1$, ce qui permet d'affirmer que $\alpha'(\bar{u}) < 0$. On a de plus

$$\lim_{\bar{u} \rightarrow 1} \int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du = \int_0^1 u Q_X(u) du > 0$$

donc, par continuité, il existe un certain seuil \underline{u} tel que pour $\bar{u} > \underline{u}$, $\int_0^{\bar{u}} u Q_X(u) du > 0$ et donc $\Psi'(\bar{u}) < 0$.

On en conclut qu'à partir d'un certain seuil \underline{u} , le dénominateur de $\mathcal{L}(p)$, qui correspond à l'expression du patrimoine moyen $\mathbf{E}(X')$ de la distribution redressée, est ainsi une fonction décroissante de la valeur du seuil de redressement $\bar{u} > \underline{u}$. Ceci correspond en partie à l'intuition : lorsque le seuil augmente, le redressement de la queue de distribution du patrimoine à partir des données administratives est effectif pour une fraction plus faible des ménages les plus riches et le patrimoine moyen calculé à partir de la nouvelle distribution (redressée à un seuil $\bar{u} + \theta$ plus élevé) est donc inférieur (graphique C1) .

Considérons maintenant l'intégrale $\int_0^1 \mathcal{L}(p) dp$:

$$\begin{aligned}
\int_0^1 \mathcal{L}(p) dp &= \frac{1}{\mathbf{E}(X')} \int_{p=0}^1 \left(\int_{u=0}^p Q_{X'}(u; \bar{u}) du \right) dp \\
&= \frac{\Phi(\bar{u})}{\Psi(\bar{u})}
\end{aligned}$$

avec $\Psi(\bar{u})$ précédemment défini et

$$\Phi(\bar{u}) = \int_{p=0}^1 \left(\int_{u=0}^p Q_{X'}(u; \bar{u}) du \right) dp = \int_{u=0}^1 \left(\int_{p=u}^1 Q_{X'}(u; \bar{u}) dp \right) du = \int_0^1 (1-u) Q_{X'}(u; \bar{u}) du$$

en permutant l'ordre d'intégration par le théorème de Fubini, valide puisque $0 \leq u \leq p \leq 1$. En développant :

$$\begin{aligned}\Phi(\bar{u}) &= \int_0^1 (1-u)Q_{X'}(u; \bar{u})du \\ &= \int_0^{\bar{u}} (1-u)Q_X(u)du + \alpha(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} u(1-u)Q_X(u)du + \int_{\bar{u}}^1 (1-u)Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u)du\end{aligned}$$

Un calcul analogue au précédent fournit alors :

$$\Phi'(\bar{u}) = \alpha'(\bar{u}) \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du$$

Le signe de la dérivée du quotient $\int_0^1 \mathcal{L}(p)dp$ se déduit de celui de :

$$\begin{aligned}\Phi'(\bar{u})\Psi(\bar{u}) - \Phi(\bar{u})\Psi'(\bar{u}) &= \alpha'(\bar{u}) \left\{ \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} Q_X(u)du \right. \\ &\quad \left. - \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} (1-u)Q_X(u)du \right\} \\ &\quad + \alpha'(\bar{u})\alpha(\bar{u}) \left\{ \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \right. \\ &\quad \left. - \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \right\} \\ &\quad + \alpha'(\bar{u}) \left\{ \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \int_{\bar{u}}^1 Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u)du \right. \\ &\quad \left. - \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \int_{\bar{u}}^1 (1-u)Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u)du \right\}\end{aligned}$$

Parmi les trois termes dans l'expression précédente, le deuxième est nul. On peut donc regrouper le premier et le troisième de sorte que :

$$\Phi'(\bar{u})\Psi(\bar{u}) - \Phi(\bar{u})\Psi'(\bar{u}) = \alpha'(\bar{u})(\mathcal{A}_1 + \mathcal{A}_2)$$

$$\text{avec } \mathcal{A}_1 = \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} Q_X(u)du - \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \int_0^{\bar{u}} (1-u)Q_X(u)du$$

$$\text{et } \mathcal{A}_2 = \int_0^{\bar{u}} (1-u)uQ_X(u)du \int_{\bar{u}}^1 Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u)du - \int_0^{\bar{u}} uQ_X(u)du \int_{\bar{u}}^1 (1-u)Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(u)du$$

Ces quantités s'expriment à l'aide d'intégrales doubles :

$$\mathcal{A}_1 = \int_0^{\bar{u}} \int_0^{\bar{u}} u(v-u)Q_X(u)Q_X(v)dudv$$

$$\mathcal{A}_2 = \int_0^{\bar{u}} \int_{\bar{u}}^1 u(v-u)Q_X(u)Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X(v)dudv$$

Pour obtenir le signe de la dérivée de $\int_0^1 \mathcal{L}(p)dp$, il s'agit d'étudier le signe de $\mathcal{A}_1 + \mathcal{A}_2$.

L'étude séparée du signe de chaque quantité est simple :

- Le terme \mathcal{A}_1 est négatif comme le montre le changement de variable $(u; v) \mapsto (v; u)$;
- Le terme \mathcal{A}_2 est positif comme intégrale d'une fonction positive.

Toutefois, il est moins immédiat de conclure sur le signe de $\mathcal{A} = \mathcal{A}_1 + \mathcal{A}_2$, qui dépend de la façon dont la distribution est redressée, c'est à dire à la fois du choix du seuil \bar{u} et des propriétés de la fonction $Q_Y \circ Q_Z^{-1} \circ Q_X$.

À titre d'exemple, on traitera le cas limite $\int_0^{\bar{u}} \int_0^1 u(v-u)Q_X(u)Q_X(v)dudv$, qui est un minorant de \mathcal{A} , en retenant des fonctions quantiles Q_X de lois aléatoires connues, correspondant à des cas spécifiques :

— Pour la loi uniforme X sur $[0, 10^8\text{€}]$, de distribution égalitaire, on a pour tout u , $Q_X(u) = 10^8 u$. Il vient :

$$\mathcal{A} = \int_0^{\bar{u}} \int_0^1 u(v-u) 10^{16} u v d u d v = 10^{16} \bar{u}^3 \left(\frac{1}{9} - \frac{\bar{u}}{8} \right)$$

Dans ce cas, pour $\bar{u} > 8/9 = 0.888$, on a $\mathcal{A} < 0$;

— Prenant maintenant l'exemple, plus plausible pour une distribution de patrimoine, d'une loi uniforme sur l'intervalle de patrimoine $[0\text{€}, 1000000\text{€}]$, avec un seuil $X_{seuil} = 1M\text{€}$ correspondant au fractile $u = 0.95$, que l'on complète, à partir de X_{seuil} , à l'aide d' une queue de distribution de type Pareto de paramètre $k = 1.8$. Dans ce cas, pour $u \leq 0.95$, on a $Q_X(u) = 10^6 u$ et pour $u > 0.95$, $Q_X(u) = \frac{X_{seuil}}{\sqrt[k]{1-u}}$. Il vient :

$$\mathcal{A} = X_{seuil}^2 * \left[\int_0^{0.95} \int_0^{0.95} u^2(v-u) v d u d v + \int_0^{0.95} \int_{0.95}^1 \frac{u^2(v-u)}{\sqrt[1.8]{1-v}} d u d v + \int_{0.95}^{\bar{u}} \int_0^{0.95} \frac{u(v-u)v}{\sqrt[1.8]{1-u}} d u d v + \int_{0.95}^{\bar{u}} \int_{0.95}^1 \frac{u(v-u)}{\sqrt[1.8]{1-u} \sqrt[1.8]{1-v}} d u d v \right]$$

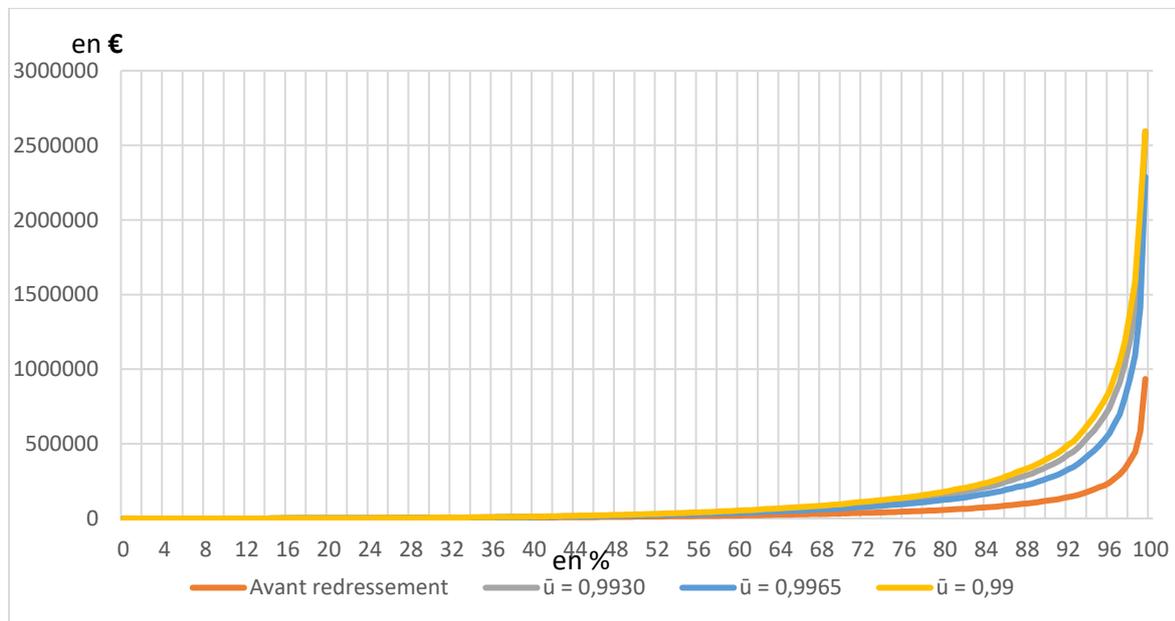
A l'aide d'un solveur numérique, on constate que cette fonction implicite de \bar{u} est strictement décroissante pour $\bar{u} > 0.95$ et que $\mathcal{A} < 0$ à partir de $\bar{u} > 0.986$.

Ces deux exemples font ainsi apparaître de manière plus explicite la dépendance du signe de \mathcal{A} au choix du seuil \bar{u} , selon la forme de la fonction de redressement considérée. Comme $\alpha'(\bar{u}) < 0$, on en déduit que le signe de la dérivée du coefficient de Gini de la distribution redressée est du signe opposé de celui de \mathcal{A} . Dans les deux exemples précédents, on a ainsi montré que pour des choix du seuil de redressement relativement élevés (par exemple $\bar{u} \geq 0.99$ comme dans notre étude), le coefficient de Gini de la distribution redressée est une fonction croissante du seuil de redressement \bar{u} considéré.

Dans le présent travail, nous nous sommes limités à tester trois seuils \bar{u} de redressement de la distribution de patrimoine financier - 0.990, 0.993 et 0.9965¹ - conduisant à des taux de sous-déclaration à ces seuils respectivement de 0.280, 0.324 et 0.423. Au final, le choix retenu a été de privilégier un seuil de redressement à $\bar{u} = 0.993$, en se fondant sur la valeur moyenne de la patrimoine redressée, qui est est alors multipliée par 2.99 par rapport à la moyenne du patrimoine initial (à comparer à une multiplication par 3.28 pour le seuil à 0.990 et par 2.52 pour le seuil à 0.9965). Avec ce choix de seuil, le coefficient de Gini est alors augmenté de 0.032 point par rapport à celui de la distribution initiale (à comparer à une augmentation de 0.026, resp. 0.042 pour les seuils à 0.990, resp. 0.9965). La légère augmentation du coefficient de Gini de la distribution de patrimoine financier, lorsque l'on passe d'un seuil de 0.990 à 0.9965 est ainsi liée à la déformation relative lors du redressement des fonctions quantiles associées, principalement entre les fractiles 70 à 99 (graphique C1).

1. A ces trois seuils sur le champ complet de l'enquête, correspondent les seuils $\hat{u} = 0.270, 0.300$ et 0.473 sur le champ restreint ISF. Le choix du seuil minimal de 0.270 est lié à la moindre fiabilité des données des valeurs mobilières déclarées à l'ISF en deçà de cette valeur.

Graphique C1– **Fonction quantile du patrimoine financier de l'enquête avant et après redressement**
 (pour $\bar{u}=0,99, 0,9930, 0,9965$)



Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017 ; DGFIP, fichier ISF 2017 ; calculs des auteurs.

Champ complet 1 : 13560 observations.

Note : Pour des raisons d'échelle, seuls les fractiles $\leq 99,5\%$ sont représentés.

Annexe D – Le patrimoine des ménages et ses composantes dans l'enquête Patrimoine et en comptabilité nationale – Rapprocher concepts et périmètres

Comme dans nombre de pays européens, l'enquête Patrimoine française sous-estime les agrégats de comptabilité nationale, particulièrement le total des actifs financiers, et dans une moindre mesure le total des actifs non financiers et l'agrégat global le patrimoine net des ménages.

Dans un exercice de comparaison et de rapprochement de l'enquête Patrimoine à la comptabilité nationale, il convient tout d'abord de tenir compte des différences de champs et de concepts entre les deux sources. S'agissant des différences de champs, alors que le secteur institutionnel considéré est le même, celui des ménages S14, seuls les ménages ordinaires (hors personnes vivant en collectivité (prisons, Ehpad, foyers, cités universitaires...)) sont interrogés dans l'enquête Patrimoine comme dans la plupart des enquêtes auprès des ménages, ce qui conduit à une sous-évaluation du patrimoine net d'environ 1 à 2% en moyenne²⁰. Le champ géographique est le même : il inclut depuis l'enquête 2009-2010 les départements et régions d'outre-mer (DROM, hors Mayotte)²¹.

Alors que l'enquête comme la comptabilité nationale exclut du patrimoine le capital humain et les droits à la retraite acquis dans les systèmes généraux de sécurité sociale²², il existe des différences de concept, notamment concernant l'inclusion des biens durables et des objets d'art. L'enquête Patrimoine estime l'ensemble « voitures, autres véhicules, autres biens durables (mobilier, équipement du logement, ...) et objets de valeur » et depuis l'enquête 2014-2015, chacune des trois composantes²³ pour satisfaire les objectifs d'harmonisation européenne de l'enquête HFCS. La comptabilité nationale exclut du patrimoine les biens durables (tels que les voitures ou le mobilier) car sinon, les ménages propriétaires de ces biens devraient être considérés comme producteurs d'un service (auto-consommé) lié à l'utilisation de ces biens. Elle exclut également les objets d'art en raison des difficultés à les estimer alors que, pourtant sur le plan théorique, ils sont bien du patrimoine et se transmettent par l'héritage. Seuls les lingots d'or et les bijoux de luxe sont pris en compte (objets de valeur poste AN13).

D'autres différences concernent les contours des composantes du patrimoine net²⁴ des ménages. L'enquête Patrimoine distingue le patrimoine financier, le patrimoine immobilier, le patrimoine professionnel des ménages et les dettes (dettes privées et dettes relatives au patrimoine professionnel). La comptabilité nationale quant à elle se réfère aux actifs financiers AF.0 (numéraires et dépôts, obligations et assimilés, parts de fonds d'investissement, actions et contrats d'assurance vie), aux actifs non financiers AN.0 (qui englobent les constructions et logements, machines et équipements, terrains, contrats et licences) et les passifs financiers PF.0 (qui recouvrent principalement les crédits contractés par les ménages notamment pour l'achat d'un logement ou d'un bien durable (ce sont les crédits à la consommation qui recouvrent les ventes à tempérament, les découverts...)).

L'exercice présent vise tout d'abord à ré-estimer la distribution de chaque grande composante du patrimoine de l'enquête en portant une attention particulière au haut de la distribution, puis à caler chaque grande composante sur la comptabilité nationale. En particulier, le haut de la distribution du patrimoine financier (hors patrimoine professionnel) est redressé en s'appuyant sur la source externe fiable des valeurs mobilières (hors outil professionnel) déclarées à l'ISF pour un patrimoine net déclaré

²⁰ Selon les estimations de Durier *et al.* (2012a, 2012b) relatives au patrimoine net de 2003 fondées sur des travaux de la Drees.

²¹ L'exclusion des DROM conduisait à une sous-évaluation d'environ 1,2% du patrimoine net en 2003 (Durier *et al.*, 2012a, 2012b).

²² Pour une estimation de ces droits et l'impact de leur prise en compte sur les inégalités de patrimoine, voir Bloch et Sédillot, (2020).

²³ Ce mode d'interrogation direct des ménages sur les trois composantes du « reste des actifs » plutôt que d'évaluer l'ensemble par différence entre le patrimoine brut déclaré et ses composantes financière, immobilière, et professionnelle conduit à augmenter sa part dans le total des actifs déclarés, de 4,7% en moyenne dans l'enquête 2010 à 7,8% en moyenne dans l'enquête 2014-2015 et dans l'enquête 2017, notamment parmi les ménages les plus modestes pour lesquels la composante « voitures » a un poids important.

²⁴ Dans cette annexe, par la suite, l'agrégat « patrimoine net des ménages » est considéré hors biens durables et objets de valeur.

supérieur à 2 750 000 € (correspondant à environ 98 500 foyers fiscaux) (voir encadré 2 dans le texte). Le redressement conduit à passer d'un agrégat de 1 645,3 Mds € à un agrégat de 4 917,4 Mds €, soit une multiplication par 2,99 et à nettement augmenter la concentration du patrimoine financier (voir tableau D1).

Le patrimoine professionnel de l'enquête est redressé uniquement pour la partie relative au patrimoine professionnel net des ménages dont les membres sont dirigeants de sociétés (SARL, SA, société en commandite). Le redressement consiste à remplacer la valeur déclarée par le ménage (déclaration initiale à la valeur de marché) par un montant estimé à partir des fonds propres des entreprises détenues (en appliquant une revalorisation marchande et en tenant compte des structures de groupes) obtenu en exploitant les sources externes FARE et LIFI. Un tel redressement conduit à revaloriser quelque peu cette composante – elle passe de 252,064 Mds € à 320,506 Mds €, soit une augmentation de 27% - et à augmenter les inégalités de la distribution (voir tableau D2).

Le patrimoine immobilier serait assez bien mesuré par l'enquête selon les dires d'experts quoique sous-estimant l'immobilier de rapport et les résidences secondaires. Le seul redressement que nous avons effectué concerne les ménages de l'enquête faisant une déclaration à l'ISF de patrimoine net supérieur à 2 750 000 €. Pour ces derniers, nous avons remplacé les réponses à l'enquête relatives à l'immobilier de rapport et les résidences secondaires par les déclarations correspondantes à l'ISF lorsque celles-ci sont supérieures. Ce redressement a très peu d'impact sur la distribution de patrimoine immobilier.

Le redressement de ces trois grandes composantes du patrimoine net des ménages de l'enquête conduit à un agrégat de patrimoine net des ménages plus élevé et plus inégalitaire, mais ne représentant toutefois que 86% du patrimoine net des ménages de la comptabilité nationale.

Un calage homothétique de chaque grande composante du patrimoine net sur la comptabilité nationale complète le redressement. Cet exercice de calage, nécessaire pour répondre à l'objectif d'estimer une distribution jointe de rendement du patrimoine par grande composante du patrimoine, implique d'établir une table de correspondance entre grandes composantes de l'enquête et postes d'actifs et de passifs de la comptabilité nationale (voir tableaux D1 et D3).

A la composante Patrimoine financier (hors patrimoine professionnel) de l'enquête correspond le sous agrégat Actifs financiers AF.0 auquel est retiré la part des actions et autres participations relatives à l'outil professionnel, évaluée en 1^{ère} approximation et suivant les dires d'experts à 80 % du poste actions non cotées (AF.512) et autres participations (AF.513).

A la composante Patrimoine logement de l'enquête correspond en comptabilité nationale le poste logement (AN.111) auquel s'ajoute la fraction des terrains (AN.2111) supportant un logement.

Le concept de patrimoine professionnel brut de l'enquête n'ayant pas d'équivalent en comptabilité nationale, nous distinguons :

- une première composante qui regroupe à la fois le patrimoine lié à l'entreprise uniquement pour les EI et celui détenu par le ménage et exploité professionnellement en dehors des entreprises du ménage d'une part. Lui correspond en comptabilité nationale les actifs non financiers (hors objets de valeur) hors le logement (logement et fraction des terrains supportant un logement) - le patrimoine professionnel des individus producteurs se confondant avec les actifs non financiers (biens d'équipement, fonds de commerce, terrains) qu'ils possèdent pour exercer leur activité ;
- une seconde composante, le patrimoine professionnel lié à l'entreprise des dirigeants non EI net des dettes associées d'autre part. Lui correspond en comptabilité nationale une large partie du poste actions non cotées (AF.512) et autres participations (AF.513) au sein des actifs financiers.

Enfin, à l'endettement des ménages (net de l'endettement professionnel des ménages non EI) correspond en comptabilité nationale l'ensemble des passifs financiers (PF.0).

Tableau D1 – Le patrimoine net des ménages et ses grandes composantes
- de l'enquête Patrimoine à la comptabilité nationale

	Enquête Patrimoine (*)		Enquête Patrimoine (redressée) (*)	Comptabilité nationale	
	Code	Montant en Mds €	Montant en mds €	Code	Montant en Mds €
Actifs financiers				AF.0	5 380,6
Actifs financiers (hors « private equity »)	PATFISOM	1 645,3	4 917,3	AF.0 (hors une partie du AF.512+AF.513)	4 636,9
Actifs non financiers (1)				AN.0-AN.13	
Actifs non financiers (1) y compris « private equity »				AN.0-AN.13+une partie de AF.512+AF.513	8 284,3
<i>Patrimoine logement brut</i>	PATIMM	4 925,6	4 968,5	AN.111+AN.2111 <i>*clef</i>	6 803,6
Patrimoine professionnel brut	PATPRO	851,4			
<i>Patrimoine professionnel et autres y compris « private equity » dont :</i>				AN.0-AN.13+ une partie du AF512+AF513) - patrimoine logement brut	1 480,7
Patrimoine prof. net des ménages dirigeants d'entreprise		252,1	320,5		743,7
Patrimoine prof brut lié à l'entreprise des EI et exploité prof en de dehors des entreprises du ménage		530,7	530,7		737
Passifs financiers	MTDETTES	1 049,5			
Dettes (nettes de l'endettement professionnel des ménages non EI)		980,6	980,6	PF.0	1 602
Patrimoine net (1)		6 372,8	9 756,4	B.90-AN.13	1 1319,2

Source : Insee, Enquête Patrimoine, 2017 ; Insee-Banque de France, Comptes financiers au 31/12/2017.
Calculs des auteurs.

$Clef = \frac{AN111}{AN111+AN112}$, avec AN112 (Autres bâtiments et ouvrages de génie civil). Cette clef vaut en moyenne 0,95.

(*) Champ complet 1 : 13560 observations.

(1) hors biens durables et objets de valeur

Tableau D2 - **Patrimoine professionnel (en entreprise) net des dettes des ménages non EI dirigeants d'entreprise**

	en millions €		
	agrégat	moyenne	écart-type
Valorisation marchande initiale de l'enquête	252 064	256,4 10 ⁻³	34,6
Valorisation comptable au coût historique à partir des bilans d'entreprise	142 089	144,5 10 ⁻³	21,9
Valorisation marchande à partir des bilans d'entreprise	196 104	199,4 10 ⁻³	36,9
Valorisation marchande en tenant compte des liaisons financières	320 506	326 10 ⁻³	173,6

Source : Insee, Enquête Patrimoine 2017 ; Insee-DGFIP, données comptables des entreprises (fichier FARE 2017), Insee-DGFIP-Banque de France-Orbis, base Liaisons financières (Lifi 2017) ; calculs des auteurs.

Champ : Ménages (non EI) de l'enquête déclarant un patrimoine professionnel en entreprise.

Calculs des auteurs.

Tableau D3 - **Le patrimoine financier des ménages et ses composantes – de l'enquête Patrimoine à la comptabilité nationale**

	Enquête Patrimoine	Comptabilité	nationale
	Montant en Mds €	Code	Montant en Mds €
Actions et parts de fonds d'investissement dont :	240,6	AF.5	1 504,2
Actions cotées	115,4	AF.511	282,0
Parts de fonds d'investissement	30,9	AF.52	301,0
Actions non cotées et autres participations dont :		AF.512+AF.513	921,2
Actions non cotées et autres participations ajustées hors « private equity »)	94,3		177,5
Assurance-vie	651,6	AF.6	2 040,7
Liquidités	457,4	AF.21+AF.22+AF.291	1 084,5
Dépôts à terme et titres de créance	300,1	AF.292+AF.293+AF.3+AF.4+AF.8	751,2
Actifs financiers		AF.0	5 380,6
Actifs financiers ajustés (hors « private equity »)	1 649,7	AF.0 (hors une partie du AF.512+AF.513)	4 636,9

Source : Insee, Enquête Patrimoine, 2017 ; Insee-Banque de France, Comptes financiers au 31/12/2017.

Calculs des auteurs.

(*) Champ complet : 13 685 observations.

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	G 9412	analyse économique des politiques française et allemande J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la régression 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 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
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	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
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. 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 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	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfactions du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS 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 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 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantes	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHINEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Région : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
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 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
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. GAUTTE Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturier 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 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 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. GAUTTE Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRON Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	P. RALLE et ali France - Allemagne : performances économiques comparées	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 extrêmes de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	J.L. BRILLET Micro-DMS	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 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIÉKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
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 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 9112	B. CREPON et G. DUPEAU 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	B. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation		
G 9201				G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
				G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRON 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 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 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	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 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 ?	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 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 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 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 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 bénéfices réels normaux (BRN)
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 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 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 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 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	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 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 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 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 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 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 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 nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
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 - A paraître	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 9705	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 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUDEBINE - 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 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
G 9707	M. HOUDEBINE 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 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 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	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 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 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation					G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement					G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?

G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE	G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques	G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ? ... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés	G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?	G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Elasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?	G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
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	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises	G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision	G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LADIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)	G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2005/15	M. DUJÉ La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale	G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGERE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de testing?
G2005/16	H. RAJUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé	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	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne	G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?	G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	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
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	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen	G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2006/04	J.-F. OUVIARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France	G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVIARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach	G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	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
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market	G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECRENAUD - P.-A. CHEVALLIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France	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	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
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	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Françaises Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?	G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?		
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin	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		

G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active - quel impact des contrats temporaires ?	G2011/06	L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2013/09	J-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2010/08	Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques	G2011/07	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/08	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry: Evidence from French data
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/09	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	G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2010/11	R. RATHÉLOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/10	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSI French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
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	G2011/11	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2: principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/12	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2: guide de l'utilisateur	G2011/13	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	G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II: rebasage et projection
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables: une application sur données françaises	G2011/14	P. GIVORD - R. RATHÉLOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/15	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2014/03	N. CECHRENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Evolution of the volatility des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1988
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	G2011/16	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/17	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence form French Firms	G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
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	G2011/18	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?	G2014/06	J.-M. DAUSSIN-BENICHO - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
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	G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
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. CECHRENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises	G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
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	G2014/09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation
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	G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus éparpillent-ils davantage ?
		G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market	G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJIL - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSI Wage Resilience in France since the Great Recession
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français	G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT An Unconditional Quantile Regression Approach		
		G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages: des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010		
		G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA décourageant-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans		
		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		
		G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt déglé au développement durable: une évaluation économétrique		
		G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges: une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008		
		G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management		
		G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms		
		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		
		G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM: quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?		
		G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic 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		
		G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance		
		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 ?		
		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		
		G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years		

G2014/13	Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows
G2014/14	How does fuel taxation impact new car purchases? An evaluation using French consumer-level dataset P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY - H. NAEGELE
G2014/15	Durée passée en carrière et durée de vie en retraite : quel partage des gains d'espérance de vie ? A. POISSONNIER The walking dead Euler equation Addressing a challenge to monetary policy models
G2015/01	Indicateurs de rendement du système de retraite français Y. DUBOIS - A. MARINO
G2015/02	The impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region S. T. LY - A. RIEGERT
G2015/03	Measuring Social Environment Mobility M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC M. KOUJBI - C. REGAERT
G2015/04	Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ? Y. DUBOIS - A. MARINO
G2015/05	Disparités de rendement du système de retraite dans le secteur privé : approches intergénérationnelle et intragénérationnelle J.-B. BERNARD B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS - No evidence of financial accelerator in France
G2015/06	Elasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France Q. LAFFÈTER - M. PAK
G2015/07	Les déterminants de l'attractivité de la fonction publique de l'État A. LEDUC et E. POULIQUEN
G2015/08	La modulation du montant de pension selon la durée de carrière et l'âge de la retraite : quelles disparités entre assurés ? P. AUBERT
G2015/09	Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises V. DORTET-BERNADET - M. SICIS
G2015/10	Annual and lifetime incidence of the value-added tax in France S. GEORGES-KOT
G2015/11	Are Enterprise Zones Benefits Capitalized into Commercial Property Values? The French Case M. POULHES
G2015/12	Effet de l'activité et des prix sur le revenu salarial des différentes catégories socioprofessionnelles J.-B. BERNARD - Q. LAFFÈTER

G2015/15	Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Desimie C. GEAY - M. KOUJBI - G de LAGASNERIE
G2015/16	Compared performances of French companies on the domestic and foreign markets J. BARDAJ - J.-C. BRICONGNE - B. CAMPAGNE - G. GAULLIER - H. NAEGELE
G2015/17	The redistributive effect of online piracy on the box office performance of American movies in foreign markets C. BELLÉGO - R. DE NIJS
G2015/18	French households financial wealth: which changes in 20 years? J.-B. BERNARD - L. BERTHET
G2015/19	Les prix hédoniques de l'immobilier parisien M. POULHES <i>Fenêtre sur Cour ou Chambre avec Vue ?</i>
G2016/01	Time to smell the roses? Risk aversion, the limiting of inheritance receipt, and retirement B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT
G2016/02	Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail P. CHARNNOZ - C. LELARGE - C. TREVIEN
G2016/03	Gender inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization - Evidence from a French Administrative Database C. BONNET - B. GARBINTI - A. SOLAZ
G2016/04	Health capacity to work at older ages in France D. BLANCHET - E. CAROLI - C. PROST - M. ROGER
G2016/05	MELEZE: A DSGE model for France within the Euro Area B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER
G2016/06	Laffer curves and fiscal multipliers: lessons from Méleze model B. CAMPAGNE - A. POISSONNIER
G2016/07	Structural reforms in DSGE models: a case for sensitivity analyses Q. LAFFÈTER - A. POISSONNIER
G2016/08	Relèvement de l'âge de départ à la retraite : quel impact sur l'activité des seniors de la réforme des retraites de 2010 ? Y. DUBOIS et M. KOUJBI
G2016/09	Les entreprises employant des salariés au Smic : quelles caractéristiques et quelle rentabilité ? A. NAOUAS - M. ORAND - I. SLIMANI HOUTI
G2016/10	Patrimoine privé et retraite en France T. BLANCHET - Y. DUBOIS - A. MARINO - M. ROGER
G2016/11	Accounting for technology, trade and final decomposition in employment: an Input-Output decomposition M. PAK - A. POISSONNIER
G2017/01	Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France D. FOUGÈRE - E. GAUTIER - S. ROUX
G2017/02	Règles d'indexation des pensions et sensibilité des dépenses de retraites à la croissance économique et aux choix démographiques Y. DUBOIS - M. KOUJBI

G2017/03	L'espérance de vie en retraite sans incapacité sévère des générations nées entre 1960 et 1990 : une projection à partir du modèle Destinie A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET
G2017/04	Le modèle macroéconométrique Mésange : reestimation et nouveautés J. BARDAJ - B. CAMPAGNE - M.-B. KHDER - Q. LAFFÈTER - O. SIMON (Insee)
G2017/05	Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero-Lower-Bound J. BOUSSARD - B. CAMPAGNE
G2017/06	Effects of the one-day waiting period for sick leave on health-related absences in the French central civil service A. CAZENAVE-LACROUTZ - A. GODZINSKI
G2017/07	Qualification, progrès technique et marchés de travail locaux en France, 1990-2011 P. CHARNNOZ - M. ORAND
G2017/08	Modélisation de l'inflation en France par une approche macrosectorielle K. MILIN
G2017/09	Homeownership and labor market outcomes: disentangling externality and composition effects C.-M. CHEVALIER - R. LARDEUX
G2017/10	Time is Money: Cash-Flow Risk and Export Market Behavior P. BEAUMONT
G2018/01	SMEs' financing: Divergence across Euro area countries? S. ROUX - F. SAVIGNAC
G2018/02	Computerization, labor productivity and employment: impacts across industries vary with technological level C.-M. CHEVALIER - A. LUCIANI
G2018/03	L'effet du CICE sur les prix : une double analyse sur données sectorielles et individuelles R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO
G2018/04	Who Understands The French Income Tax? Bunching Where Tax Liabilities Start R. LARDEUX
G2018/05	Financial constraints of innovative firms and sectoral growth C.-M. CHEVALIER
G2018/06	Pro-competitive effects of globalisation on prices, productivity and markups: Evidence in the Euro Area R. S.-H. LEE - M. PAK
G2018/07	Consumption inequality in France between 1995 and 2011 C.-M. CHEVALIER

G2018/08	Financial Constraints and Self-Employment in France, 1945-2014 A. BAUER - B. GARBINTI - S. GEORGES-KOT
G2018/09	Prime à l'embauche dans les PME : évaluation à partir des déclarations d'embauche P. BEAUMONT - A. LUCIANI
G2018/10	Comparaison de deux dispositifs d'aide à la R&D collaborative public-privé C. BELLÉGO - V. DORTET-BERNADET - M. TÉPAU
G2018/11	Réplication et rapprochement des travaux d'évaluation de l'effet du CICE sur l'emploi en 2013 et 2014 R. MONIN - M. SUAREZ CASTILLO
G2018/12	L'introduction d'un gradient social dans la mortalité au sein du modèle Destinie 2 A. CAZENAVE-LACROUTZ - F. GODET - V. LIN
G2019/01	Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation M. ANDRÉ - A.-L. BIOTTEAU
G2019/02	Le modèle Avionic : la modélisation Input/Output des comptes nationaux A. BOURGEOIS - A. BRIAND
G2019/03	Short-term health effects of public transport disruptions: air pollution and viral spread channels GODZINSKI - M. SUAREZ CASTILLO
G2019/04	L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L. AEBERHARDT - F. HATIER - M. LECLAIR - B. PENTINAT - J.-D. ZAFAR
G2019/05	Dans quelle mesure les incitations tarifaires et la procédure de mise sous accord préalable ont-elles contribué au développement de la chirurgie ambulatoire ? A. CAZENAVE-LACROUTZ - E. YILMAZ
G2019/06	The Differences between EU Countries for Sustainable Development Indicators: It is (mainly) the Economy! J.-P. CLING - S. EGHBAL-TEHERANI - M. ORZONI - C. PLATEAU
G2019/07	Competition on Unobserved Attributes: The Case of the Hospital Industry P. CHONÉ - L. WILNER
G2019/08	Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution P. PORA - L. WILNER
G2019/09	Do Minimum Wages make Wages more Rigid ? Evidence from French Micro Data E. GAUTIER - S. ROUX - M. SUAREZ CASTILLO
G2019/10	M. ANDRÉ - A. SIREY-JOL

G2019/11	Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu K. MOHKAM – O. SIMON L'empreinte matière de l'économie française : une analyse par matière et catégorie de produits	G2020/11	P. AGHION – A. BERGEAUD M. LEQUIEN – M. J. MELTZ The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports	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
G2019/12	S. BUNEL – B. HADJIBEYLI Évaluation du crédit d'impôt innovation	G2020/12	L. GALIANA – B. SAKAROVITCH F. SÉMÉCURBE – Z. SMOREDA Residential segregation, daytime segregation and spatial frictions : an analysis	2022/05	S. GEORGES-KOT – D. GOUX – E. MAURIN The value of leisure synchronization
G2019/13	C. BONNET – F. GODET – A. SOLAZ Gendered economic determinants of couple formation over 50 in France	G2020/13	A. BAUER – J. BOUSSARD Market Power and Labor Share	2022/06	N. BECHICHI – M. FABRE – T. OLIVIA Projections de la population active à l'horizon 2080
G2019/14	P. GIVORD – M. SUAREZ CASTILLO Excellence for all? Heterogeneity in high schools' value-added	G2020/14	A. BAUER – J. BOUSSARD – D. LASHKARI Information Technology and Returns to Scale	2022/11	S. QUANTIN – C. WELTER-MÉDÉE Estimation des montants manquants de versements de TVA : exploitation des données du contrôle fiscal
G2019/15	G. CETTE – L. KOEHL – T. PHILIPPON Labor Share in Some Advanced Countries	G2020/15	V. LIN – O. MESLIN Hausse des prix immobiliers et mesure du niveau de vie	2022/14	L. BLOCH – B. FAVETTO – A. LAGOUGE – F. SEDILLOT Inégalités de rendements et de patrimoine en France en 2017
G2020/01	J. SILHOL – B. VENTELOU Les zones d'intervention prioritaire reflètent-elles des écarts de pratiques des médecins généralistes ?	G2021/01	N. BECHICHI – G. THEBAULT Students' Preferences, Capacity Constraints and Post-Secondary Achievements in a Non-Selective System		
G2020/02	B. BOUCHTENIK – R. LARDEUX The Take-Up of Unemployment Benefit Extensions	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		
G2020/03	J-M. GERMAIN A Welfare Based Estimate of "Real Feel GDP" for Europe and the USA	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		
G2020/04	J. BOUSSARD – R. LEE Competition, Profit Share and Concentration	G2021/04	A. GODZINSKI – M. SUAREZ CASTILLO Disentangling the effects of air pollutants with many instruments		
G2020/05	P. PORA Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France	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		
G2020/06	R. MONIN – M. SUAREZ CASTILLO Product Switching, market power and distance to core competency	2021/02	L. GOBILLON – D. MEURS – S. ROUX Differences in positions along a hierarchy : Counterfactuals based on an assignment model		
G2020/07	L. WILNER How do citizens perceive centralization reforms? Evidence from the merger of French regions	2021/03	N. BECHICHI – J. GRENET – G. THEBAULT Ségrégation à l'entrée des études supérieures en France et en région		
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				