



Institut national de la statistique et des études économiques

F2020/01

Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par micro-simulation

Félix PAQUIER *, Michaël SICSIC **

Août 2020

Direction des Statistiques Démographiques et Sociale - Timbre F001
88, avenue Verdier - CS 70058 - 92541 MONTROUGE CEDEX - France
Tél. : 33 (1) 87 69 62 82 - E-mail : dg75-f001@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.

* Drees, bureau Redistribution et évaluation

** Insee, division Études Sociales

Les auteurs remercient Kevin Schmitt pour sa collaboration sur les imputations de patrimoine dans le modèle Ines. Ils remercient également Clément Dherbécourt, Simon Fredon, Céline Grislain-Letrémy, Sylvie Le-Minez, Céline Marc, Émilie Raynaud et Laurence Rioux ainsi que les participants au séminaire DSDS de l'Insee (février 2020) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de ce document.

Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par micro-simulation

Résumé

Cette étude évalue les effets sur les inégalités de niveau de vie et les finances publiques de la transformation de l'ISF en IFI et de la mise en place du PFU à 30 % sur les revenus du patrimoine en France en 2018. Pour cela, nous mobilisons le modèle de microsimulation Ines et l'ERFS, que nous complétons en imputant le patrimoine détenu par chaque ménage à partir de l'enquête Patrimoine et des données fiscales sur l'ISF et l'IFI. À court terme, l'effet positif de ces réformes sur les niveaux de vie est très concentré dans le haut de la distribution, même si les gains sont limités par la hausse de la CSG. Le coût pour les finances publiques est de 3,5 milliards d'euros par an. Cependant, les effets de comportement de court terme, notamment sur les dividendes reçus par les ménages, conduisent à des recettes publiques supplémentaires et accentuent la hausse de niveau de vie des plus aisés.

Mots-clés : évaluation de politique publique, microsimulation, inégalités, impôt de solidarité sur la fortune, prélèvement forfaitaire unique.

Classification JEL : D31 ; D63 ; H20 ; H23 ; H31.

Abstract

This study assesses the impacts on inequalities and government finances of two 2018 tax reforms in France: (i) the transformation of the solidarity tax on wealth (impôt de solidarité sur la fortune, ISF) into a tax on real estate wealth (impôt sur la fortune immobilière, IFI) and (ii) the introduction of a 30% flat tax on capital income (prélèvement forfaitaire unique, PFU). We use the Ines microsimulation model and the Tax and Social Incomes Survey (ERFS), in which we beforehand imputed households' wealth using the Household Wealth Survey and administrative fiscal data on ISF and IFI. In the short run, the positive effect of these reforms on living standards is highly concentrated at the top of the distribution, although gains are limited by the increase of the CSG tax rate (which is part of the PFU reform). The two reforms make up a €3.5 billion cost for government finances. However, the short-term behavioral effects of the flat tax on the dividends received by households lead to additional public revenues and make the rise in the living standards of the richest household even more pronounced.

Key word: public policy evaluation, microsimulation, inequality, wealth tax, flat tax on capital income.

Table des matières

Résumé.....	2
1. Introduction.....	4
2. Présentation des réformes évaluées.....	6
2.1. Transformation de l'ISF en IFI.....	6
2.2. Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu.....	7
2.3. Hausse du taux des prélèvements sociaux sur le patrimoine.....	8
3. La simulation de l'IR, de la CSG et des impôts sur le patrimoine dans le modèle Ines.....	8
3.1. Simulation des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de l'impôt sur le revenu	9
3.2. Simulation de l'ISF et de l'IFI.....	10
4. Méthode d'évaluation de l'impact des mesures.....	11
4.1. Mesurer les effets des mesures sociales et fiscales avec le modèle Ines.....	11
4.2. Prise en compte des effets de comportement.....	13
5. Résultats à comportements inchangés.....	15
5.1. La transformation de l'ISF en IFI augmente le niveau de vie des plus aisés, des retraités et des indépendants.....	15
5.2. La mise en place du PFU favorise aussi les plus aisés, mais pas spécifiquement les retraités	19
5.3. Les pertes liées à la hausse de la CSG sont concentrées sur les plus aisés, mais dans une moindre mesure que les gains liés aux deux autres réformes.....	20
5.4. Au total, les trois réformes font augmenter les inégalités de niveau de vie.....	21
6. Prise en compte des effets de comportement de court terme.....	22
7. Discussion sur les effets des réformes à long terme.....	24
Bibliographie.....	26

1. Introduction

Évaluer les réformes de la fiscalité du capital est un enjeu important de politique publique à double titre. Premièrement, la fiscalité du capital peut apparaître comme un exemple exacerbé de l'arbitrage entre efficacité et équité : d'une part le capital est très inégalement réparti¹, davantage que les revenus du travail (Garbinti & Goupille-Lebret, 2019), faisant de la taxation du capital un outil important de lutte contre les inégalités ; mais d'autre part, les revenus du capital sont plus sensibles que les revenus du travail aux incitations fiscales (Kleven & Schulz, 2014), et une baisse de la taxation du capital pourrait donc être plus efficace pour les finances publiques du fait de la hausse des revenus du capital. Deuxièmement, peu de résultats sont connus sur la fiscalité du capital, très peu d'études ayant été réalisées sur ce sujet pourtant très important pour la politique économique. En 2018, trois réformes des prélèvements fiscaux et sociaux ont affecté les ménages détenteurs de patrimoine en France : (i) la transformation de l'impôt sur la fortune (ISF) en impôt sur la fortune immobilière (IFI), (ii) la mise en place d'une imposition forfaitaire des revenus de placements financiers au titre de l'impôt sur le revenu et la fin de l'imposition de ces revenus au barème progressif, et (iii) l'augmentation du taux de la contribution sociale généralisée (CSG) payée sur les revenus du patrimoine. Les deux dernières réformes constituent la mise en place d'un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 30 % sur les revenus du patrimoine, égal à la somme du prélèvement forfaitaire de 12,8 % au titre de l'impôt sur le revenu et des prélèvements sociaux dont le taux atteint 17,2 % avec la hausse de la CSG.

Cette étude a pour but d'évaluer, à l'aide du modèle de microsimulation Ines, les effets de ces trois réformes sur les inégalités de niveau de vie et le budget de l'État. Nous utilisons principalement pour cela l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS), base de données privilégiée à l'Insee pour produire les indicateurs d'inégalités de niveaux de vie, et à laquelle est adossé le modèle de microsimulation Ines. Pour évaluer l'effet des réformes, on calcule les montants de prélèvements – ISF, impôt sur le revenu et CSG – *contrefactuels*, qui auraient été payés en 2018 par les ménages en l'absence de réforme. L'effet des réformes est obtenu en comparant ces montants aux montants d'IFI, d'impôt sur le revenu et de CSG calculés en appliquant les réformes de 2018. Néanmoins, cette évaluation fait face à au moins trois difficultés.

D'abord, il n'existe pas de base de données permettant de disposer pour un même échantillon de ménages de toutes les composantes prises en compte pour calculer leur niveau de vie² et l'impôt sur la fortune³. La première partie de notre travail a donc consisté à imputer dans l'ERFS les montants de différents types de patrimoine détenus par les ménages. Cette imputation a été réalisée en combinant

¹ Début 2018, les 10 % de ménages les mieux dotés en patrimoine détenaient près de la moitié de l'ensemble du patrimoine en France (Cazenave-Lacrouts *et al.*, 2019).

² Le niveau de vie d'un ménage correspond à son revenu disponible (revenu déclaré net de cotisations sociales augmenté des prestations et auquel on soustrait tous les prélèvements directs) rapporté à un nombre d'unité de consommation.

³ Pour cette raison, le niveau de vie sur lequel s'appuie habituellement l'Insee pour étudier les inégalités et la redistribution monétaire à partir de données individuelles de l'ERFS ne tient pas compte de l'ISF.

plusieurs approches méthodologiques et plusieurs sources de données (l'enquête Patrimoine de l'Insee et les données sur l'ISF et l'IFI mises à disposition par la DGFIP) afin d'affecter aux ménages de l'ERFS des montants de patrimoine les plus précis possible.

La deuxième difficulté tient au fait que l'effet du PFU est différent selon l'année sur laquelle l'analyse est effectuée. D'abord, l'impôt payé sur les revenus du patrimoine en 2018 est constitué pour partie d'impôts payés sur les revenus de 2017, pour lesquels la législation entrée en vigueur en 2018 ne s'applique pas encore. Par ailleurs, certains types de revenus du patrimoine (intérêts des plans épargne logement, par exemple) ne sont pas soumis au PFU dès son entrée en vigueur, mais le sont à plus long terme.

Enfin, plusieurs éléments suggèrent que la mise en place du PFU et la suppression de l'ISF pourraient avoir eu un effet sur le stock de patrimoine détenu par les ménages en 2018 ou sur les revenus du patrimoine *via* des effets de comportement des ménages. Dans cet article, nous évaluons prioritairement les effets des réformes à comportements inchangés. Cependant, nous simulons également le PFU et l'IFI en tenant compte des effets de comportements à court terme, en utilisant différents travaux empiriques évaluant les élasticités des dividendes aux réformes fiscales pour le PFU et les variations du stock de patrimoine observées entre 2017 et 2018 pour l'ISF.

Il faut préciser que les effets de comportement étudiés ici ne sont que des effets de court terme : l'ensemble des potentiels effets de long terme – par exemple sur l'accumulation de capital ou l'exil fiscal –, souvent évoqués pour justifier les réformes, ne sont pas évalués ici. Il ne s'agit évidemment pas de faire l'hypothèse que ces effets n'existent pas. Cependant, ces réactions étant incertaines et pouvant mettre du temps à se manifester, il est aussi très utile de mettre en évidence les effets de court terme, beaucoup plus rapidement observables (Bach *et al.*, 2020). C'est ce que cet article s'attache à faire.

Notre travail fait suite aux publications évaluant les effets budgétaires et redistributifs de l'ensemble des réformes sociales et fiscales de 2018, de Biotteau *et al.* (2019), Fabre *et al.* (2019) et Madec *et al.* (2019), mais aussi aux rapport de France Stratégie (2019)⁴ et du Sénat (2019) qui portent plus spécifiquement sur l'effet de la réforme de l'IFI de 2018. Par rapport à tous ces travaux, la première originalité de notre article est d'analyser conjointement – et séparément des autres réformes sociales et fiscales de 2018 – les réformes de 2018 portant sur les ménages détenteurs de patrimoine. Par ailleurs, nous nous appuyons sur une méthodologie originale pour imputer aux ménages de l'ERFS des montants de patrimoine en conservant au mieux la relation entre niveau de vie et patrimoine. Enfin, l'originalité de notre travail réside également dans notre tentative de prendre en compte certaines réactions comportementales de

⁴ On trouvera une synthèse de différentes évaluations institutionnelles dans le rapport France Stratégie (2019). Parmi ces travaux, ceux de l'Institut des politiques publiques (IPP) ont été actualisés et sont présentés dans Fabre *et al.* (2019). Ces derniers travaux utilisent les données DGFIP et donnent des résultats légèrement moins concentrés dans le haut de la distribution que ceux publiés l'année précédente par l'IPP (France Stratégie, 2019), et ainsi plus proches des résultats obtenus avec notre méthodologie. Voir aussi Dherbécourt et Lopez-Forero (2019) sur l'imposition effective des patrimoines et des revenus du capital entre 2011 et 2018.

court terme des ménages et de montrer comment cela modifie les résultats sur les inégalités et le budget de l'État.

Pour ce qui concerne l'imputation du patrimoine dans l'ERFS, notre travail s'inscrit dans la lignée de travaux sur les inégalités de patrimoine qui cherchent à estimer des montants de patrimoine en fonction des revenus (voir Kopczuk, 2015 et Zucman, 2019 pour des revues de littérature, et Garbinti *et al.*, 2016 pour des estimations sur la France). Certaines méthodes utilisées dans ces travaux (utilisation des données successorales en appliquant des tables de mortalité, méthodes par capitalisation à partir des données fiscales⁵), ne peuvent pas être utilisées pour notre étude : d'une part, elles ne permettent pas de différencier le capital professionnel et non professionnel (et donc ne permettent pas de bien prendre en compte l'exonération des biens professionnels dans l'ISF), et d'autre part, la capitalisation à partir de données fiscales ne permet pas de simuler les patrimoines ne générant pas de revenus⁶ ou des revenus non fiscalisés, ces derniers étant particulièrement nombreux en France⁷. Notre approche privilégie l'utilisation de l'enquête Patrimoine et des données de la DGFIP sur les patrimoines imposables à l'ISF et l'IFI des foyers fiscaux en 2017 et 2018. Elle aboutit à une estimation très satisfaisante des patrimoines taxables à l'ISF ou à l'IFI et de leur répartition en fonction du niveau de vie, permettant ainsi de bien simuler l'impact de la transformation de l'ISF en IFI sur les montants d'impôts payés et sur les inégalités de niveau de vie.

Cet article présente, dans un premier temps, les trois réformes étudiées. Il revient ensuite sur les données utilisées et la méthodologie d'évaluation de l'impact des réformes, en présentant notamment l'imputation du patrimoine et de la simulation de l'ISF ou de l'IFI dans le modèle Ines. Il détaille ensuite l'impact des réformes en faisant l'hypothèse de comportements inchangés puis analyse la manière dont varient les résultats lorsqu'on tient compte des potentiels effets de comportements. Enfin, une discussion concernant les effets de long terme est donnée dans la dernière partie.

2. Présentation des réformes évaluées

2.1. Transformation de l'ISF en IFI

Les réformes sur la taxation du capital ont été nombreuses en France depuis les années 1980 (France Stratégie, 2019). L'impôt sur les grandes fortunes (créé en 1981), puis l'ISF (créé en 1986) ont été

⁵ La méthode par capitalisation applique aux revenus du patrimoine taxés à l'impôt sur le revenu un taux de rendement fixe par produit pour en déduire un patrimoine (voir Saez et Zucman, 2016 pour une application aux États-Unis, Garbinti *et al.*, 2016 en France).

⁶ Certaines actions ne génèrent pas de dividendes. C'est souvent le cas des actions non cotées, mais ça peut aussi être le cas d'actions des très grandes entreprises (par exemple Amazon ou Facebook) dont les détenteurs ne reçoivent pas de dividendes. L'or ou les biens de luxe ne génèrent pas non plus de revenus, et ne peuvent donc pas être captés par la méthode par capitalisation.

⁷ En France, les types de patrimoine suivants ne génèrent pas de revenus fiscalisés ou seulement partiellement : les PEA, les assurances-vie, les livrets d'épargne (A, jeune, LDD ...), l'épargne salariale, les résidences principales, les résidences secondaires non louées.

modifiés plus d'une dizaine de fois, la dernière réforme étant la transformation, en 2018, de l'ISF en IFI, que l'on évalue ici. La réforme de 2018 a modifié la définition de la base taxable : (i) les actifs mobiliers n'en font plus partie, mais la composante immobilière indirecte est maintenue⁸, (ii) le passif mobilier n'est plus déductible et (iii) les réductions pour investissement dans des petites et moyennes entreprises (PME) sont supprimées.

2.2. Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu

Entre 2013 et 2017, la plupart des revenus mobiliers (dividendes, placements à revenu fixe), les plus-values de cession de valeurs mobilières et certains revenus d'assurance-vie d'une année N étaient soumis au barème progressif de l'impôt sur le revenu (IR) en N+1 (avec un abattement de 40 % pour les dividendes), avec, pour les revenus mobiliers, un prélèvement non libératoire (aussi appelé prélèvement forfaitaire obligatoire, PFO) l'année de perception qui constituait un crédit d'impôt l'année suivante (Cazenave *et al.*, 2014). Les revenus d'assurance-vie non soumis au barème de l'impôt sur le revenu étaient soumis à un prélèvement libératoire l'année de perception. Enfin, les intérêts des plans épargne logement (PEL) et des comptes épargne logement (CEL) étaient exemptés d'impôt sur le revenu⁹.

La loi de finances pour 2018 a réformé la fiscalité applicable aux revenus des placements financiers en instaurant un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 12,8 % au titre de l'impôt sur le revenu (et 17,2 % au titre des prélèvements sociaux, voir ci-dessous) pour atteindre le taux effectif unique de 30 %. À partir de 2018, le PFU s'applique aux plus-values de cessions de valeurs mobilières et aux revenus mobiliers (notamment les dividendes et les intérêts issus de placements à revenu fixe comme les obligations) – pour les produits des contrats d'assurance-vie seulement s'ils sont afférents à des versements postérieurs au 27 septembre 2017¹⁰, et pour les intérêts des PEL et CEL seulement s'ils ont été ouverts après le 1^{er} janvier 2018¹¹. Le PFU correspondant aux revenus d'une année N est payé lors de la taxation de la déclaration de revenus, soit l'année N+1. Cependant, un prélèvement non libératoire (la plupart du temps au même taux) est effectué l'année de perception des revenus et constitue un crédit d'impôt l'année suivante¹², pour la plupart des revenus¹³.

⁸ Il s'agit par exemple des parts dans les sociétés civiles immobilières (SCI).

⁹ À l'exception des PEL de plus de 12 ans.

¹⁰ Les produits des contrats d'assurance-vie de plus de 8 ans (et dans la limite de 150 000 euros d'encours en assurance-vie) sont soumis cependant à un prélèvement de 7,5 % au lieu de 12,8 %.

¹¹ Sauf pour les PEL de plus de 12 ans, dont les intérêts sont soumis au PFU dès 2018. Les produits des contrats d'assurance-vie afférents à des versements antérieurs au 27 septembre 2017, ainsi que les intérêts des PEL et CEL ouverts avant le 1^{er} janvier 2018, continuent d'être imposés selon le régime applicable avant 2018.

¹² Certains foyers peuvent demander à être exemptés du prélèvement non libératoire l'année de perception des revenus si le revenu fiscal de référence n'excède pas un seuil. Par ailleurs, un foyer percevant des revenus soumis au PFU peut opter pour l'imposition au barème pour ces revenus.

¹³ Ce n'est pas le cas par exemple pour les plus-values de cessions mobilières.

2.3. Hausse du taux des prélèvements sociaux sur le patrimoine

En 2018, la contribution sociale généralisée (CSG) a été augmentée pour l'ensemble des revenus. Pour les revenus du patrimoine, son taux est passé de 8,2 % à 9,9 %, portant à 17,2 % le taux de l'ensemble des prélèvements sociaux¹⁴ sur les revenus du patrimoine (qui constitue la deuxième composante du PFU)¹⁵. L'assiette de la CSG sur les revenus du patrimoine ne se limite pas au patrimoine financier, et est donc plus large que celle du PFU au titre de l'IR : les revenus fonciers, les rentes viagères ainsi que l'intégralité des revenus issus des PEL, CEL ou plans d'épargne en actions (PEA) sont ainsi soumis à la CSG alors qu'ils ne sont pas entièrement dans le champ du PFU.

3. La simulation de l'IR, de la CSG et des impôts sur le patrimoine dans le modèle Ines

Les analyses présentées dans cet article sont basées sur le modèle de microsimulation Ines¹⁶. Ce modèle simule la plupart des prélèvements sociaux et fiscaux, et des prestations sociales monétaires. Il est adossé principalement à l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee (voir encadré 1), qui réunit entre autres les informations sociodémographiques de l'enquête Emploi et les revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu. Par rapport aux sources fiscales exhaustives, l'ERFS permet notamment de mieux simuler les prestations et les cotisations à l'aide des informations issues de l'enquête Emploi. Elle permet de donner des résultats sur l'impact des réformes de la législation sociale et fiscale sur les niveaux de vie, mesurés à l'Insee à partir de l'ERFS.

L'évaluation présentée dans cet article s'appuie en particulier sur la simulation de l'ISF puis de l'IFI, sur la simulation de l'impôt sur le revenu et sur celle de la CSG. La simulation de ces dispositifs par le modèle Ines présente plusieurs spécificités qu'il convient de rappeler ici. Nous revenons ci-dessous d'abord sur la simulation des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de l'impôt sur le revenu, puis sur celle de l'ISF et de l'IFI. Cette dernière a été introduite récemment dans le modèle et constitue une contribution majeure de cet article.

Encadré 1 : Données utilisées

L'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS)

Pour chaque année N, l'ERFS est constituée par un appariement entre les répondants à l'enquête Emploi du 4^e trimestre et les sources fiscales de l'année, à savoir les déclarations de revenus de l'année N (remplies en mars N+1), la taxe d'habitation au 1^{er} janvier de l'année N, ainsi que les fichiers de la caisse nationale des allocations

¹⁴ À la CSG s'ajoute la CRDS (taux de 0,5 %), le prélèvement social (4,5 %), la contribution additionnelle « solidarité autonomie » (0,3 %) et le prélèvement de solidarité (2 %).

¹⁵ Dans le PLFSS 2018, la hausse des recettes publiques liée à la hausse de CSG est chiffrée à 22,5 milliards d'euros, dont 2 milliards pour la CSG sur les revenus du capital. Ce chiffre correspond à un champ - tous les ménages de France entière - plus large que celui de l'ERFS, qui se limite aux ménages ordinaires de France métropolitaine.

¹⁶ Voir <https://www.insee.fr/fr/information/2021951> pour une description courte et <https://adullact.net/projects/ines-libre> pour plus de détails. Voir également Fredon et Sicsic (2020) pour une présentation du modèle Ines et de ses applications.

familiales (CNAF), la caisse nationale de l'assurance vieillesse (CNAV) ou la caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA) qui donnent les prestations sociales versées.

Nous utilisons le millésime 2016 de l'enquête dans ce document. L'échantillon de l'ERFS 2016, tiré dans les fichiers de la taxe d'habitation, est constitué de 118 626 individus pour 53 374 ménages répondants, ménages dits « ordinaires » de France métropolitaine. Sont exclus les ménages vivant en collectivité, ainsi que les personnes vivant dans des habitations mobiles et les sans-domicile.

L'enquête Patrimoine

Les enquêtes Patrimoine collectées par l'Insee décrivent les biens immobiliers, financiers et professionnels des ménages ainsi que leur endettement. Nous mobilisons l'enquête Patrimoine 2014-15, dont la collecte s'est déroulée d'octobre 2014 à février 2015.

Un sur-échantillonnage des plus hauts patrimoines a été effectué, à partir des données de l'ISF. Cela permet de mieux appréhender les patrimoines des ménages aisés et permet l'étude fine des inégalités de patrimoine. Au total, 12 035 ménages ont effectivement répondu à l'enquête. Les variables de revenu proviennent d'appariements avec les sources fiscales et sociales.

Les données fiscales de l'ISF et l'IFI

Pour mieux appréhender les hauts patrimoines, redevables de l'ISF ou de l'IFI, nous avons également mobilisé les données issues des fichiers ISF de 2016 et 2017, ainsi que les données POTE et IFI de 2018, récemment mises à disposition par la DGFIP.

Le fichier ISF utilisé pour cette étude contient les montants de patrimoine net taxable à l'ISF pour l'ensemble des foyers redevables de l'ISF. Pour les foyers avec un actif net de moins de 2,57 millions d'euros, seul le patrimoine net total est à remplir dans la déclaration annuelle de revenus n° 2042 et figure donc dans le fichier. Pour les foyers avec un actif net de plus de 2,57 millions d'euros, une déclaration spécifique d'ISF est nécessaire et l'on dispose en supplément du montant de la résidence principale et des immobilisations, des actifs mobiliers et du passif.

Les redevables de l'IFI sont tenus de remplir le formulaire n° 2042-IFI auquel ils joignent des annexes, sur lesquelles ils listent et évaluent les actifs taxables à l'IFI. Les données relatives à l'IFI de 2018 sont intégrées aux données du fichier POTE (fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions, source DGFIP) de 2017, qui rassemble l'ensemble des informations issues des déclarations fiscales de 2017. Pour tous les foyers, le détail du patrimoine net taxable à l'IFI est ainsi disponible, ainsi que les montants de réductions pour dons et PME, le plafonnement de l'IFI, et la somme payée pour cet impôt.

3.1. Simulation des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de l'impôt sur le revenu

L'impôt sur le revenu est l'un des dispositifs les mieux simulés par le modèle Ines. En 2018, lorsqu'on compare les masses totales d'impôt payées par les ménages ordinaires de France métropolitaine simulées dans Ines à celles obtenues dans les données de la DGFIP (corrigées pour se ramener à un champ équivalent à celui de l'ERFS), il apparaît qu'Ines sous-estime très légèrement l'impôt (l'écart est de -1 % en 2018). Cet écart est le même si l'on compare les masses en incluant les différents prélèvements forfaitaires sur les revenus du patrimoine ou si l'on exclut ces prélèvements¹⁷.

La simulation par Ines des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine (dont la majeure partie est constituée par la CSG), conduit également à des masses totales payées par les ménages qui sont proches, bien que légèrement surestimées, par rapport aux données publiées par la Commission des

¹⁷ En incluant les prélèvements forfaitaires, la masse simulée par Ines pour 2018 est de 70,8 milliards d'euros, contre 71,2 milliards dans les données de la DGFIP. En excluant ces prélèvements, la masse simulée par Ines est de 67,3 milliard d'euros, contre 68,2 milliards dans les données de la DGFIP.

comptes de la Sécurité sociale (corrigées pour se ramener à un champ équivalent à celui de l'ERFS). Les masses issues des simulations d'Ines sont de 20,9 milliards d'euros en 2018, contre 19,7 milliards d'euros dans les données de la Commission des comptes de la Sécurité sociale, soit une surestimation de 6 %.

3.2. Simulation de l'ISF et de l'IFI

La simulation de l'ISF et de l'IFI dans Ines se heurte à une difficulté particulière : aucune information concernant les montants de patrimoine détenus par les ménages n'est disponible dans l'ERFS. Jusqu'à sa version la plus récente, le modèle Ines ne simulait donc pas l'ISF et l'IFI, dont les bases taxables sont constituées du patrimoine des ménages. Afin de pouvoir évaluer la transformation de l'ISF en IFI en 2018, une imputation du montant de patrimoine détenu par chaque ménage de l'ERFS a été introduite dans la dernière version du modèle Ines (voir encadré 2). À partir du patrimoine imputé, on déduit un patrimoine taxable à l'ISF en appliquant les différents abattements¹⁸ et on simule un impôt sur la fortune en appliquant la législation et prenant notamment en compte la décote, les réductions et le plafonnement. Cette imputation permet d'avoir une simulation précise par Ines de l'ISF ou de l'IFI acquittés par les ménages (Paquier *et al.*, 2019). Ainsi, la masse d'ISF payée par les ménages ordinaires de France métropolitaine en 2017 est de 3,9 milliards d'euros, soit un montant proche des valeurs disponibles dans les sources externes. Concernant l'IFI en 2018, la masse totale issue des simulations d'Ines est de 1,1 milliard d'euros, soit une très légère sous-estimation (de l'ordre de 2 %) par rapport aux données de la DGFIP sur le même champ.

Encadré 2 : méthode d'imputation du patrimoine dans l'ERFS

Pour pouvoir simuler avec le modèle Ines l'ISF et l'IFI, il est d'abord nécessaire d'imputer le montant de patrimoine détenu par chaque ménage de l'ERFS. Cette imputation est présentée en détail dans Paquier *et al.* (2019). Nous en rappelons ici les principaux aspects.

L'imputation se déroule en deux étapes. La première consiste à imputer les montants de différents types d'actifs détenus par les ménages à partir des informations de l'enquête Patrimoine (EP) de l'Insee sur l'année 2014. La deuxième étape consiste à utiliser ces premières imputations ainsi que les données récemment mises à disposition par la DGFIP pour obtenir une estimation, pour chaque ménage, du patrimoine taxable à l'ISF ou à l'IFI.

1^{ère} étape

Dans la première étape, des montants d'actifs et de passifs détenus par chaque ménage de l'ERFS sont imputés en s'appuyant sur l'EP 2014-15. Nous imputons les montants détenus pour 18 types de patrimoine au moyen de deux méthodes complémentaires : pour 1 % des ménages environ, dont on estime au regard de leurs caractéristiques qu'ils sont assujettis à l'ISF, les stocks de patrimoine sont imputés par *hot-deck* aléatoire stratifié ; pour les autres ménages, la majorité (99 %), les stocks de patrimoine sont imputés grâce à des modèles de régressions paramétriques.

¹⁸ Les abattements pris en compte sont notamment les suivants : 30 % pour la résidence principale, 100 % pour les biens professionnels, 75 % pour l'épargne salariale sous forme de titres de son entreprise dans certaines situations, 100 % pour les Plan d'épargne retraite populaire (PERP), 100 % pour la retraite surcomplémentaire et retraite complémentaire volontaire et pour la détention de bois, forêts et part dans un groupement forestier et baux agricoles.

La méthode par *hot-deck* aléatoire stratifié consiste en un appariement statistique de l'EP (fichier donneur) et de l'ERFS (fichier receveur). Un même donneur issu de l'EP est utilisé pour imputer simultanément toutes les composantes du patrimoine (18 produits) d'un ménage receveur de l'ERFS, permettant ainsi de conserver la corrélation entre les différents actifs détenus et leurs montants. Afin d'associer des ménages « proches » dans les deux enquêtes, six strates homogènes sont constituées, selon un score de propension, égal à la probabilité d'être assujéti à l'ISF conditionnellement aux caractéristiques observées X , soit $P(Y=1 | X)$ où Y est une indicatrice identifiant les redevables de l'ISF. Cette probabilité est calculée grâce à une régression logistique dont les paramètres sont estimés sur les données de l'EP. On utilise comme variables explicatives des variables de revenus et des variables socio-démographiques communes aux deux enquêtes (EP et ERFS) : le niveau des revenus fonciers ou mobiliers, l'âge de la personne de référence, configuration familiale, la possession du logement, le statut d'activité d'indépendant, la localisation, le diplôme. Une fois les six strates constituées, pour chaque ménage receveur de l'ERFS, un tirage aléatoire et sans remise d'un donneur de l'EP est effectué dans la même strate ; le donneur est alors apparié au receveur, jusqu'à atteindre l'effectif des assujétis à l'ISF estimé dans l'EP pour 2014.

Pour les ménages restants, soit environ 99 % des ménages de l'ERFS, des modèles de régressions paramétriques, estimés sur les données de l'EP, sont utilisés pour calculer, pour chaque ménage, une probabilité de détention de chaque type de patrimoine et un montant de patrimoine détenu. On génère 100 distributions de montants d'actifs à partir de ces régressions en ajoutant un terme correctif aléatoire, et on sélectionne parmi elles celle qui se rapproche le plus de la distribution observée dans l'EP. Cette méthode s'appuie sur celle utilisée par l'Insee dans le cadre de la production de l'ERFS (voir Baclet & Raynaud, 2008¹⁹). Nous privilégions la méthode par *hot-deck* aléatoire stratifié pour les ménages aux patrimoines les plus élevés car elle permet à la fois de simuler des patrimoines plus proches de l'EP pour cette population et de conserver la corrélation entre les montants détenus des différents produits, ce qui est très important pour les ménages les plus fortunés, dont les patrimoines sont plus diversifiés.

À la fin de cette première étape, on obtient un patrimoine 2014 qu'il faut « vieillir » pour se caler sur 2017. Pour ce faire, on applique les évolutions observées dans les comptes nationaux pour les différents types de capital.

2^e étape

Cependant, à l'issue de cette étape, la distribution du patrimoine obtenue ne reflète pas suffisamment bien la distribution réelle, marquée par le fait que les ménages les mieux dotés concentrent une part très importante du patrimoine. Pour obtenir une distribution de l'assiette taxable à l'ISF encore plus proche de la réalité des déclarations, on se sert de ces imputations pour intégrer dans l'ERFS les données ISF et IFI exhaustives de la DGFIP, directement issues des déclarations fiscales, sur les patrimoines taxables et leurs composantes. L'idée est d'imputer au ménage avec le plus haut patrimoine tel que nous l'avons estimé dans l'ERFS avec la méthode précédente, le patrimoine taxable (et ses composantes quand c'est possible) du ménage avec le plus haut patrimoine taxable dans les données ISF, et ainsi de suite de proche en proche. Autrement dit, la première imputation réalisée à l'étape 1 vise à sélectionner au mieux les ménages à qui l'on attribue les patrimoines issus des données DGFIP. Cette sélection vise à s'assurer de la bonne correspondance entre le patrimoine, d'une part, et le niveau de vie ainsi que les autres variables socio-démographiques d'autre part, correspondance dont dépend directement l'analyse de la redistribution opérée par la taxation du patrimoine. Le patrimoine taxable imputé pour 2017 et 2018 aux ménages est au final celui des sources fiscales sur l'ISF/IFI.

4. Méthode d'évaluation de l'impact des mesures

4.1. Mesurer les effets des mesures sociales et fiscales avec le modèle Ines

Pour évaluer l'effet des trois mesures affectant les détenteurs de patrimoine qui sont étudiées dans cet article, on définit une législation 2018 contrefactuelle : celle qui aurait été en vigueur si les mesures n'avaient pas été mises en œuvre (André *et al.*, 2015). Les revalorisations habituelles des transferts, la hausse des seuils définissant les tranches d'imposition sur le revenu qui sont indexés sur l'inflation, mais

¹⁹ Dans l'ERFS, certains revenus financiers non ou partiellement imposables, et donc mal connus par les sources fiscales, sont calculés en appliquant des taux de rendement à des stocks d'actifs imputés aux ménages de l'ERFS sur la base de l'enquête Patrimoine. C'est la méthode d'imputation de ces stocks qui est reprise et adaptée ici.

également toutes les réformes socio-fiscales ayant eu lieu en 2018 à l'exception des mesures étudiées dans cet article sont prises en compte dans le scénario contrefactuel. De la même manière, les variations conjoncturelles des revenus intervenues entre 2017 et 2018 sont aussi présentes dans le scénario contrefactuel. Pour chaque ménage de l'échantillon, on simule à l'aide du modèle Ines les prélèvements qu'il aurait acquittés, les prestations qu'il aurait perçues et donc son revenu disponible avec cette législation contrefactuelle. La comparaison entre le revenu disponible obtenu avec la législation contrefactuelle et celui avec la législation incorporant les trois mesures que nous étudions donne par différence l'effet de ces mesures.

Pour la mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu, étant donné les différentes étapes de la montée en charge, plusieurs options sont possibles au moment de la simulation de la législation 2018. La première option consiste à simuler la législation effectivement appliquée en 2018, c'est-à-dire une situation où les revenus du patrimoine de l'année N-1 (en l'occurrence 2017) continuent d'être soumis à la législation 2017 (seuls les prélèvements non libératoires au moment de la perception du revenu changent), et la quasi-totalité des revenus issus des assurances-vie et des PEL et CEL ne sont pas soumis au PFU. La deuxième option consiste à simuler la situation qui aurait été observée en 2018 si on intègre l'effet (en réalité observable uniquement à partir de 2019) lié à la soumission des revenus de l'année N-1 au PFU. Enfin, une troisième option consiste à intégrer la soumission des revenus issus des assurances-vie et des PEL et CEL au PFU, et donc à simuler la législation qui, en réalité, ne sera appliquée qu'à long terme. Nous avons utilisé pour cet article la deuxième option, qui semble la plus pertinente pour mesurer l'effet de court-moyen terme du PFU²⁰. Quelques éléments seront également présentés sur la première et troisième option.

Pour simuler le PFU, il faut également prendre en compte le fait que les foyers fiscaux perdants à la mise en place du PFU (c'est-à-dire ceux dont l'impôt au barème sur les revenus du patrimoine est plus faible que le PFU) ont la possibilité d'opter pour l'imposition au barème de leurs revenus du patrimoine. Il apparaît néanmoins que l'hypothèse extrême selon laquelle tous les foyers pour qui l'impôt au barème est plus faible que le PFU optent pour une imposition au barème est peu crédible. En effet, l'option par défaut dans la déclaration de revenu est le PFU, et de nombreux travaux popularisés par le livre de Thaler et Sunstein (2008) ont montré que les « *nudge* » ou les options par défaut avaient beaucoup plus d'effet sur les comportements que les incitations fiscales²¹. Nous simulons donc un scénario qui nous paraît plus plausible, où la moitié des foyers ayant intérêt à prendre l'option pour le barème font effectivement cette démarche²².

²⁰ Bien qu'elle permette de mesurer ce qui a effectivement eu lieu en 2018, la première option ne fournit qu'une analyse incomplète des effets de la réforme en ne tenant pas compte d'un effet qui joue pleinement dès l'année suivant l'entrée en vigueur.

²¹ Voir par exemple le cas de l'inscription automatique dans les plans retraites par capitalisations étudié par Madrian et Shea (2001).

²² Nous effectuons un tirage aléatoire parmi les foyers fiscaux ayant intérêt à prendre l'option pour le barème, en appliquant une probabilité de tirage d'autant plus forte que le foyer perd à la mise en place du PFU.

Les résultats présentés dans la deuxième partie de l'article évaluent l'impact des réformes à *comportements inchangés*, c'est-à-dire sous l'hypothèse que les réformes ne modifient pas la situation des ménages avant redistribution. Ce scénario permet d'évaluer un effet « pur » de la mesure, dû aux différences d'assiettes et de barèmes. Dans cette partie, nous calculons les dividendes de 2018 en appliquant l'évolution moyenne des trois dernières années aux dividendes de 2017. Pour le patrimoine des ménages, la procédure est plus complexe : pour chaque ménage, on vieillit les actifs présents dans le patrimoine taxable à l'ISF en 2017, de +6,0 % pour les actifs immobiliers (taux issu de l'évolution des prix de l'immobilier)²³, et de +5,9 % pour les actifs mobiliers (taux correspondant à l'évolution des actions cotées du CAC40 entre début 2017 et début 2018)²⁴. Les réductions pour dons et investissements dans les PME imputées pour l'ISF de 2017 et le passif sont maintenus à leur niveau de 2017²⁵. On suppose donc que les comportements, notamment en matière de dons, sont inchangés par rapport à la situation observée en 2017.

4.2. Prise en compte des effets de comportement

La réforme du PFU semble cependant avoir eu à court terme un effet sur les comportements de versement de dividendes, et celle de l'IFI sur les déclarations de patrimoine et des dons. La mise en place du PFU de 30 % a eu pour conséquence de baisser fortement les taux marginaux effectifs de prélèvement sur les revenus de placements financiers²⁶. En parallèle, on observe, dans les données fiscales, une hausse de plus de 60 % des dividendes versés aux ménages entre 2017 et 2018. Or, les montants de dividendes versés sont très sensibles à leur taxation, comme l'indique la littérature économique sur le sujet (Chetty & Saez, 2005 ; Yagan, 2015 ; Bach *et al.*, 2019a ; Lefebvre *et al.*, 2019). Il est donc probable que la hausse des dividendes entre 2017 et 2018 s'explique en partie par la mise en place du PFU²⁷.

Dans le cas de la réforme de l'IFI, les effets de comportement de déclaration à court terme peuvent aller dans deux sens opposés. Des cas de baisse du patrimoine immobilier déclaré pourraient correspondre à des comportements d'optimisation en réaction à la suppression de l'ISF (par exemple le remplacement, au sein du patrimoine, de biens immobiliers par des actifs mobiliers). Les cas de hausse du patrimoine

²³ Ce taux correspond à l'évolution moyenne des prix immobiliers entre le 1^{er} trimestre 2017 et le 1^{er} trimestre 2018 par département (source Insee), pondérée par la masse d'ISF payée par département (issu des données DGFIP par commune)

²⁴ Les évolutions sont calculées par rapport au début d'année car le patrimoine taxable à l'ISF est évalué au 1^{er} janvier de chaque année, mais déclaré au 15 juin. La valeur du patrimoine reflète donc probablement la valeur du bien en début d'année.

²⁵ En revanche, l'actif immobilier indirect, qu'il est nécessaire d'isoler pour le calcul de l'IFI en 2018, est directement issu des données de l'IFI payé par les ménages en 2018 (on ne peut pas reprendre l'actif immobilier indirect de 2017 dans les données de l'ISF car il n'y est pas distingué du reste de l'actif mobilier). De la même manière, le passif mobilier est directement issu des données de l'IFI payé par les ménages en 2018 car il n'est pas distingué du reste du passif dans les données de l'ISF.

²⁶ Pour les plus hauts revenus (soumis à la contribution exceptionnelle), ils ont diminué de près de 10 points (de 40 % à 30 %), en prenant en compte l'abattement de 40 % sur les dividendes et la CSG déductible.

²⁷ Sur les autres revenus soumis au PFU au titre de l'IR (notamment les produits de placements à revenus fixes) les évolutions observées entre 2017 et 2018 ainsi que les résultats de littérature ne suggèrent pas l'existence d'effets de comportement de court terme. Bach *et al.* (2019a), par exemple, ne constatent pas de réaction comportementale sur les produits de placements à revenus fixes au moment de la mise au barème en 2013.

immobilier pourraient quant à eux correspondre à l'anticipation de contrôles accrus ou à une réévaluation qui n'avait pas été effectuée les années précédentes²⁸. Empiriquement, on observe en tout cas dans les données DGFIP sur l'ISF en 2017 et l'IFI en 2018 que la réforme de l'IFI semble avoir conduit à des modifications de la valeur de l'immobilier déclaré, à la hausse comme à la baisse²⁹.

Ainsi, dans la troisième partie de cet article, nous tentons d'évaluer comment nos résultats pourraient être affectés si l'on incluait dans l'effet des réformes ces effets de comportement. On considère alors la même situation contrefactuelle que dans la deuxième partie, mais la situation après réformes est différente. Nous simulons alors l'IFI de 2018 en utilisant le patrimoine effectivement observé en 2018, en prenant directement les déclarations d'actifs immobiliers et les réductions d'IFI présentes dans les données de la DGFIP sur l'IFI payé en 2018 par les ménages. Le tableau 1 résume les différences entre la situation contrefactuelle que nous considérons dans nos analyses et les différents scénarios étudiés pour la situation après réformes. Dans le cas du PFU, l'effet de comportement obtenu en prenant, pour la situation après réformes, les dividendes observés en 2018³⁰ pourrait être surestimé, une partie de la hausse des dividendes pouvant ne pas être liée à la réforme. Nous nous appuyons donc sur des travaux empiriques pour déterminer la hausse des dividendes s'expliquant par un effet de comportement lié à la mise en place du PFU. Pour les foyers les plus aisés et ayant les montants de dividendes les plus élevés³¹, nous appliquons une hausse de 30 % du montant de dividendes perçus, comme Bach *et al.* (2019b), qui calibre cette hausse à partir de Bach *et al.* (2019a)³². Ces résultats sont cohérents avec ceux de Lefebvre *et al.* (2019). Pour les autres foyers, nous utilisons une moyenne de l'élasticité des dividendes à leur taux marginal de rétention³³ obtenue par la littérature et appliquons cette élasticité aux variations des taux de rétention pour chaque foyer. Nous utilisons une élasticité de 0,6, moyenne arithmétique obtenue à partir des résultats de Chetty et Saez (2005) et Yagan (2015) (qui obtiennent une élasticité des dividendes de 0,5³⁴ à la suite d'une diminution de la taxation des dividendes aux États-Unis en 2003) et Boissel et Matray (2019) (qui obtiennent une élasticité des dividendes de 0,7 à la suite de la réforme de 2013 en France qui augmentait la taxation des dividendes pour les gérants majoritaires de SARL). Ce

²⁸ Par exemple, le fait que l'ensemble des ménages doit, à partir de 2018, déclarer le détail des actifs qu'il possède, alors que ceux dont le patrimoine ne dépassait pas 2,57 millions d'euros n'avaient pas à le faire avant, a pu conduire les foyers à réévaluer plus précisément les montants de leur patrimoine.

²⁹ Entre 2016 et 2017, l'immobilier déclaré reste stable pour plus de 40 % des foyers (Paquier *et al.*, 2019). C'est deux fois moins souvent le cas entre 2017 et 2018.

³⁰ Cela correspondrait à une hausse d'environ 60 % liée à la réforme : la hausse de 62 % observée dans les données POTE entre 2017 et 2018 à laquelle on soustrait une hausse moyenne des dividendes d'environ 2-3 % sur les trois dernières années.

³¹ C'est-à-dire les foyers situés dans la tranche de l'IR à 41 % ou 45 % et percevant des dividendes pour un montant supérieur à 1 000 euros en 2018.

³² Cette hausse est calculée de la manière suivante. Bach *et al.* (2019a) obtiennent une baisse de 40 % des dividendes reçus par les ménages en 2013 du fait de la mise au barème des dividendes en 2013 par une méthode de différence de différence. À partir d'une analyse sur données d'entreprises, ils trouvent pour les entreprises une baisse de 20,7 % des dividendes versés en 2013 du fait de la mise au barème et une hausse de 15,3 % en 2018 du fait du PFU. On obtient la hausse de 30 % par un produit croisé. Comme le groupe traité de l'analyse au niveau ménage est constitué des foyers ayant des dividendes supérieurs à 1 000 euros, nous appliquons également cette hausse à cette même population.

³³ Le taux marginal de rétention est le complémentaire à 1 du taux marginal.

³⁴ Chetty et Saez (2005) obtiennent en réalité une élasticité de -0,5 par rapport au taux marginal. Comme la variation du taux marginal est plus importante que celle du taux de rétention marginal en 2018 en valeur absolue, notre estimation est un minorant.

calcul conduit à prendre en compte une hausse des dividendes liée à la réforme de 2018 entre 2 % (pour les foyers dans la tranche d'IR avec un taux marginal d'imposition à 30 %) et 10 % (pour les foyers dans la tranche à 41 %). Par ailleurs, nous ne prenons pas en compte d'effets de redénomination des salaires en dividendes en 2018, d'une part parce qu'en 2018, les salaires n'ont pas été soumis à l'impôt sur le revenu du fait de la mise en place du prélèvement à la source, ce qui a fortement réduit les incitations à l'*income shifting*, et d'autre part parce qu'aucune étude sur la France n'a mis en évidence de tels effets lors des réformes antérieures de la fiscalité du capital (Boissel & Matray, 2019 ; Bach *et al.*, 2019a ; Lefebvre *et al.*, 2019).

Enfin, à la fin de l'article, nous donnons quelques indications sur les potentiels impacts de différents effets de long terme sur les évaluations présentées dans cet article.

Tableau 1 : Données prises en compte pour les différentes assiettes

	Contrefactuel	Estimation sans effets de comportement	Estimation avec effets de comportement
Actif mobilier	ISF 2017 vieilli	-	-
Actif immobilier indirect	-	IFI 2018	IFI 2018
Actif immobilier direct	ISF 2017 vieilli	ISF vieilli	IFI 2018
Passif	ISF 2017	IFI 2018	IFI 2018
Réductions dons	ISF 2017	ISF 2017	IFI 2018
Réductions PME	ISF 2017	IFI 2018	IFI 2018
Dividendes	ERFS 2017 vieilli	ERFS 2017 vieilli	Montants obtenus en appliquant les élasticités de la littérature

Source : auteurs.

Note : « ISF 2017 » désigne les données de l'ISF 2017 (source DGFIP), « IFI 2018 » désigne les données POTE 2017, incluant les données IFI 2018 et POTE 2018 désigne les données des déclarations de l'impôt sur le revenu 2018.

5. Résultats à comportements inchangés

5.1. La transformation de l'ISF en IFI augmente le niveau de vie des plus aisés, des retraités et des indépendants

À comportements inchangés, l'effet du remplacement de l'ISF par l'IFI en 2018 sur le revenu disponible des ménages est de +3,44 milliards d'euros, soit 3,44 milliards d'euros de perte de recettes fiscales pour l'État (tableau 2). Cela correspondrait à une hausse de 0,3 % du niveau de vie de l'ensemble des ménages en 2018. La réforme fait 340 000 ménages gagnants, tandis que 10 000 ménages sont perdants (du fait de la perte de la réduction pour investissement dans des PME ou de la non déductibilité du passif mobilier à partir de 2018). L'effet moyen sur les ménages qui sont affectés par la mesure est de +9 770 euros sur le revenu disponible et +6 700 euros en 2018 sur le niveau de vie.

Le gain de 3,44 milliards d'euros est réparti inégalement selon la position par rapport aux vingtiles de niveau de vie³⁵ : le gain de niveau de vie annuel moyen est de 840 euros (+1,2 %, figures 1 et 2) pour les 5 % des personnes les plus aisées et 160 euros³⁶ entre le 18^e et le 19^e vingtile (+0,4 %), tandis qu'il est de 90 euros (+0,3 %) entre le 8^e et le 9^e décile et de 30 euros ou moins en dessous du 8^e décile (+0,1 % ou moins). Les 10 % des personnes les plus aisées obtiennent ainsi 69 % du gain total de niveau de vie, et les 15 % les plus aisés en obtiennent près de 80 %. Parmi les 340 000 ménages gagnants à la réforme, 260 000 sont au-dessus du dernier décile, soit près des trois quarts des gagnants, dont plus de 200 000 au-dessus du dernier vingtile. Cependant, si le gain est concentré dans le haut de la distribution, certains ménages n'appartenant pas aux ménages les plus aisés sont également gagnants. En effet, la corrélation entre niveau de vie et patrimoine est forte mais pas parfaite : moins de 50 % des ménages dans les 10 % les plus aisés (en niveau de vie) appartiennent aux 10 % de ménages possédant les plus hauts niveaux de patrimoine (Lamarche *et al.*, 2012) et 43 % des 1 % de ménages avec le plus haut revenu initial font aussi partie des 1 % de ménages ayant le patrimoine brut le plus élevé (Cazenave-Lacrouts *et al.*, 2019). L'augmentation de la part des héritages depuis les années 1970 (qui atteint 55 % du patrimoine total en 2010 d'après Frémeaux, 2019) conduit par exemple des personnes jeunes aux revenus parfois plus modestes à détenir des patrimoines importants, et donc à réduire la corrélation entre revenus du travail et patrimoine (Garbinti *et al.*, 2016). Ainsi, comme l'indique l'appariement, réalisé par France Stratégie, entre données fiscales de l'IR d'une part et de l'ISF/IFI d'autre part (Dherbécourt & Lopez-Forero, 2019), 40 % du montant d'ISF est payé par des foyers qui se trouvent en dessous du 98^e centile de revenu fiscal de référence (RFR) et les taux d'imposition dans le bas de la distribution du RFR pour les contribuables à l'ISF sont très élevés.

Les figures 3 et 4 montrent comment l'effet de la réforme sur le niveau de vie annuel moyen varie selon le statut d'activité des individus. Il apparaît que les effets sur les niveaux de vie sont les plus forts lorsque les individus sont indépendants ou retraités (+0,7 % soit environ +200 euros en moyenne). Parmi les retraités, ce sont les anciens indépendants qui bénéficient le plus de la mesure. Le fait que les indépendants gagnent plus à la réforme s'explique par le fait qu'ils tendent à avoir plus de patrimoine (professionnel mais aussi non professionnel, voir Lamarche & Romani, 2015). Les résultats indiquent également un gain plus fort pour les personnes plus âgées ; l'âge moyen des contribuables à l'ISF est en effet élevé (69 ans selon France Stratégie, 2019). Ce dernier résultat est cohérent avec le fait que les retraités ont plus accumulé de patrimoine pendant leur vie.

³⁵ Le niveau de vie des personnes avant les réformes étudiées est pris comme référence pour la présentation des résultats tout au long de l'article. Les vingtiles et déciles sont définis au sens de ce niveau de vie avant les réformes étudiées.

³⁶ Ce sont des effets moyens annuels calculés pour l'ensemble des personnes de chaque catégorie, qu'elles soient affectées par la réforme ou pas.

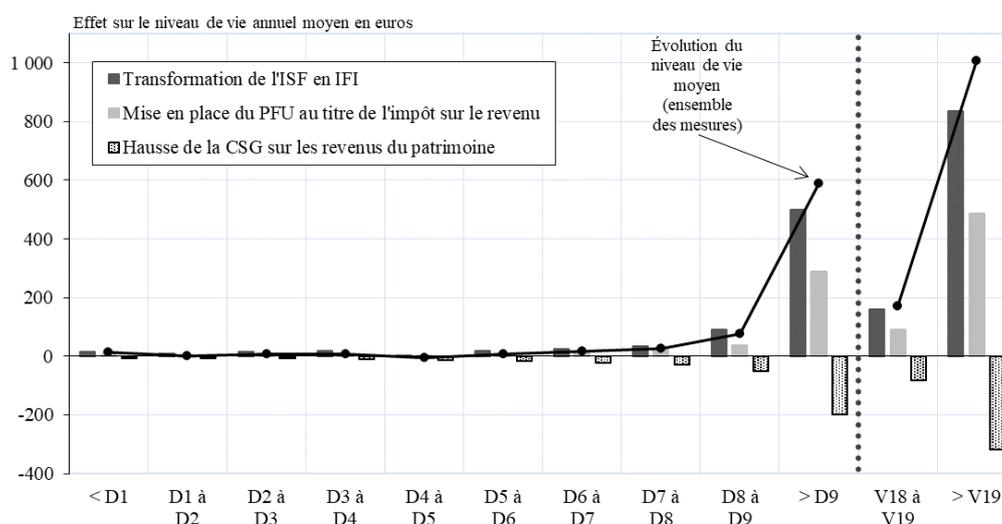
Tableau 2 : Effets agrégés des mesures évaluées à comportements inchangés

	Effet sur le revenu disponible total (en millions d'euros)	Nombre de ménages gagnants (en milliers)	Nombre de ménages perdants (en milliers)	Effet moyen sur le revenu disponible annuel par ménage concerné (en euros)	Effet moyen sur le niveau de vie annuel par ménage concerné (en euros)
Transformation de l'ISF en IFI	+ 3 440	340	10	+ 9 770	+ 6 720
Mise en place du prélèvement forfaitaire unique	+ 60	2 260	14 000	+ 0	+ 0
<i>dont</i> Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu	+ 1 760	4 910	1 750	+ 260	+ 180
<i>dont</i> Hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine	- 1 700	0	16 080	- 110	- 70
Impact agrégé des trois mesures	+ 3 500	2 480	13 790	+ 210	+ 140

Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Figure 1 : Effets en euros sur le niveau annuel moyen selon la position dans la distribution des niveaux de vie à comportements inchangés

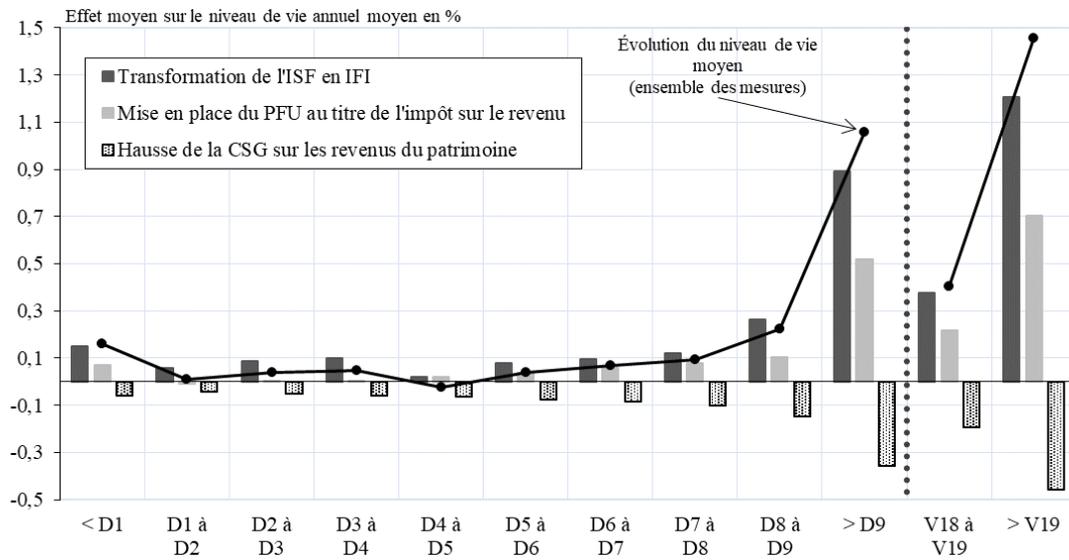


Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Figure 2 : Effets en % sur le niveau de vie annuel moyen selon la position dans la distribution des niveaux de vie à comportements inchangés

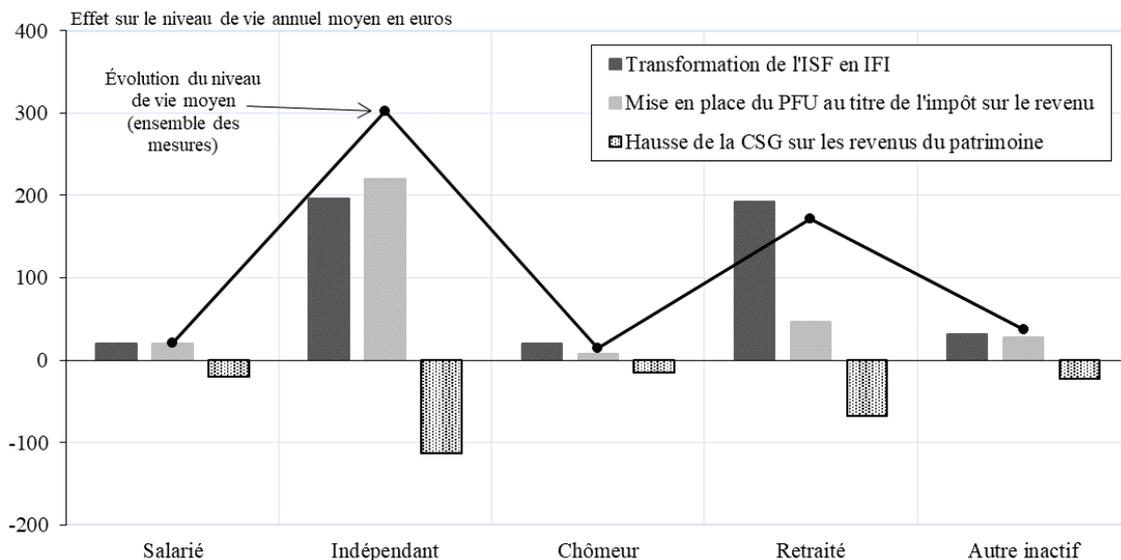


Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Figure 3 : Effets en euros sur le niveau de vie annuel moyen selon le statut d'activité à comportements inchangés

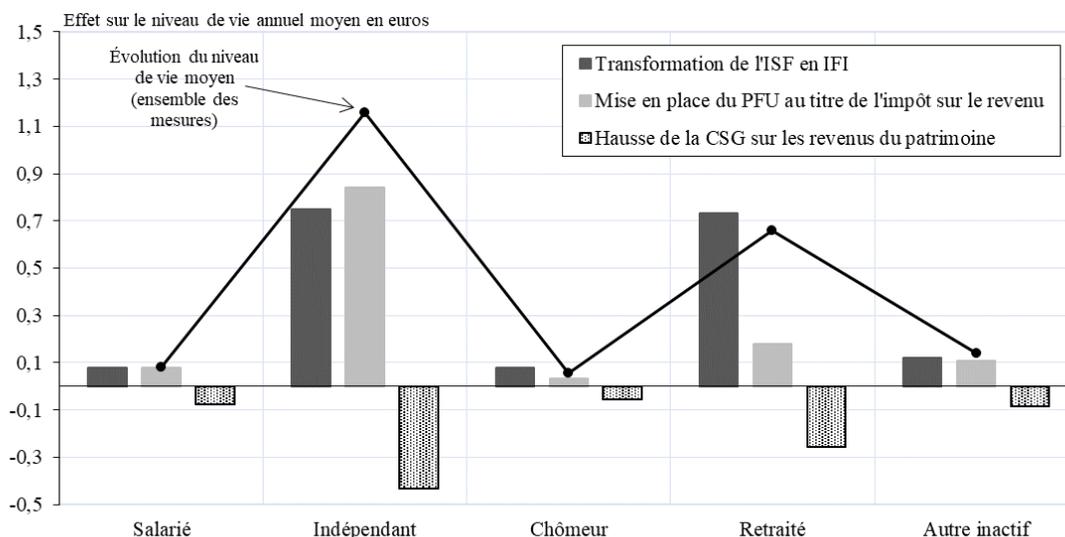


Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Figure 4 : Effets en % sur le niveau de vie annuel moyen selon le statut d'activité à comportements inchangés



Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

5.2. La mise en place du PFU favorise aussi les plus aisés, mais pas spécifiquement les retraités

Dans cette partie nous évaluons les effets de la mise en place du PFU de 12,8 % au titre de l'impôt sur le revenu, toujours à comportements inchangés. On fait l'hypothèse que l'intégralité des revenus d'assurance-vie de 2018 sont afférents à des versements antérieurs au 27 septembre 2017, et que tous les PEL et CEL ont été ouverts avant 2018 ; aucun des revenus issus de ces placements n'est donc affecté par la mise en place du PFU.

L'effet de la mise en place du PFU au titre de l'IR donne lieu à une hausse du revenu disponible des ménages de 1,76 milliard d'euros, montant correspondant au coût budgétaire de la réforme (tableau 2). Les gains de niveau de vie annuel moyen sont très concentrés sur les 5 % de personnes les plus aisées (+490 euros en moyenne, soit +0,7 %, figures 1 et 2), mais sont également non négligeables entre le 18^e et 19^e vingtile (+90 euros, soit +0,2 %). Ils sont beaucoup plus faibles sous le 9^e décile. Les 15 % des personnes les plus aisées obtiennent ainsi 83 % du gain total de niveau de vie. 4,7 millions de ménages sont gagnants, et la réforme fait aussi 1,8 million de ménages perdants. Ces ménages perdants, dont la perte moyenne est relativement faible (80 euros en revenu disponible annuel, contre un gain moyen de 390 euros pour les gagnants), correspondent aux ménages pour qui l'impôt au barème sur les revenus du patrimoine est plus faible que le PFU, mais qui n'optent pas pour le maintien de l'impôt au barème.

Notre simulation repose en effet sur l'hypothèse que 50 % des foyers fiscaux qui y ont intérêt optent pour le maintien de l'impôt au barème (voir *supra*).

Le gain de niveau de vie annuel moyen est beaucoup plus important pour les indépendants³⁷ (+200 euros, soit +0,7 %, figures 3 et 4) que dans le reste de la population. Le gain très marqué pour les indépendants semble porté par les individus gérants d'une société soumise à l'impôt sur les sociétés, pour qui les montants de dividendes perçus sont en moyenne plus élevés que dans le reste de la population.

Il faut noter que l'impact, transitoire, qu'a eu la réforme en 2018 est légèrement différent car les revenus de 2017 sont restés soumis à la législation 2017³⁸ : pour les 10 % de personnes les plus aisés, le gain de niveau de vie annuel moyen est plus faible (environ 60 euros). Cela s'explique par le fait que les personnes au-dessus du 9^e décile ont des taux marginaux d'imposition au barème supérieurs aux taux du PFO de 2017 (21 % ou 24 % selon les revenus).

5.3. Les pertes liées à la hausse de la CSG sont concentrées sur les plus aisés, mais dans une moindre mesure que les gains liés aux deux autres réformes

La hausse des prélèvements sociaux a pour effet de réduire le revenu disponible des ménages de 1,7 milliard d'euros en 2018 (tableau 2). Les 16 millions de ménages affectés par la réforme sont perdants. La perte moyenne de ces ménages est de 110 euros de revenu disponible annuel. Cette perte est nettement plus marquée pour les ménages les plus aisés : elle est de 200 euros sur le niveau de vie annuel moyen des 10 % de personnes les plus aisées (soit -0,4 %, figures 1 et 2), et 320 euros pour les 5 % des personnes les plus aisées (-0,5 %). La perte de niveau de vie annuel moyen est par ailleurs beaucoup plus importante pour les indépendants (-110 euros, soit -0,4 %, figures 3 et 4) et dans une moindre mesure pour les retraités (-70 euros, soit -0,3 %, contre -20 euros, soit -0,1 %, pour les salariés).

Les figures 1 et 2 montrent également que la concentration des effets de la hausse de la CSG sur le haut de la distribution des niveaux de vie est moins marquée que pour la mise en place du PFU au titre de l'IR : par exemple, les 5 % de personnes les plus aisées et les 10 % de personnes les plus aisées concentrent respectivement 44 % et 55 % de la perte totale en niveau de vie, contre respectivement 64 % et 76 % pour le gain lié à la mise en place du PFU au titre de l'IR. Cette moindre concentration s'explique par la nature de la réforme. La CSG est un impôt forfaitaire dont le taux ne varie pas en fonction des revenus. La mise en place du PFU au titre de l'IR, quant à elle, revient à appliquer aux revenus du patrimoine non plus le taux marginal défini par le barème progressif de l'IR mais le taux du PFU ; son impact se concentre donc de manière plus marquée sur les personnes les plus aisées, dont le taux

³⁷On repère les indépendants grâce à la variable ACTEU5 de l'ERFS. On inclut donc notamment les gérants majoritaires de SARL ou EURL qui déclarent leurs revenus dans la catégorie des salaires.

³⁸Sur l'année 2018 seulement, l'effet de la mise en place du PFU est seulement lié au changement du taux de prélèvement non libératoire auquel sont soumis les revenus de capitaux mobiliers de 2018.

marginal d'impôt sur le revenu est plus élevé. Par ailleurs, l'assiette des revenus soumis à la hausse de CSG est plus large que l'assiette des revenus soumis au PFU au titre de l'IR. Les revenus fonciers, par exemple, qui constituent une part importante des revenus du patrimoine perçus par les ménages, sont soumis à la hausse de la CSG, alors qu'ils ne sont pas concernés par la mise en place du PFU au titre de l'IR. Or ces revenus sont un peu moins concentrés dans les ménages les plus aisés que les revenus mobiliers. Au total, l'impact cumulé des deux parties de la mise en place du PFU (IR et CSG) est positif pour le niveau de vie des personnes les plus aisées (+50 euros pour le niveau de vie annuel moyen des 10 % de personnes les plus aisées, +100 euros pour le niveau de vie annuel moyen des 5 % de personnes les plus aisées), mais négatif pour celui des 90 % de personnes les moins aisées. Ces moyennes permettent de mettre en évidence les différences d'effets selon la position des ménages dans la distribution des niveaux de vie. Il faut néanmoins garder à l'esprit qu'ils masquent des disparités importantes entre ménages ayant des niveaux de vie proches mais détenant des patrimoines de types différents : par exemple, parmi les ménages les plus aisés, ceux ne percevant que des revenus fonciers sont largement perdants, tandis que ceux qui ne perçoivent que des revenus mobiliers sont largement gagnants.

5.4. Au total, les trois réformes font augmenter les inégalités de niveau de vie

L'effet cumulé des trois réformes est toujours très croissant avec les niveaux de vie : la variation de niveau de vie annuel moyen se situe entre -10 et +30 euros en dessous du 8^e décile (figures 1 et 2), alors qu'elle est de +80 euros entre le 8^e et 9^e décile (+0,2 %), +590 euros (+1,0 %) au-dessus du 9^e décile et +1 010 euros (+1,5 %) pour les 5 % les plus aisés. Au total, les 10 % des personnes les plus aisées obtiennent 79 % du gain total de niveau de vie. Les mesures ont d'ailleurs un impact à la hausse sur les principaux indicateurs usuels mesurant les inégalités globales de niveau de vie (tableau 3) : +0,2 point pour l'indice de Gini, +3,2 points pour le rapport entre le niveau de vie moyen des 10 % des ménages les plus aisés et celui des 20 % les plus pauvres, +0,9 point pour le rapport entre le niveau de vie moyen des 10 % des ménages les plus aisés et celui des 50 % les plus pauvres, +1,2 pour le rapport interdécile.

Tableau 3 : Effets des mesures évaluées sur les indicateurs d'inégalités de niveau de vie à comportements inchangés

Indicateurs d'inégalités de niveaux de vie	Variation entre la situation contrefactuelle et la situation avec réformes
Indice de Gini (en %, variation en points)	+ 0,2
Niveau de vie des 20 % les plus aisés, rapporté au niveau de vie des 20 % les plus modestes (en %, variation en points)	+ 3,2
Rapport interdécile D9/D1 (en %, variation en points)	+ 1,2
Niveau de vie des 10 % les plus aisés, rapporté au niveau de vie des 50 % les moins aisés (en %, variation en points)	+ 0,9
Part du niveau de vie détenu par les 5 % les plus aisés (en %, variation en points)	+ 0,2
Taux de pauvreté (en %, variation en points)	+ 0,0
Intensité de la pauvreté (en %, variation en points)	+ 0,0

Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

6. Prise en compte des effets de comportement de court terme

Cette partie évalue comment les résultats présentés dans la partie précédente sont modifiés en prenant en compte les effets de comportement de court terme qui pourraient s'être produits en 2018.

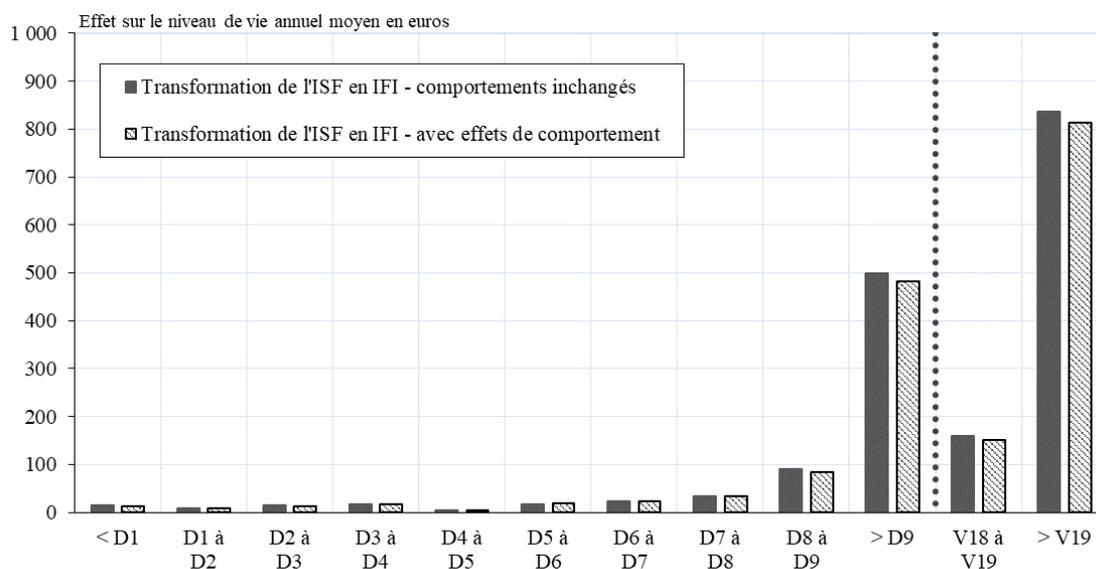
Sur la transformation de l'ISF en IFI, la prise en compte de réponses comportementales à court terme modifie peu les résultats : les gains pour les plus aisés sont légèrement plus faibles (ils sont inférieurs de 20 euros pour le niveau de vie annuel moyen des 5 % les plus aisés, figure 5) et l'effet à la hausse sur le revenu disponible total (et donc également le coût pour les finances publiques) est légèrement plus faible que dans le scénario à comportements inchangés (+3,32 milliards d'euros, contre +3,44 à comportements inchangés). L'effet d'optimisation entre patrimoine financier et immobilier serait ainsi plus que compensé par la hausse des patrimoines déclarés (voir *supra*).

Pour la mise en place du PFU (à la fois pour l'IR et pour la hausse de CSG), la prise en compte d'un impact à la hausse de la réforme sur les dividendes perçus par les ménages, calibré grâce aux élasticités estimées dans la littérature économique (voir *infra*), modifie plus nettement l'évaluation de l'impact de la réforme. Du point de vue des finances publiques, la hausse des dividendes donne lieu à un surplus de prélèvements (CSG et impôt sur le revenu) par rapport au scénario à comportements inchangés, si bien que la réforme donne lieu au total à une économie budgétaire pour l'État (410 millions d'euros, contre une perte 60 millions d'euros à comportements inchangés, tableau 4). Par ailleurs, l'impact sur le niveau de vie est très différent de celui mesuré à comportements inchangés, et extrêmement concentré dans le haut de la distribution : parmi les 10 % de personnes les plus aisées (respectivement les 5 % de personnes

les plus aisées), le gain total de niveau de vie annuel moyen lié au PFU est de 90 euros (respectivement 170 euros) à comportements inchangés, contre 330 euros (respectivement 640 euros) en tenant compte de la hausse des dividendes (figure 6).

Ces résultats sur les impacts avec effets de comportements tendent donc à montrer que la mise en œuvre du PFU a eu un impact positif sur les finances publiques tout en conduisant à des gains de niveau de vie élevés pour les ménages les plus aisés, avec de faibles pertes pour les autres ménages. Il est cependant probable que toutes les implications de la hausse des dividendes versés en 2018 n'aient pas été prises en compte. D'une part car les dividendes non versés par les entreprises dans la situation contrefactuelle pourraient de toute façon donner lieu à des prélèvements fiscaux, sous une autre forme (*via* l'impôt sur les plus-values, voir partie suivante), et d'autre part si des redénominations des salaires vers les dividendes ont été effectuées à court terme (voir *infra*). La prise en compte de ces phénomènes pourrait conduire à réviser à la baisse notre estimation de l'impact positif de la mise en place du PFU sur les finances publiques. De manière générale, les résultats présentés ici doivent donc être interprétés comme une contribution à la manière dont l'évaluation de la réforme peut être affectée par les effets de comportement, plutôt que comme une évaluation complète et définitive.

Figure 5 : Effet de la transformation de l'ISF avec et sans effet de comportement

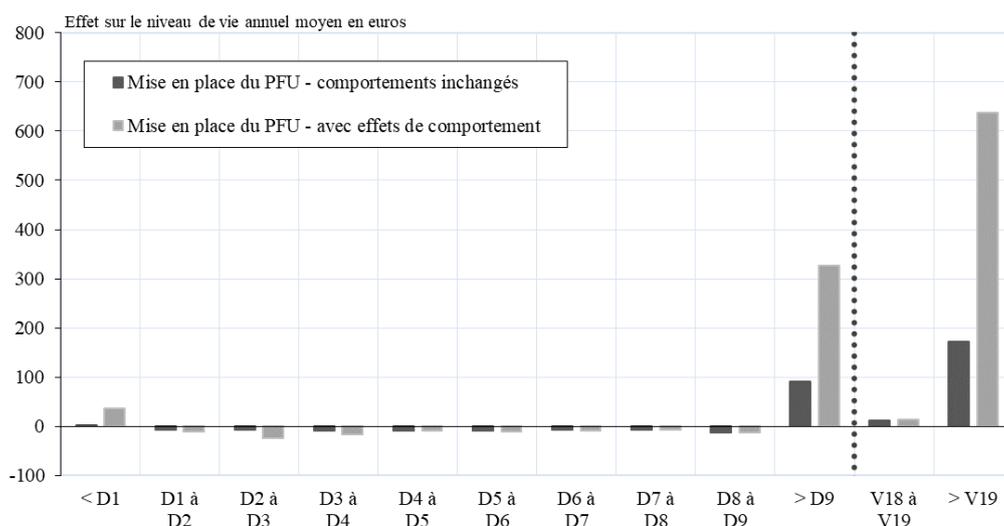


Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Figure 6 : Effet de la mise en place du PFU avec et sans effet de comportement



Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Tableau 4 : Effets des mesures sur les finances publiques avec et sans effet de comportement (en millions d'euros)

	Sans effet de comportement	Avec effets de comportement
Transformation de l'ISF en IFI	- 3 440	- 3 320
Mise en place du prélèvement forfaitaire unique	- 60	+ 410
Impact agrégé des trois mesures	- 3 500	- 2 910

Sources : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle Ines 2018.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

7. Discussion sur les effets des réformes à long terme

Pour finir, nous essayons dans cette partie de montrer comment les résultats de court terme présentés dans la partie précédente pourraient changer en prenant en compte les effets de long terme de ces réformes.

D'abord, à long terme, le PFU au titre de l'IR s'appliquera à de nouveaux types de revenus, en particulier les revenus issus des PEL et CEL ouverts après 2018 et des revenus d'assurance-vie afférents à des versements postérieurs au 27 septembre 2017. Ceci pourrait conduire à des recettes supplémentaires

pour les finances publiques et à augmenter la hausse des inégalités (les PEL/CEL étant plus représentés dans la première moitié de la distribution³⁹).

Au-delà de cet effet lié à la montée en charge progressive du PFU au titre de l'IR, les effets de comportement liés au PFU pourraient également être différents à long terme de ceux mis en exergue dans la partie précédente.

D'abord, les dividendes pourraient continuer à augmenter pour rattraper les cinq années (2013-2017) de moindre versement. Bach *et al.* (2019a) ont montré en effet une absence d'effet sur l'investissement des entreprises liée à la mise au barème des dividendes, et suggèrent que les dividendes ont probablement été mis en réserve entre 2013 et 2017 en attendant une fiscalité plus favorable (effet d'arbitrage intertemporel, théorisé par Korinek et Stiglitz, 2009). Dans cette optique, la hausse des dividendes liée à la mise en place du PFU pourrait donc continuer et être plus importante que celle prise en compte dans la partie précédente (le gain pour les finances publiques pourrait donc lui aussi être plus important). En contrepartie, un impact à la baisse sur les plus-values pourrait exister. En effet, dans la situation contrefactuelle où la réforme n'aurait pas eu lieu et donc la hausse des dividendes non plus, les dividendes non distribués auraient pu augmenter les fonds propres et donc la valorisation des entreprises, ce qui entraîne à terme une hausse des plus-values lors de la revente de l'entreprise. Dans ce cas, le montant d'impôt dans le scénario contrefactuel pourrait être plus élevé et donc le gain de la réforme pour les finances publiques plus faible.

D'autre part, des effets de redénomination des salaires en dividendes (notamment mis en évidence par Romanov, 2006 en Israël, et Pirttilä et Selin, 2011 en Finlande) pourraient apparaître pour les indépendants à long terme, même s'ils ne se voient pas à court terme. En effet, une partie importante des indépendants, notamment des professions libérales, n'exercent pas leur activité dans une société de capitaux, et ne perçoivent donc pas de dividendes. Pour ces personnes, l'arbitrage entre rémunération et dividendes nécessiterait la création d'une société soumise à l'impôt sur les sociétés qui peut mettre du temps du fait des formalités administratives (et peut par ailleurs présenter d'autres inconvénients). La prise en compte des possibilités d'*income shifting* conduirait probablement à augmenter le coût de la réforme à moyen terme, à cause de la baisse des salaires (et en conséquence de l'IR et des cotisations sociales) de certains indépendants. Ces effets seraient renforcés par la baisse à venir de l'impôt sur les sociétés qui vient creuser l'écart entre imposition des revenus du travail et du capital.

La transformation de l'ISF en IFI peut également avoir des effets à long terme. On pourrait s'attendre à plusieurs effets positifs : l'accumulation du capital par les ménages pourrait augmenter et avoir un impact positif sur la croissance économique ; le nombre d'exilés fiscaux pourrait quant à lui baisser⁴⁰.

³⁹ La réforme conduirait à des légères pertes pour cette population.

⁴⁰ Aucune étude n'a encore évalué ces effets. France Stratégie a lancé un appel à projet pour évaluer ces effets de comportement.

Ces effets pourraient aller dans le sens d'un impact moindre que celui mesuré à court terme pour les finances publiques, mais les impacts sur les inégalités sont incertains.

Bibliographie

André, M., Cazenave, M. C., Fontaine, M., Fourcot, J. & Sireyjol, A. (2015). Effet des nouvelles mesures sociales et fiscales sur le niveau de vie des ménages : méthodologie de chiffrage avec le modèle de microsimulation Ines. Insee. *Document de travail F1507*.

Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzouic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019a). Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes. *Rapport IPP*, 25.

Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzouic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019b). Quelles leçons tirer des réformes de la fiscalité des revenus du capital ? *Note IPP*, 46.

Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzouic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2020). Des analyses fiscales simplistes ? *blog de l'IPP*.

Baclet, A. & Raynaud, E. (2008). La prise en compte des revenus du patrimoine dans la mesure des inégalités. *Économie et statistique*, 414, 31-52.

Biotteau, A. L., Fredon, S., Paquier, F., Schmitt, K., Sicsic, M. & Vergier, N. (2019). Les personnes les plus aisées sont celles qui bénéficient le plus des mesures socio-fiscales mises en œuvre en 2018, principalement du fait des réformes qui concernent les détenteurs de capital. Insee, *France, portrait social* édition 2019.

Boissel, C. & Matray, A. (2019). Higher Dividend Taxes, No Problem! Taxing Entrepreneurs in France. *SI 2019 Corporate Finance*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 8 et 9 juillet 2019.

Cazenave, M. C., Duval, J., Fontaine, M. & Stehlé, J. (2014). Redistribution : en 2013, les nouvelles mesures accroissent la fiscalité des ménages et réduisent légèrement les inégalités. Insee, *France, portrait social* édition 2014.

Cazenave-Lacrouts, M. C., Guillas, D., Lebrault, G. & Mordier, B. (2019). 10 % des ménages détiennent près de la moitié du patrimoine total. Insee, *Insee Focus* n°176.

Commission des finances du Sénat (2019), Rapport sur l'évaluation de la transformation de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) en impôt sur la fortune immobilière (IFI) et la création du prélèvement forfaitaire unique (PFU).

Chetty, R. & Saez, E. (2005). Dividend Taxes and Corporate Behavior: Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut. *Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 791-833.

Dherbécourt, C. & Lopez Forero, M. (2019). Quelle taxation du capital, avant et après la réforme de 2018 ? *France Stratégie, note d'analyse* n°81.

Fabre, B., Guillouzouic, A., Lallemand, C., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019). Les impacts du Budget 2020 sur les ménages et les entreprises. *Conférence sur l'évaluation du budget 2020*. IPP, Paris, 15 octobre 2019.

France stratégie (2019). Premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital.

Fredon, S. & Sicsic, M. (2020). Ines, le modèle qui simule l'impact des politiques sociales et fiscales. *Courrier des statistiques*, n°4, 42-61.

Frémeaux, N. (2019). *Les nouveaux héritiers*. Éditions du Seuil.

- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2016).** Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France (1800-2014). WID.world, *Document de travail* 2016/5.
- Garbinti, B. & Goupille-Lebret, J. (2019).** Income and Wealth Inequality in France: Developments and Links over the Long Term. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 69–87.
- Kleven, H. & Schulz, E. A. (2014).** Estimating Taxable Income Responses using Danish Tax Reforms. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 271-301.
- Kopczuk, W. (2015).** What do we know about the evolution of top wealth shares in the United States? *Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 47–66.
- Korinek, A. & Stiglitz, J. E. (2009).** Dividend taxation and intertemporal tax arbitrage. *Journal of Public Economics*, 93(1), 142-159.
- Lamarche, P., Missègue, N. & Romani, M. (2012).** Patrimoine et niveau de vie sont liés, plus dans le haut que dans le bas de la distribution. Insee, *France, portrait social* édition 2012.
- Lamarche, P. & Romani, M. (2015).** Le patrimoine des indépendants. Insee, *Emploi et revenus des indépendants* édition 2015.
- Lefebvre, M. N., Lehmann, E. & Sicsic, M. (2019).** Évaluation de la mise au barème des revenus du capital. CRED, *Document de travail* 2019-25.
- Madrian, B., & Shea, D. (2001).** The Power of Suggestion: Inertia in 401(k) Participation and Savings Behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1149-1187.
- Madec, P., Plane, M. & Sampognaro, R. (2019).** Budget 2019 : du pouvoir d'achat mais du déficit. OFCE, *OFCE Policy brief* n°46.
- Paquier, F., Schmitt, K. & Sicsic, M. (2019).** Simulation des effets redistributifs de la transformation de l'ISF en IFI à l'aide du modèle Ines. Insee, *Document de travail* F1908.
- Pirttilä, J. & Selin, H. (2011).** Income Shifting within a Dual Income Tax System: Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993, *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(1), 120-144.
- Romanov, D. (2006).** The corporation as a tax shelter: Evidence from recent Israeli tax changes. *Journal of Public Economics*, 90(10–11), 1939-1954.
- Saez, E. & Zucman, G. (2016).** Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519-578.
- Thaler, R. & Sunstein, C. (2008).** *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness*. Yale University Press.
- Yagan, D. (2015).** Capital Tax Reform and the Real Economy: The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut. *American Economic Review*, 105(12), 3531-3563.
- Zucman, G. (2019).** Global Wealth Inequality. *Annual Review of Economics*, 11, 109-138.