Rapport

Octobre 2020

Évaluation

Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital

Deuxième rapport

FRANCE STRATÉGIE
ÉVALUER. ANTICIPER. DÉBATTRE. PROPOSER.

COMITÉ D'ÉVALUATION DES RÉFORMES DE LA FISCALITÉ DU CAPITAL

Deuxième rapport

FRANCE STRATÉGIE

OCTOBRE 2020

COMPOSITION DU COMITÉ

Président

Fabrice Lenglart, inspecteur général de l'Insee

Représentants de l'Assemblée nationale

Nadia Hai, députée des Yvelines (onzième circonscription)[1]
Daniel Labaronne, député d'Indre-et-Loire (deuxième circonscription) [2]

Économistes

Étienne Lehmann, professeur d'économie, Paris II Panthéon-Assas
Philippe Martin, président délégué du Conseil d'analyse économique
David Thesmar, professeur d'économie, MIT

Personnalités qualifiées

Serge Bru, CFTC
Yves Dubief, MEDEF
Christine Fabresse, BPCE
Philippe Le Clézio, CFDT
Gérard Orsini, CPME

Représentant du Conseil des prélèvements obligatoires

Olivier Le Gall, inspecteur général des finances

Représentants de l'administration

Insee – **Sébastien Roux**, chef du département des études économiques
Direction générale du Trésor – **Agnès Bénassy-Quéré,** chef économiste

[1] Jusqu'à juillet 2020.
[2] À compter de septembre 2020.

Direction générale des finances publiques – **Denis Boisnault**, chef du bureau Études statistiques en matière fiscale

Banque de France – **Olivier Garnier**, directeur général des statistiques, des études et de l'international

Rapporteurs

Boris Le Hir et **Philippe Frocrain**, France Stratégie

Contributeurs

Clément Dherbécourt, France Stratégie

Emmanuelle Oesterle, direction générale du Trésor
Ihssane Slimani-Houti, direction générale du Trésor

Denis Boisnault, direction générale des finances publiques
Pascal Bugnot, direction générale des finances publiques
Christophe Despons, direction générale des finances publiques

Lionel Potier, Banque de France
Mylène Sabatini, Banque de France

Bert Brys, OCDE
Bethany Millar-Powell, OCDE

SOMMAIRE

Avis du comité **9**

Introduction **19**

Chapitre 1 – Les réformes de 2018 et la taxation du capital en comparaison internationale **23**

1. Rappel des réformes de 2018 ..... **23**

1.1. La transformation de l'ISF en IFI et la création du PFU 23

1.2. La baisse tendancielle du taux d'imposition des hauts patrimoines avait commencé bien avant 2018 24

2. Quelques éléments macroéconomiques de comparaison internationale sur les prélèvements sur le capital **28**

2.1. Part des prélèvements sur le capital des ménages et des entreprises dans le PIB 28

2.2. Taux implicites d'imposition sur le capital 31

2.3. Impôts sur les bénéfices des sociétés et impôts sur la production 32

3. Une comparaison internationale de la fiscalité sur l'épargne des ménages sur cas-types à partir d'une étude de l'OCDE **34**

3.1. L'utilité d'un indicateur synthétique 35

3.2. Les taux marginaux effectifs d'imposition de l'épargne des ménages en France avant et après les réformes de 2018 50

3.3. L'évolution de la situation française par rapport aux autres pays de l'OCDE avant et après les réformes de 2018 59

3.4. Les principaux enseignements et les limites de cette approche 65

Chapitre 2 – Nouvelles évaluations sur les réformes de la fiscalité antérieures à 2018 ..... **67**

1. Évaluation de la mise au barème des revenus du capital **68**

1.1. Rappels sur les réformes de la fiscalité des revenus du capital intervenues entre 2008 et 2017 68

1.2. La barémisation des dividendes a eu un effet très fortement négatif sur les montants versés 72
1.3. Les revenus du capital ont réagi de manière plus modérée lorsqu'on considère l'ensemble des réformes fiscales menées de 2008 à 2017 91

2. Les effets sur l'assiette fiscale de la fiscalité sur le patrimoine dans la littérature internationale 93
2.1. L'impact de la fiscalité sur le niveau de patrimoine 94
2.2. L'évitement fiscal à l'origine des variations de patrimoine 97
2.3. Quel impact de l'ISF sur le comportement d' « exil fiscal » des ex-gérants de PME ? 99

Chapitre 3 – Premiers résultats chiffrés sur les réformes de 2018 103

1. Éléments de cadrage macroéconomique sur le financement de l'économie 104
1.1. Hausse en 2019 des placements financiers des ménages 105
1.2. La comptabilité nationale ne permet pas de suivre l'effet des réformes sur le patrimoine immobilier 109
1.3. Le financement par la dette des sociétés non financières est resté dynamique en 2019 109
1.4. Après une forte hausse en 2018, les dividendes restent à un niveau élevé en 2019 110
1.5. Les investissements directs étrangers ont continué leur progression en 2019 112
1.6. Les levées de fonds de capital investissement auprès des investisseurs particuliers plafonnent depuis 2016 113
1.7. La crise du covid va rendre encore plus complexe l'identification des effets des réformes de 2018 118

2. Évolution en 2018 des revenus et des patrimoines imposables à partir des données individuelles 119
2.1. La forte augmentation des dividendes en 2018 est très concentrée 119
2.2. La hausse des revenus du capital tirée par les gros dividendes et les grosses plus-values 123
2.3. Pas de signe apparent d'une redénomination de revenus au détriment des revenus d'activité en 2018 126
2.4. Les foyers qui ont fortement augmenté leurs dividendes en 2018 sont-ils ceux qui les avaient baissés en 2013 ? 129
2.5. Des patrimoines immobiliers toujours plus élevés en moyenne depuis 2017, mais une plus forte proportion de foyers ont affiché une baisse substantielle en 2018 132

3. En 2018, moins de départs à l'étranger et plus de retours des contribuables IFI 135
3.1. Les données relatives aux départs des redevables de l'ISF et des redevables de l'IFI à compter de 2018 137

3.2. Les données relatives aux retours des redevables de l'ISF et des redevables de l'IFI à compter de 2018 ... 139

4. Évolution des recettes fiscales en 2018 et 2019 ... 141

4.1. Recettes IFI 2018 et 2019 et prévisions 2020-2021 ... 141

4.2. Évolution des recettes budgétaires suite à la réforme du PFU ... 142

Chapitre 4 – Éléments qualitatifs les plus récents sur les réformes de 2018 ... 145

1. L'attractivité de la France se renforce mais la crise peut rebattre les cartes ... 145

2. Des retours encourageants des professionnels du monde économique mais un contexte incertain ... 146

3. Enquête qualitative auprès des grandes banques et de gérants de portefeuille ... 151

Chapitre 5 – Premières évaluations empiriques des réformes de 2018 ... 155

1. Évaluation des effets du prélèvement forfaitaire unique ... 155

2. Deux évaluations préliminaires et partielles des effets de la transformation de l'ISF par l'IFI ... 159

Annexes ... 167

Annexe 1 – Lettre de mission ... 169

Annexe 2 – Personnes auditionnées ... 171

Annexe 3 – Sensibilité du TMIE à l'hypothèse d'inflation en fonction de l'actif ... 173

Annexe 4 – Comparaison internationale OCDE ... 175

Annexe 5 – Données sur les redevables de l'ISF/IFI partis ou revenus de l'étranger ... 181

Annexe 6 – Questionnaire qualitatif sur la réforme de la fiscalité du capital ... 187

AVIS DU COMITÉ

Le comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital a été installé en décembre 2018, c'est-à-dire un an après le lancement de la profonde rénovation de la fiscalité du capital portée par le gouvernement et votée par le législateur : instauration d'un prélèvement forfaitaire unique (PFU) sur les revenus de l'épargne et remplacement de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) par un impôt recentré sur la fortune immobilière (IFI). En outre, la baisse de l'impôt sur les sociétés (IS), complémentaire de ces transformations, a été programmée sur l'ensemble du quinquennat.

Dans son premier rapport[1], publié en octobre 2019, le comité avait « posé » le paysage. Il avait présenté le champ couvert par la fiscalité du capital en France et son poids dans l'ensemble de la fiscalité, rappelé l'état des règles en vigueur juste avant la réforme et le contenu précis de celle-ci, et rassemblé les enseignements *a priori* que l'on pouvait tirer d'une revue de la littérature économique théorique et empirique en la matière, au niveau français et international. Le comité avait également présenté les éléments d'évaluation *ex ante* disponibles de la réforme de 2018 et de premiers éléments chiffrés *ex post* sur les contribuables qui en bénéficiaient et sur son coût pour les finances publiques. Pour autant, en matière d'évaluation *ex post*, faute de disposer des données et du recul temporel nécessaires, le comité s'était alors contenté de présenter de premiers éléments d'ordre qualitatif (audition de représentants d'associations professionnelles, résultat d'une enquête menée auprès de gérants de portefeuille) et la nature des travaux quantifiés qu'il engagerait.

Cette année, les travaux du comité ont progressé dans plusieurs directions. Le paysage posé se trouve d'abord complété : éclairage plus poussé de la position de la France avant et après réforme par rapport aux autres pays développés en matière d'imposition des ménages sur leur patrimoine et sur les revenus qu'il génère ;

[1] France Stratégie (2019), *Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, Premier rapport* octobre.

évaluation *ex post* de la réforme de 2013 (mise au barème de l'IR des revenus mobiliers), sur laquelle on dispose désormais d'un recul suffisant et qui peut être vue en partie comme symétrique de l'instauration du PFU. Des éléments chiffrés supplémentaires sont ensuite apportés : ils concernent notamment la distribution des revenus mobiliers perçus en 2018 comparée à celle de 2017 et les entrées et sorties du territoire de résidents fiscaux fortunés en 2018. Enfin, de tout premiers éléments d'évaluation de l'instauration du PFU et de la transformation de l'ISF en IFI sont présentés, même s'ils restent parcellaires, en particulier s'agissant de la réforme de l'impôt sur la fortune.

De ces nouveaux travaux, fondés sur les études produites à la fois par des équipes universitaires[1] et les administrations, le comité retient les enseignements suivants.

Concernant le positionnement de la France en comparaison internationale

- Exprimés en pourcentage du PIB, les prélèvements sur le capital en France – soit l'ensemble des prélèvements sur les ménages et les entreprises au titre d'une détention, d'un revenu ou d'une transmission de patrimoine – demeurent après les réformes de 2018 parmi les plus élevés en termes de standards internationaux. Ceci s'inscrit dans un contexte plus général où, pour financer le niveau de nos dépenses publiques et notamment de nos dépenses de protection sociale, le taux de l'ensemble des prélèvements obligatoires en France est plus élevé qu'ailleurs.

- Pour autant, ces données macroéconomiques ne sont pas appropriées pour analyser l'impact d'une telle réforme : en 2018, les prélèvements sur les revenus du capital des ménages ont augmenté en France de près de 0,2 point en part de PIB, mais cela s'explique simplement par le dynamisme de l'assiette taxée (dividendes et dans une moindre mesure plus-values).

- Une comparaison internationale des prélèvements sur les ménages au titre du capital qu'ils détiennent doit passer par une analyse microéconomique plus fine. Cette analyse est aujourd'hui pratiquée par l'OCDE, qui a bien voulu, à la demande

[1] En particulier, France Stratégie a subventionné le CRED – Centre de recherches en économie et droit, équipe de l'université Paris II Panthéon-Assas – pour l'évaluation de la mise au barème de 2013 et de l'instauration du PFU, et l'IPP pour l'évaluation de l'ISF et de sa transformation en IFI. Les rapports produits par ces équipes sont mis en ligne sur le site de France Stratégie.

du comité, mettre à jour ses résultats dans le cas de la France, en intégrant les effets de la réforme de 2018.

- Les travaux de l'OCDE reposent sur la construction d'un indicateur synthétique, le taux marginal d'imposition effectif (TMIE), qui s'applique à un euro supplémentaire placé sur un produit d'épargne donné. Ce TMIE est modélisé sur différents profils d'épargnants, selon qu'ils ont des revenus « faibles », « moyens » ou « élevés » (approche par cas-type). Cet indicateur est construit au prix d'hypothèses conventionnelles fortes – en particulier sur le rendement réel des actifs supposé le même pour tous les actifs et tous les pays – qui jouent directement sur la mesure de son niveau. En revanche, faire varier ces hypothèses ne modifie pas les principales conclusions lorsqu'il s'agit de comparer entre eux les poids des différentes législations fiscales qui s'appliquent, selon le produit d'épargne considéré et selon le pays de résidence de l'épargnant.

- Alors que les TMIE de la France apparaissaient non seulement au-dessus de la moyenne internationale mais aussi, pour certains actifs, les plus élevés des pays sous revue de l'OCDE (produits obligataires, fonds d'investissement), les réformes de 2018 ont conduit à les ramener à des niveaux proches de la moyenne sur les actifs mobiliers. Cette convergence est particulièrement visible pour les contribuables les plus aisés. Avec la mise en place du PFU et la suppression de l'ISF, la France rejoint de fait la situation majoritaire des pays où les revenus de capitaux mobiliers sont imposés à un taux unique (« flat tax ») et où il n'existe pas d'imposition annuelle sur le patrimoine mobilier. La position de la France reste en revanche inchangée sur les actifs immobiliers (sauf pour les contribuables précédemment assujettis à l'ISF et dont le montant d'actifs immobiliers demeure en deçà du seuil d'imposition à l'IFI).

- Ces résultats demandent toutefois à être confirmés par une prochaine publication de l'OCDE car, en l'état, seules les données sur la France ont pu être actualisées ; elles sont donc comparées à des données datant de 2016 pour les autres pays.

Concernant les évaluations des effets de la fiscalité du capital pesant sur les ménages avant les réformes de 2018

- En 2013, les revenus mobiliers, qui pouvaient jusque-là faire l'objet d'un prélèvement forfaitaire libératoire, ont été d'office intégrés au barème progressif de l'IR. Cette réforme, symétrique de l'introduction du PFU en 2018, s'est accompagnée la même année d'une chute du niveau des dividendes reçus par les ménages. L'effet causal de la barémisation sur ce mouvement baissier, que le

comité qualifiait l'an dernier de plausible, est désormais scientifiquement établi. Son ampleur reste toutefois incertaine, car de nombreuses réformes sont intervenues concomitamment, qui ont également affecté la taxation des revenus du capital (soumission à cotisation sociale des revenus versés aux gérants de SARL notamment). Cependant, alors que la barémisation des dividendes en 2013 aurait dû entraîner mécaniquement une augmentation de recettes fiscales de plus de 400 millions d'euros à comportements inchangés, elle s'est probablement traduite par une perte nette de recettes fiscales, du fait de la contraction de l'assiette qu'elle a engendrée. En revanche, s'agissant des intérêts reçus, alors même que l'augmentation de la taxation a été plus élevée que pour les dividendes, le gain pour les finances publiques de la barémisation serait proche de son estimation « statique » hors effets comportementaux.

- La chute des dividendes induite par la réforme de 2013 a davantage concerné les entreprises possédées par des personnes physiques. Pour autant, on ne détecte aucun effet sur les salaires versés par ces entreprises (en particulier, pas de phénomène de « redénomination » des revenus), ni sur leur investissement. Ces moindres versements de dividendes se sont traduits par une augmentation de fonds propres et de trésorerie. Ils sont aussi allés de pair avec une dégradation du résultat net des entreprises concernées, via une hausse de leurs consommations intermédiaires, qui reste à éclairer plus avant. En effet, cette hausse pourrait correspondre aussi bien à un supplément de dépenses personnelles des dirigeants prises en charge par leur entreprise qu'à un surcroît d'investissements intangibles (dépenses de publicité, de formations… comptabilisées comme des charges dans le compte de résultat).

- S'agissant des effets de l'ISF, une étude universitaire s'est intéressée au cas des gérants de PME qui, vendant leur entreprise en partant à la retraite, devenaient, jusqu'en 2017, assujettis à l'ISF pour les plus aisés d'entre eux. Cette étude identifie une augmentation du nombre de départs à l'étranger dans les années qui suivent l'assujettissement à l'ISF. Pour autant, cette augmentation demeure faible (de l'ordre de 1 % des personnes concernées au bout de six ans) et de même ampleur que celle observée sur les autres nouveaux retraités lorsqu'ils ont des niveaux de revenus comparables, sans que ceux-ci aient particulièrement basculé à l'ISF au moment de leur cessation d'activité.

- Au final, ces nouveaux résultats en matière d'évaluation apparaissent conformes aux grands enseignements que le comité d'évaluation avait tirés de la revue de littérature empirique effectuée à l'occasion de son premier rapport. En particulier, une hausse de la taxation des dividendes se traduit généralement par une baisse

des dividendes distribués. En revanche, aucune étude empirique n'a pu, jusqu'à présent, mettre en évidence d'effets marqués à court-moyen terme sur l'investissement des entreprises, ni de la taxation du patrimoine des ménages, ni de la taxation des dividendes.

Concernant les éléments chiffrés disponibles suite aux réformes

- Comme indiqué l'année dernière, l'observation des grandes variables économiques – croissance, investissement, flux de placements financiers des ménages, etc. – avant et après les réformes ne suffira pas pour conclure sur l'effet réel de ces réformes. En particulier, il ne sera pas possible d'estimer par ce seul biais si la suppression de l'ISF a permis une réorientation de l'épargne des contribuables concernés vers le financement des entreprises. Les fluctuations des variables agrégées résultent de l'addition de multiples facteurs, de nature très diverse. Cela posé, voici ce qu'on observe en 2019 :

  – les placements financiers des ménages ont fortement augmenté en 2019 (de 95 à 143 milliards d'euros), principalement en numéraire et en dépôts ;

  – pour les sociétés non financières, la part des actions cotées (2,3 %) et non cotées (32,7 %) dans les flux de financement a été inférieure à la moyenne observée lors des vingt dernières années ;

  – les levées de fonds de capital investissement auprès des investisseurs particuliers plafonnent depuis 2016, après une forte progression de 2010 à 2016. Le seul effet notable depuis 2018 concerne la chute des levées de fonds pour les FCPI (Fonds communs de placement dans l'innovation) et les FIP (Fonds d'investissement de proximité), probablement du fait de la suppression de la niche ISF PME, mais cette chute a en fait été compensée par un surcroît de capital investissement via d'autres canaux.

- La forte progression des dividendes déclarés par les ménages au titre de 2018 (23 milliards d'euros, après 14 milliards en 2017) est comparable par son ampleur à la chute enregistrée en 2013, au moment où les revenus mobiliers ont été intégrés au barème progressif de l'IR. Ce rehaussement du niveau de dividendes reçus par les ménages se confirme en 2019 (augmentation supplémentaire de l'ordre de 3 milliards d'euros, données provisoires). Les plus-values « de droit commun » réalisées par les ménages augmentent fortement elles aussi en 2018 (+5 milliards), mais celles avec abattement renforcé sont en baisse en 2018 après une forte hausse en 2017 (-3 milliards d'euros après + 2,4 milliards). De leur côté, les intérêts

reçus par les ménages s'inscrivent en baisse, dans un contexte de baisse des taux d'intérêt, et ne semblent donc pas avoir été affectés par la réforme (4,7 milliards d'euros en 2018 après 5,3 milliards en 2017), alors même que leur taux d'imposition a *de facto* été plus fortement réduit que les dividendes.

- Chaque année, les dividendes – hors PEA, hors assurance-vie et hors sociétés soumises à l'impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP) – sont concentrés sur un petit nombre de foyers. Mais en 2018, ces dividendes ont été encore plus concentrés qu'en 2017 : deux tiers des 23 milliards d'euros ont été reçus par 38 000 foyers (0,1 % des foyers), dont un tiers par 3 800 foyers (0,01 % des foyers), alors que l'année précédente la moitié des 14 milliards avaient été reçus par 38 000 foyers, dont un petit quart par 3 800 foyers.

- Entre 2017 et 2018, 20 000 foyers ont vu leurs dividendes augmenter de plus de 100 000 euros, pour une hausse totale de 8,6 milliards. Parmi eux, 1 500 foyers ont enregistré une augmentation de plus de 1 million d'euros de leurs dividendes, pour une hausse totale de 4,4 milliards d'euros.

- Les foyers ayant bénéficié de fortes hausses de dividendes en 2018 et ceux qui ont enregistré de fortes baisses de dividendes en 2013 sont peu nombreux (un peu moins de 25 000 pour les uns, un peu plus de 25 000 pour les autres), mais ils sont loin d'être tous les mêmes. Il reste que 3 800 foyers (0,01 % des foyers) ont à la fois enregistré une baisse de plus de 100 000 euros de dividendes en 2013 et une hausse de plus de 100 000 euros en 2018, en concentrant à eux seuls 12,5 % de la baisse des dividendes de 2013 et 20 % de la hausse de 2018. Chez ces ménages, l'effet de taxation des dividendes sur le montant reçu semble avéré.

- Par ailleurs, les plus-values mobilières sont elles aussi très concentrées : 3 800 foyers (0,01 % des foyers) concentrent 75 % des plus-values de droit commun en 2018, contre 62 % en 2017. C'est moins le cas pour les intérêts reçus : 38 000 foyers concentrent 15 % du total, en 2017 comme en 2018. On ne constate pas, en revanche, d'indices de redénomination de revenus : les autres revenus (hors dividendes, plus-values et intérêts) progressent également, y compris pour les foyers ayant connu une forte hausse de leurs dividendes.

- Un des objectifs de transformation de l'ISF en IFI est d'aboutir à une réorientation des investissements en faveur des actifs mobiliers. En 2018, si on se concentre sur les assujettis à l'ISF détenteurs en 2015 de plus de 3 millions d'euros d'actifs immobiliers, on observe une augmentation notable du nombre de foyers déclarant une baisse substantielle de leur patrimoine immobilier (11 % contre 6 % l'année précédente). Ce fait, pour notable qu'il soit, demandera à être complété par d'autres

analyses avant de pouvoir conclure sur les effets de la réforme. De fait, dans le même temps, les recettes de l'IFI ont progressé en 2019 (1,56 milliard d'euros après 1,25 milliard en 2018, hors contrôle fiscal). Ce dynamisme est pour partie lié au calendrier de recouvrement de ce nouvel impôt ; il peut aussi provenir d'un effet prix.

- Depuis le passage de l'ISF à l'IFI, on observe une baisse du nombre d'expatriations et une hausse du nombre d'impatriations fiscales de ménages français fortunés. Cette évolution porte toutefois sur de petits effectifs, de l'ordre de quelques centaines, à comparer avec les 130 000 contribuables assujettis à l'IFI en 2018.

  – En 2017, dans un contexte où le candidat puis président élu annonçait qu'il supprimerait l'ISF pour le remplacer par l'IFI, le nombre de départs à l'étranger de redevables à l'ISF a fortement chuté, à moins de 400, soit un niveau inconnu depuis 2005. En 2018, on observe cette fois une division par plus de deux du nombre de départs recensés, à un peu plus de 150. Cependant, ce chiffre n'est pas directement comparable à celui de l'année précédente, car il concerne désormais des redevables à l'IFI. Cette baisse du nombre de départs pourrait ainsi relever d'un effet mécanique, simple reflet de la réduction du nombre d'assujettis à l'impôt sur la fortune avec le passage de l'ISF à l'IFI (de 360 000 à 130 000). Pour autant, cette réduction n'est elle-même pas uniforme avec le niveau de fortune : les ménages les plus fortunés sont beaucoup plus nombreux que les autres à être restés imposables à l'IFI. S'ils sont par ailleurs les plus susceptibles de partir à l'étranger pour des raisons fiscales, alors la baisse observée du nombre de départs en 2018 devient un fait significatif.

  – De son côté, la trajectoire des retours de contribuables français fortunés est à la hausse depuis deux ans. Plus précisément, on avait enregistré une centaine de retours en 2017 de contribuables devenus assujettis à l'IFI au 1er janvier 2018, après une centaine de retours en 2016 de contribuables assujettis à l'ISF au 1er janvier 2017, mais cela signifiait bien que la dynamique du nombre de retours s'inscrivait sur une pente ascendante, puisqu'il est moins fréquent d'être assujetti à l'IFI qu'à l'ISF. Cette pente ascendante s'est poursuivie en 2018 avec près de 250 retours de contribuables devenus assujettis à l'IFI au 1er janvier 2019.

Concernant les éléments d'évaluation des réformes de 2018

- Pour son premier rapport, le comité disposait de très peu de remontées statistiques et avait souhaité recueillir les observations et l'opinion des professionnels au sujet des principaux impacts des réformes sur la gestion patrimoniale des personnes

fortunées résidant en France. Cette année, le questionnaire a été reconduit, avec quelques questions additionnelles sur l'effet de la crise ; 42 réponses de gestionnaires ont été collectées (contre 90 l'an passé). Les réformes de 2018 continuent d'être jugées positivement. Les doutes quant à la pérennité des mesures prises s'étaient amenuisés début 2020, mais ils sont revenus au même niveau qu'il y a un an suite à la crise sanitaire. Une majorité de répondants fait état d'une arrivée de nouveaux clients suite à la vente d'une entreprise.

- Plusieurs éléments laissent clairement penser que la forte hausse des dividendes reçus par les ménages en 2018 est en partie causée par la réforme du PFU, même si cet effet causal n'est pas encore scientifiquement et formellement établi. D'une part, cet effet causal est désormais avéré pour ce qui concerne la réforme de 2013 ; or cette réforme est qualitativement l'inverse de la réforme de 2018. D'autre part, il est établi que, comme la baisse des dividendes en 2013, la hausse des dividendes en 2018 a davantage concerné les entreprises possédées par des personnes physiques. Au passage, on n'observe aucun effet significatif sur l'investissement de ces entreprises (de même qu'en 2013).

- Le coût budgétaire du PFU avait fait l'objet d'estimations convergentes l'an passé, comprises entre 1,4 et 1,7 milliard d'euros sur l'impôt sur le revenu *hors effet de comportement* (ce coût est réduit de 600 millions d'euros si on tient compte de la hausse de la CSG qui l'accompagne). Une estimation prudente du surcroît de dividendes généré par cette réforme, publiée en septembre 2020 dans un document de travail de l'Insee, réduirait ce coût de l'ordre de 500 millions d'euros. Une estimation plus en ligne avec l'évolution observée en 2018 des dividendes versés le réduirait encore plus fortement, jusqu'à l'annuler. Seule une véritable évaluation *ex post* permettra de préciser l'ampleur de l'augmentation des dividendes générée par le PFU, donc l'effet de la réforme, *y compris effet de comportement*, sur les finances publiques. Elle reste à mener.

- S'agissant du passage de l'ISF à l'IFI, les éléments d'évaluation demeurent pour l'instant beaucoup plus parcellaires.

- Un des reproches fréquemment adressés à l'ISF par ses détracteurs consistait à affirmer qu'il pesait sur le développement de certaines entreprises familiales (typiquement des PME ou des ETI), obligées de verser trop de dividendes à leurs actionnaires pour qu'ils puissent payer cet impôt. Une première tentative pour éclairer cette question a consisté à comparer l'évolution entre 2017 et 2018 des dividendes reçus par des redevables de l'ISF en 2017, selon qu'ils sont gérants majoritaires d'une société, qu'ils ont signé un pacte Dutreil – et peuvent donc

exercer une influence sur le gérant, sans contrôle direct sur la politique de versement des dividendes – ou qu'ils n'exercent *a priori* aucun contrôle, même partiel, sur les sociétés dont ils sont actionnaires. En 2018, les dividendes reçus ont augmenté pour toutes les catégories de redevables, ce qui suggère que l'effet inflationniste du PFU sur les dividendes a été bien plus important que l'effet exercé par l'ISF en 2017, si tant est que celui-ci existe. La hausse des dividendes pour les contribuables Dutreil apparaît plutôt moindre que pour les actionnaires dirigeants d'entreprises, mais plus élevée que les actionnaires sans contrôle, ce qui délivre un message ambigu qui ne permet pas de conclure.

- Une tentative a été faite d'évaluer l'impact de la transformation de l'ISF en IFI sur l'investissement dans les PME, mais l'étude reste sur un champ d'observation partiel, car elle ne permet pas d'identifier dans les données fiscales disponibles l'ensemble des modalités d'investissement (autres que celles donnant droit à une réduction d'ISF ou d'IR).

Concernant la suite des travaux du comité

La crise de 2020 provoquée par la pandémie du Covid-19 va naturellement avoir un impact important sur le financement de l'économie et sur les choix d'investissement des ménages. Cela rendra certainement plus complexe l'évaluation à moyen terme des effets des réformes de 2018. À titre d'illustration, le montant de dividendes reçus par les ménages va très probablement s'inscrire en nette baisse en 2020, sans qu'il y ait évidemment de lien entre cette chute et les réformes de 2018.

Cependant, le comité devrait être en capacité de présenter dans le rapport de 2021 des évaluations de l'effet des réformes sur les années 2018 et 2019, grâce à l'aboutissement des deux projets de recherche sélectionnés par appel d'offre à l'automne 2019 pour nourrir ses travaux.

- Le premier projet vise à mesurer l'impact de l'impôt sur la fortune sur le tissu productif au cours de la période 2006 à 2018. Il s'agira d'évaluer précisément la contrainte de financement de l'ISF supportée par les entreprises patrimoniales, c'est-à-dire celles qui sont majoritairement détenues par les personnes physiques, et d'identifier l'effet de l'ISF sur les décisions de distribution de dividendes, d'investissement et d'emploi de ces entreprises, ainsi que sur la fréquence de leur transmission à l'intérieur et à l'extérieur des familles fondatrices.

- Le second projet évalue la réforme de la fiscalité sur les revenus des capitaux mobiliers. Il a permis de nourrir ce rapport en estimant la réponse des revenus du

capital à l'instauration de leur taxation systématique au barème progressif de l'IR en 2013. À horizon de la fin du premier semestre 2021, lorsque les données sur la fiscalité des revenus 2018 et 2019 seront disponibles, il déploiera les mêmes méthodes pour estimer cette fois la réponse des revenus du capital à l'instauration du PFU.

Le comité remercie l'ensemble des personnes ayant apporté leur concours et leur expertise à ses travaux en acceptant d'être auditionnées. Il tient également à remercier France Stratégie pour son rôle précieux de secrétariat, l'ensemble des administrations pour leurs contributions (direction générale des finances publiques, direction générale du Trésor, direction générale des statistiques, des études et de l'international de la Banque de France) ainsi que l'OCDE, qui lui ont apporté leur concours dans des délais très contraints.

INTRODUCTION

À l'automne 2017, le gouvernement a procédé à une profonde rénovation de la fiscalité du capital, en instaurant un prélèvement forfaitaire unique (PFU) sur les revenus de l'épargne, en remplaçant l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) par un impôt recentré sur la fortune immobilière (IFI) et en programmant une baisse du taux de l'impôt sur les sociétés (IS) qui s'étalera sur plusieurs années. Cet ensemble de réformes visait à favoriser la croissance du tissu d'entreprises de notre pays et à stimuler l'investissement et l'innovation.

Un comité de suivi indépendant, piloté par France Stratégie avec l'appui du Conseil d'analyse économique (CAE) et aidé par toutes les administrations directement concernées par le sujet, a alors été chargé, conformément à la loi, de l'évaluation de ces mesures afin d'en apprécier l'efficacité au regard des objectifs poursuivis[1]. Ce comité, installé depuis décembre 2018 et qui a vocation à s'inscrire dans la durée, rend ici son deuxième rapport annuel, le premier ayant été publié en octobre 2019[2].

Pour rappel, le Premier ministre a donné au comité un mandat large, consistant à analyser les effets de la réforme sur le financement de l'économie et l'investissement, l'emploi et la croissance, la création et la répartition de richesses[3]. Il a en particulier invité le comité à apprécier les comportements de réallocation de l'épargne des ménages et les effets microéconomiques découlant de la suppression de l'ISF, à étudier l'impact de l'ensemble de la réforme sur le coût du capital, l'innovation et le

[1] « Un comité de suivi placé auprès du Premier ministre est chargé de veiller au suivi de la mise en œuvre et de l'évaluation des réformes fiscales favorisant la réorientation de l'épargne vers les investissements productifs. Avant le dépôt du projet de loi de finances pour 2020, il établit un rapport public exposant l'état des évaluations réalisées. » Extrait des articles 28 et 31 (qui concernent respectivement le PFU et le remplacement de l'ISF par l'IFI), loi n° 2017-1837 du 30 décembre 2017 de finances pour 2018.

[2] France Stratégie (2019), *Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, Premier rapport* octobre.

[3] Voir la lettre de mission en annexe 1.

développement des entreprises, mais aussi sur l'évolution de la base taxable, des flux de capitaux ainsi que des flux d'expatriations de contribuables aisés (percevant de hauts revenus) et fortunés (détenant un patrimoine élevé).

Le premier rapport soulignait l'importance de prendre en compte le contexte dans lequel cette réforme a été mise en place – avec en particulier la concomitance d'une transformation plus globale du paysage socio-fiscal (baisse de cotisations sociales salariés, hausse de la CSG, suppression programmée de la taxe d'habitation, augmentation de la prime d'activité, etc.) – tout en précisant que le champ d'investigation du comité devait rester limité aux impacts directs de la réforme.

En outre, dès le départ, le comité a tenu à avertir qu'il sera nécessaire d'attendre plusieurs années avant de pouvoir évaluer complètement les effets de la réforme, à la fois parce que ces effets ne peuvent se déployer qu'à moyen long terme (à trois, cinq, voire dix ans) et que la constitution de données permettant de les observer ajoutera des délais incompressibles.

Cette année a été particulièrement troublée par la pandémie de Covid-19. La période de confinement a directement affecté les travaux du comité en générant des retards dans l'accès aux données par les chercheurs, en particulier les équipes du CRED et de l'IPP qui ont été subventionnées par France Stratégie pour leurs travaux d'évaluation de l'instauration du PFU et de la transformation de l'ISF en IFI. À l'avenir, cette crise, par l'ampleur du choc économique qu'elle génère, augmentera sérieusement les difficultés d'évaluation de la réforme pour le comité.

Dans ce contexte, les travaux du comité pour ce deuxième rapport ont consisté :

– à établir un diagnostic plus complet que celui de l'an passé, avant et après la réforme, de la fiscalité française sur le capital en comparaison internationale, notamment sur la base de travaux de l'OCDE (chapitre 1) ;

– à rendre compte des nouvelles évaluations des réformes antérieures à 2018, pour en inférer des effets éventuels à anticiper des réformes de 2018 (chapitre 2) ;

– à compléter les premiers éléments chiffrés post-réformes, en observant les variables macroéconomiques sur le financement de l'économie, l'évolution des revenus et des patrimoines imposables, les entrées et les sorties de résidents fiscaux redevables de l'ISF et de l'IFI et enfin l'évolution des recettes fiscales depuis la mise en place de ces mesures (chapitre 3) ;

– à poursuivre les évaluations qualitatives de la réforme en auditionnant à nouveau des représentants d'associations professionnelles et en réitérant l'enquête menée auprès des gérants de portefeuille (chapitre 4) ;

– à fournir des premiers éléments d'évaluations empiriques des effets du prélèvement forfaitaire unique et de la transformation de l'ISF par l'IFI et à préciser la nature des résultats qui seront attendus pour le prochain rapport (chapitre 5).

CHAPITRE 1

LES RÉFORMES DE 2018 ET LA TAXATION DU CAPITAL EN COMPARAISON INTERNATIONALE

1. Rappel des réformes de 2018

1.1. La transformation de l'ISF en IFI et la création du PFU

L'impôt sur la fortune immobilière (IFI) a été mis en place par l'article 31 de la loi n° 2017-1837 du 30 décembre 2017 de finances pour 2018, se substituant à l'impôt sur la fortune (ISF) à compter du 1er janvier 2018. Ce nouvel impôt est recentré sur les détenteurs de patrimoines immobiliers dont la valeur totale est supérieure à 1 300 000 euros, qu'ils soient constitués d'immeubles détenus directement ou indirectement, à l'exclusion de l'immobilier affecté à l'activité professionnelle du redevable ou de l'entreprise dont il détient des parts.

Comme l'ISF avant lui, l'IFI a été conçu comme un impôt de rendement destiné à assurer la participation des contribuables les plus fortunés aux dépenses publiques.

En appréhendant la capacité contributive des détenteurs d'actifs immobiliers, à l'exclusion des actifs mobiliers, l'IFI vise à inciter les investissements dans l'économie française par les plus fortunés, tout en assurant une contribution particulière à l'effort de solidarité nationale sur les actifs immobiliers non affectés à leur activité professionnelle.

Le remplacement de l'ISF par l'IFI doit donc libérer, pour les anciens redevables de l'ISF, des capacités de financement nouvelles en fonds propres qui ont vocation à être investies dans l'économie, notamment dans l'acquisition de valeurs mobilières (titres et actions).

L'IFI reprend les principales caractéristiques de l'ISF – seuil d'entrée, barème, plafonnement, reprise des principales exonérations, modalités de déclaration – qui ont été conçues afin d'appréhender la capacité contributive des contribuables détenant de

manière directe ou indirecte un patrimoine significatif. Seuls l'assiette et l'objectif de l'impôt ont été modifiés.

En 2018 a également été mise en œuvre une réforme qui vise à simplifier l'architecture d'ensemble de la fiscalité des revenus de l'épargne des particuliers. La taxation des revenus du capital au barème de l'impôt sur le revenu (IR) a été remplacée par une imposition forfaitaire à un taux unique de 30 %[1] (soit un taux forfaitaire d'impôt sur le revenu de 12,8 % et un taux global de prélèvements sociaux porté à 17,2 % du fait de l'augmentation concomitante du taux de la contribution sociale généralisée). Ce prélèvement forfaitaire unique (PFU) est assis sur une même assiette brute sous réserve de quelques mécanismes de correction.

Le taux d'imposition du PFU (12,8 %) est sensiblement inférieur à celui qui prévalait avec le prélèvement forfaitaire libératoire (PFL), qui s'élevait jusqu'à 24 % en 2012 pour les produits de placement à revenu fixe, et à 21 % pour les dividendes. La fraction de contribuables à opter pour un prélèvement forfaitaire plutôt que pour une imposition au barème devrait ainsi être plus large avec le PFU qu'elle ne l'était dans le cas du PFL.

Contrairement au PFL, le PFU est désormais l'option par défaut pour l'imposition des revenus du capital. L'abattement de 40 % applicable à l'assiette des dividendes et la déductibilité d'une partie de la CSG ont par ailleurs été maintenus en cas d'option pour la soumission de ces revenus au barème progressif de l'IR.

Le premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital[2] présente en détail la nature de ces réformes ainsi que l'état de la fiscalité du capital en France au moment de ces réformes.

1.2. La baisse tendancielle du taux d'imposition des hauts patrimoines avait commencé bien avant 2018

À partir des données des contribuables à l'ISF/IFI (panel long de la DGFiP), Bach *et al.* (2020a)[3] analysent l'évolution du taux d'ISF payé par les très hauts patrimoines sur la période 1993-2019.

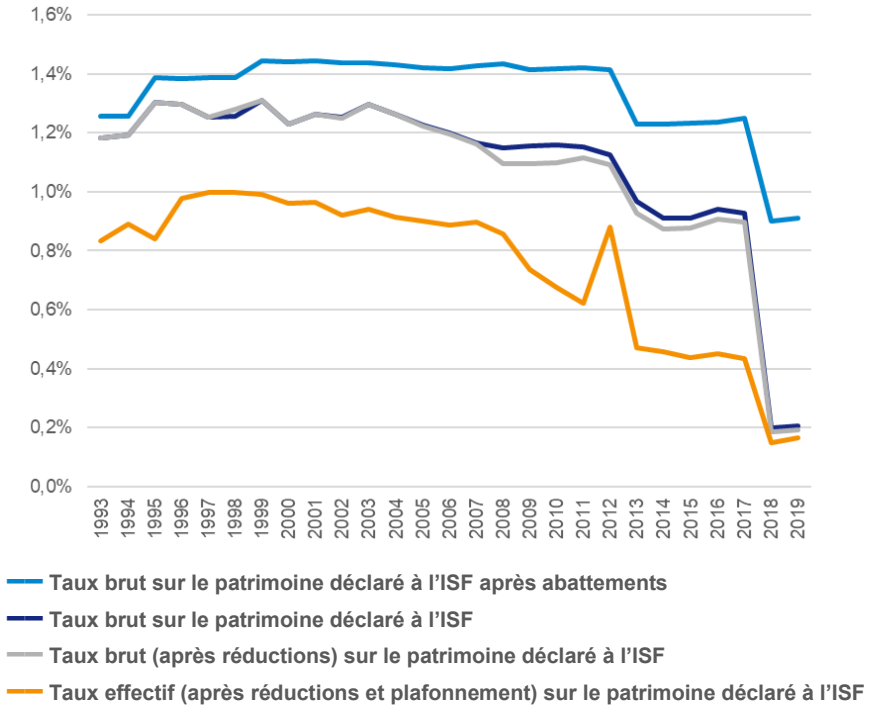
[1] Tout en maintenant une option pour le barème (CGI, art. 200 A, 2).

[2] France Stratégie (2019), *Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, Premier rapport* octobre.

[3] Bach L., Bozio A., Guillouzouic A. et Malgouyres C. (2020a), « Rapport intermédiaire – Impact de l'ISF sur le tissu productif », rapport IPP (Institut des politiques publiques), août.

Le graphique 1 met en évidence une baisse tendancielle après 2000 du taux d'imposition effectif des patrimoines déclarés à l'ISF de plus de 10 millions d'euros (courbe orange). Après avoir atteint un maximum en 1998, aux alentours de 1 %, ce taux a baissé ensuite pour s'établir à 0,43 % juste avant la réforme de l'IFI. Le passage à l'IFI a lui-même abouti à diviser par deux le taux d'imposition de ces très hauts patrimoines[1].

Graphique 1 – Taux effectifs d'imposition du patrimoine parmi les contribuables déclarant plus de 10 millions d'euros de patrimoine à l'ISF



Note : le patrimoine déclaré correspond à la valeur des actifs déclarés à l'ISF, avant application d'éventuels abattements. Le patrimoine taxable au barème est égal au patrimoine déclaré moins les abattements. Pour 2018 et 2019, le taux d'imposition est calculé sur l'ensemble du patrimoine au sens de l'ISF, en rapportant l'IFI dû par les contribuables à la valeur de leur patrimoine déclaré en 2017. Le pic constaté en 2012 correspond à la mise en place de la Contribution exceptionnelle sur la fortune (CEF), dont le taux d'imposition effectif n'était pas plafonné par rapport aux revenus des contribuables.

Source : Bach et al. *(2020a)*

La baisse du taux d'imposition effectif d'ISF a été quasi continue entre 2000 et 2017, si on écarte la hausse importante constatée en 2012 avec la mise en place de la CFE[2].

[1] Pour 2018 et 2019, le taux d'imposition est calculé sur l'ensemble du patrimoine au sens de l'ISF, en rapportant l'IFI acquitté par les contribuables à la valeur de leur patrimoine déclaré en 2017.

[2] Contribution exceptionnelle sur la fortune, dont le taux d'imposition n'était pas plafonné par rapport aux revenus des contribuables.

Trois raisons expliquent cette baisse tendancielle. Nous laissons ici de côté les réformes de la seconde moitié des années 2000 (bouclier fiscal, plafonnement du plafonnement), pour nous concentrer sur les tendances de long terme de la fiscalité.

Entre 2000 et 2017, on constate une baisse du taux maximal prévu au barème de l'ISF de 1,8 % à 1,5 %. Cette baisse a eu lieu en 2013, dans le cadre d'une réforme plus large qui a également réintroduit le plafonnement supprimé en 2012 et augmenté le taux marginal d'imposition par rapport à la réforme initialement prévue pour 2012. On peut considérer que la baisse du taux marginal a entraîné une baisse du taux d'imposition effectif de 0,2 point entre 2011 et 2013, hors effet du plafonnement.

Jusqu'en 2013, la baisse du taux effectif d'imposition est intervenue alors que le taux d'imposition du patrimoine taxable au barème de l'ISF (après abattements) était resté inchangé à 1,4 %. La baisse du taux effectif d'imposition des très hauts patrimoines avant cette date est attribuable à deux raisons principales.

- D'une part, le « plafonnement » de l'ISF limite de plus en plus les montants d'ISF payés, phénomène déjà mis en évidence par une étude de France Stratégie sur la période 2011-2017[1]. Le plafonnement a pour but d'éviter que les contribuables soient obligés d'aliéner leur patrimoine pour payer leur impôt, sans quoi l'ISF serait anticonstitutionnel. Au fil du temps, le niveau du plafonnement est devenu plus favorable pour les contribuables. L'ISF et les impôts directs ne peuvent pas dépasser 75 % aujourd'hui, alors qu'ils pouvaient monter jusqu'à 85 % en 2000. D'autre part, on peut penser que la proportion de foyers plafonnés a sans doute augmenté au cours du temps, du fait du contexte macroéconomique. En effet, la baisse des taux d'intérêt a pu entraîner une hausse moins rapide des revenus par rapport aux patrimoines. En 2017, le plafonnement entraînait une réduction du taux d'imposition des très hauts patrimoines d'un peu plus de 0,4 point de pourcentage, contre un peu plus de 0,2 point au début des années 2000. La suppression du plafonnement à titre exceptionnel[2] en 2013 avait conduit à une hausse de 0,3 point du taux effectif d'imposition, alors que le barème d'imposition n'avait pas changé fondamentalement.

- Par ailleurs, ces patrimoines ont bénéficié de la création des pactes d'actionnaires, notamment des pactes dits « Dutreil » créés en 2003. Ce dispositif permet aux membres d'une même famille contrôlant conjointement une société de bénéficier d'un abattement de 75 % sur la valeur de leurs actions. Les pactes Dutreil ont

[1] Dherbécourt C. et Lopez-Forero M. (2019), « Quelle évolution de la fiscalité du capital avant et après la réforme de 2018 ? », *La Note d'analyse*, n° 81, France Stratégie, octobre.

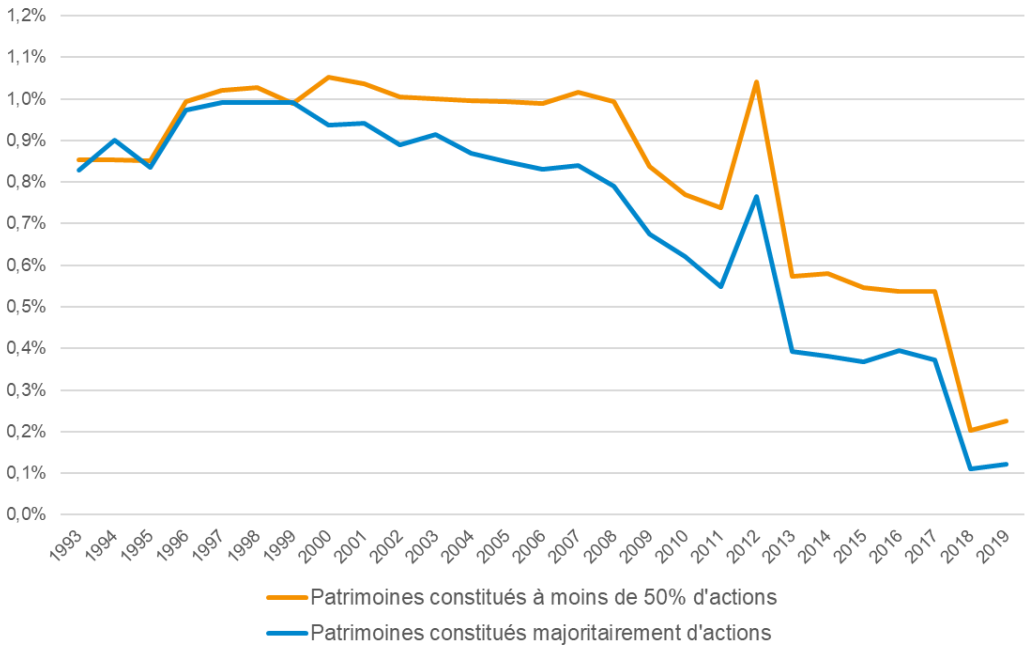
[2] L'absence de plafonnement ayant été validée par le conseil constitutionnel au motif que la CFE était un impôt exceptionnel prélevé pour la seule année 2012.

contribué à baisser le taux d'imposition du patrimoine déclaré à l'ISF, alors que le taux d'imposition du patrimoine taxable (après abattement) était constant entre 2003 et 2009.

Comme le soulignait France Stratégie (2019), l'exonération des investissements dans les PME, créée en 2003, semble n'avoir eu qu'un effet marginal (-0,025 %) sur le taux d'imposition des très hauts patrimoines.

On constate depuis les années 2000 une baisse plus prononcée du taux d'imposition des très hauts patrimoines quand ils sont majoritairement constitués d'actions[1] (voir graphique 2). Juste avant la réforme de 2018, le taux d'imposition des patrimoines de plus de 10 millions d'euros était de 0,38 % quand ils étaient majoritairement en actions, contre 0,47 % quand ils ne l'étaient pas. En 2000, on ne constatait pas d'écart entre ces deux catégories de contribuables, avec un taux d'imposition de 1 %. Au cours du temps, les dispositifs d'exonération sur les entreprises familiales ont bénéficié de plus en plus aux patrimoines intensifs en actions.

Graphique 2 – Taux effectifs d'imposition des patrimoines de plus de 10 millions d'euros déclarés à l'ISF, selon leur composition



Note : pour 2018 et 2019, le taux d'imposition est calculé sur l'ensemble du patrimoine au sens de l'ISF, en rapportant l'IFI dû par les contribuables à la valeur de leur patrimoine déclaré en 2017.

Source : Bach et al. *(2020a)*

[1] Au sens de l'ISF, on ne considère pas les actions des entreprises contrôlées par le contribuable.

Après la réforme de 2018, le taux d'imposition des très hauts patrimoines a baissé, qu'ils soient majoritairement en actions (-0,26 point) ou non (-0,33). Les patrimoines à plus de 50 % en actions, qui bénéficiaient déjà d'un abattement sur le patrimoine financier grâce aux pactes Dutreil, ont moins bénéficié de la réforme, mais restent moins taxés que les autres (0,1 % contre 0,2 %).

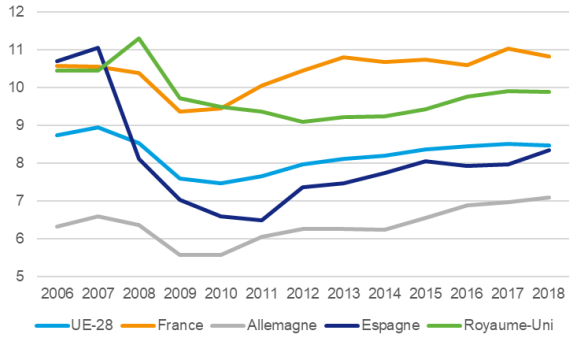
2. Quelques éléments macroéconomiques de comparaison internationale sur les prélèvements sur le capital

2.1. Part des prélèvements sur le capital des ménages et des entreprises dans le PIB

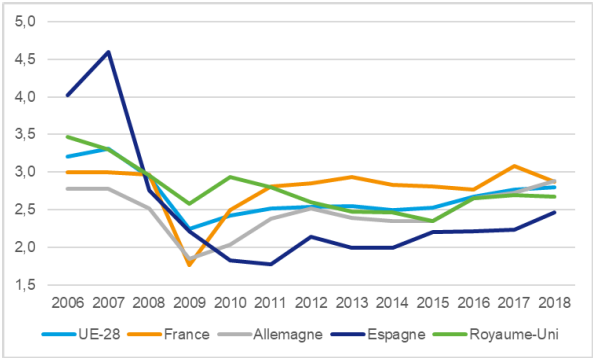
La France se caractérise, au moins depuis le milieu des années 2000 et même après la mise en place des réformes de la fiscalité du capital, par une part des prélèvements sur le capital des ménages et des entreprises dans le PIB plus élevée que la moyenne européenne (voir graphique 3). Cette part a en outre augmenté tendanciellement entre 2010 et 2017. La part des prélèvements sur le capital des ménages et des entreprises françaises dans le PIB reste plus de deux points au-dessus de la moyenne européenne en 2018, à 10,8 % contre 8,5 %. Si ces indicateurs calculés en pourcentage de PIB rendent difficile l'interprétation des variations annuelles, notons néanmoins que la part des prélèvements sur le capital des ménages et des entreprises françaises enregistre une baisse de 0,2 point entre 2017 et 2018, en raison de la mise en place des réformes de la fiscalité du capital. La baisse provient principalement de la diminution des prélèvements sur le revenu des entreprises[1] (voir graphique 3a) ainsi que sur le stock de capital (graphique 3d). La part dans le PIB des prélèvements sur le capital des ménages a quant à elle légèrement progressé en 2018 (graphique 3b), du fait de la forte augmentation des versements de dividendes, et dans une moindre mesure de celle des plus-values et du relèvement de la CSG sur les revenus du capital. Cette augmentation de la part de la fiscalité du capital des ménages dans le PIB s'inscrit dans un contexte de hausse spontanée de l'ensemble des prélèvements en 2018. En effet, l'élasticité des prélèvements obligatoires est supérieure à un, ce qui tend, hors incidence baissière des mesures nouvelles, à augmenter le taux de prélèvements obligatoires global. Enfin, on observe une baisse de la part des prélèvements sur la propriété des ménages (graphique 3c) qui résulte de la transformation de l'ISF en IFI.

[1] En raison notamment de la suppression de la taxe additionnelle de 3 % sur les dividendes à compter du 1er janvier 2018.

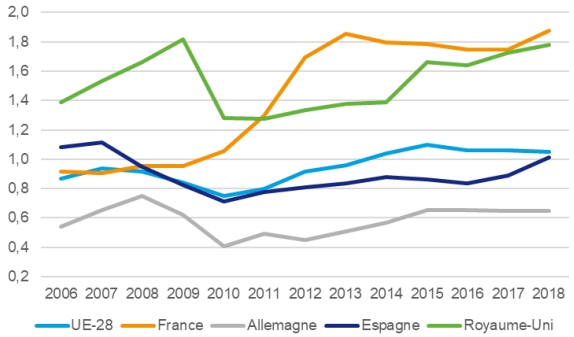
Graphique 3 – Part des prélèvements sur le capital (ménages et entreprises) dans le PIB sur la décennie écoulée



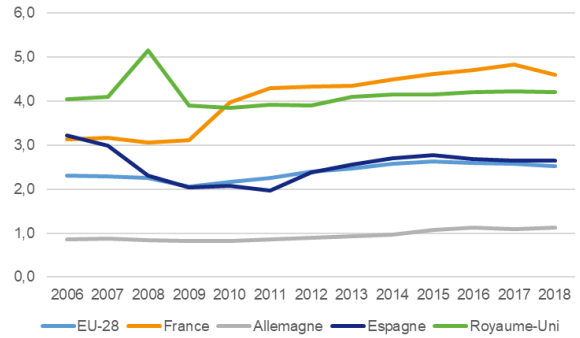
Graphique 3a – Part des prélèvements sur le capital (revenu des entreprises) dans le PIB sur la décennie écoulée



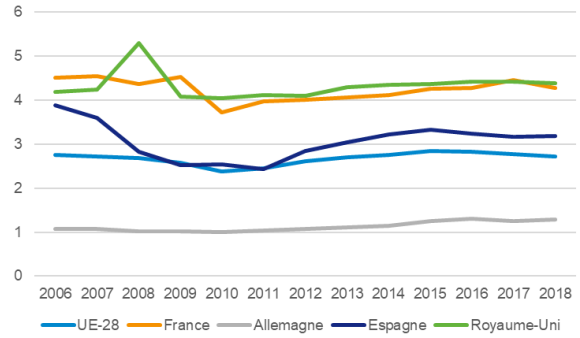
Graphique 3b – Part des prélèvements sur le capital (revenu des ménages) dans le PIB sur la décennie écoulée



Graphique 3c – Part des prélèvements sur la propriété (ménages) dans le PIB sur la décennie écoulée



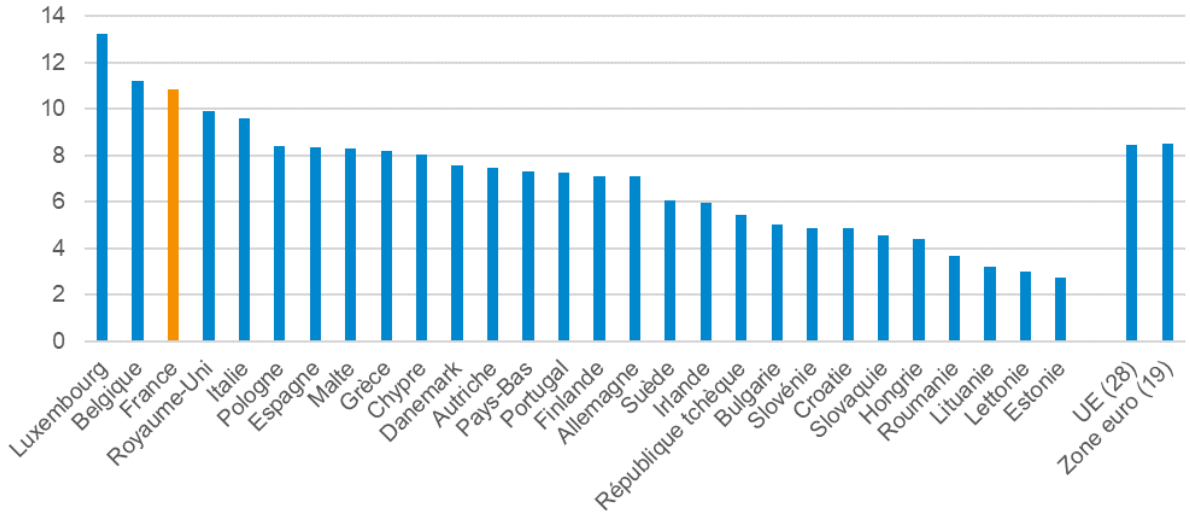
Graphique 3d – Part des prélèvements sur le capital (stock de capital) dans le PIB sur la décennie écoulée



Source : Commission européenne, Tendances de la fiscalité dans l'Union européenne, 2020

La France restait en 2018 le troisième pays avec la part la plus élevée des prélèvements sur le capital dans le PIB, après le Luxembourg et la Belgique (voir graphique 4).

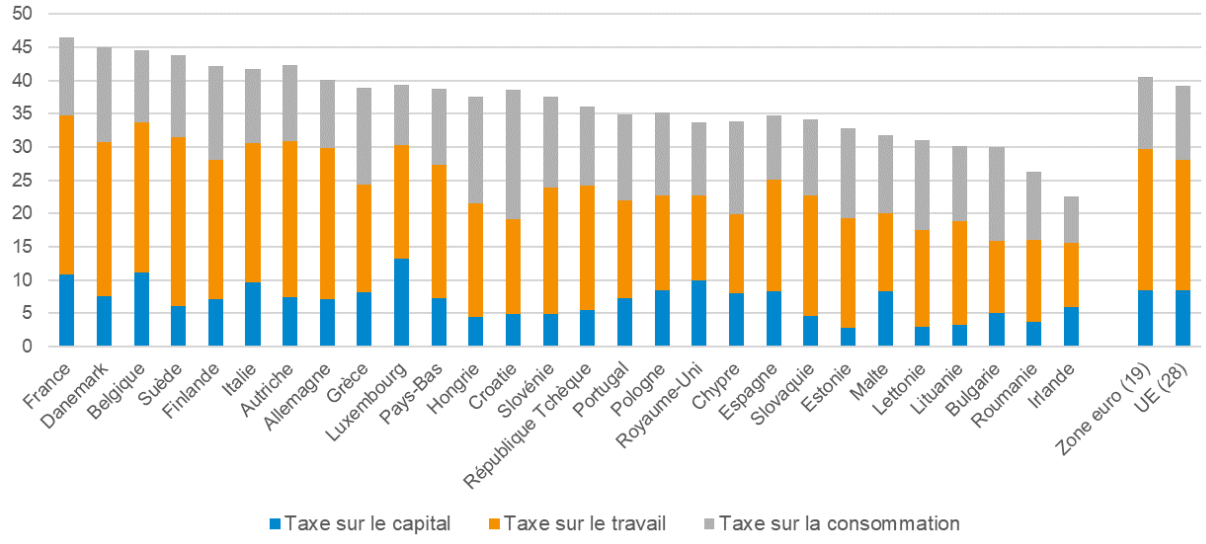
Graphique 4 – Part des prélèvements sur le capital (ménages et entreprises) dans le PIB au sein de l'UE, 2018



Source : Commission européenne, Tendances de la fiscalité dans l'Union européenne, 2020

Cette situation reflète plus généralement l'importance des prélèvements obligatoires dans le PIB français. En 2018, la France était le pays de l'Union européenne dont la part des prélèvements obligatoires dans le PIB était la plus élevée, avec un taux de prélèvements obligatoires (sur le capital, le travail et la consommation) de 46,5 % du PIB (voir graphique 5).

Graphique 5 – Répartition des prélèvements obligatoires (ménages et entreprises) entre consommation, travail et capital dans l'Union européenne, 2018, en % du PIB



Source : Commission européenne, Tendances de la fiscalité dans l'Union européenne, 2020

2.2. Taux implicites d'imposition sur le capital

En 2018, les taux implicites d'imposition[1] sur le capital (revenus et stocks) étaient en France les plus élevés d'Europe selon les travaux de la Commission européenne[2] (2020). Ils s'élevaient à 55,1 %, contre 33,9 % au Royaume-Uni, 30,6 % en Allemagne, 29,9 % en Italie et 25,9 % en Espagne.

En outre, toujours selon cette étude, ce taux aurait augmenté en France entre 2017 et 2018. Cette hausse ne reflète pas l'évolution réelle de la taxation en France. Elle semble directement résulter des choix méthodologiques effectués, concernant les numérateurs (les impôts et taxes sur le capital considérés) et les dénominateurs (les revenus du capital considérés) retenus pour le calcul des taux implicites. Beaucoup de ces choix attestent de nombreuses approximations, comme le souligne Eurostat lui-même[3].

Rappelons en particulier que l'agrégat des revenus du capital retenu par Eurostat ne mesure pas les revenus du capital reçus par les ménages mais la somme des revenus nets du capital perçus par chacun des secteurs institutionnels, y compris des sociétés financières et non financières. Ainsi, le dénominateur n'est pas affecté en cas d'augmentation des dividendes versés par les entreprises aux ménages, car cette augmentation est directement compensée par une diminution de même montant du revenu net du capital perçu par ces entreprises. À l'inverse, une augmentation des dividendes, parce qu'elle est imposée au niveau des ménages, conduit systématiquement à une augmentation du numérateur. C'est notamment pour cette raison que le taux implicite de taxation augmente en 2018.

---

[1] Les taux implicites d'imposition diffèrent des taux définis dans la législation fiscale. Ils se définissent comme le montant de l'impôt dû sur l'ensemble des revenus du capital (et non sur l'assiette fiscale qui peut faire l'objet d'abattement). Les impôts considérés sont les taxes portant sur les revenus de l'épargne et sur les investissements des ménages et entreprises, les taxes portant sur les stocks de capital et les taxes portant sur les transactions d'actifs. Ils permettent donc de mesurer la charge fiscale pesant réellement sur le facteur capital.

[2] Commission européenne (2020), *Tendances de la fiscalité dans l'Union européenne*.

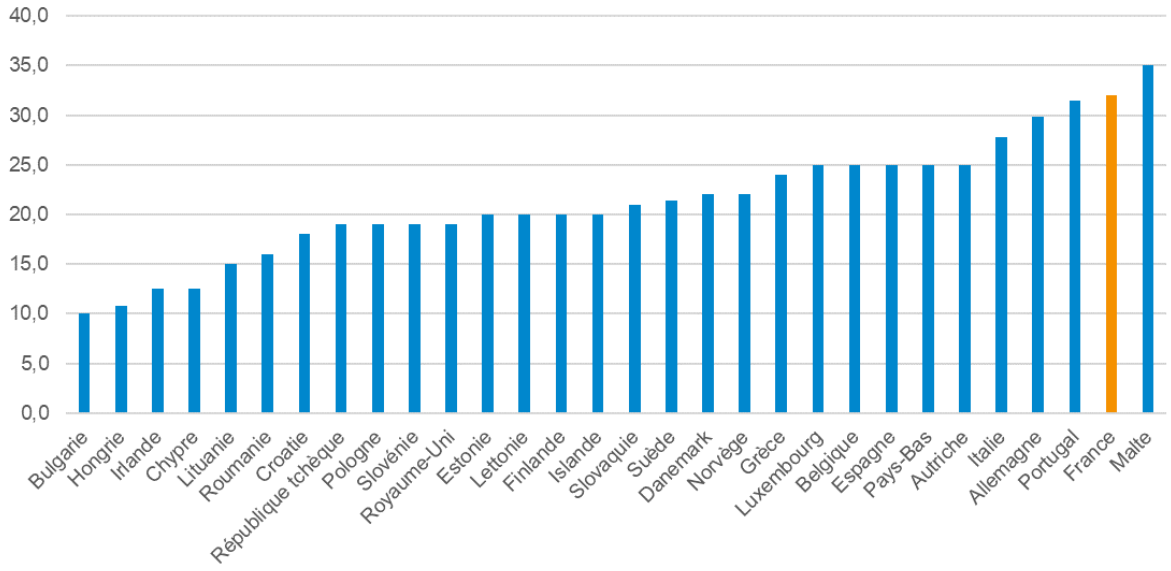
[3] Les limites suivantes sont signalées dans le rapport : pour la dépréciation de capital fixe, des prix différents sont considérés entre les comptes nationaux et les comptes de résultat des entreprises ; pour la consommation de capital fixe, les calculs ne sont pas comparables entre pays ; les profits non taxables sont inclus dans le dénominateur ; aucune distinction n'est faite entre les intérêts payés par les ménages et les autoentrepreneurs ; les reports de déficits fiscaux diffèrent d'un pays à l'autre ; les différences de traitement sur les loyers imputés sur les logements occupés par leur propriétaire peuvent également créer des biais.

2.3. Impôts sur les bénéfices des sociétés et impôts sur la production

La France affiche un taux statutaire d'impôt sur les sociétés élevé par rapport à ses voisins européens (voir graphique 6). À 32 %, c'est le deuxième taux le plus haut derrière Malte, loin devant la moyenne des 28 pays de l'Union européenne (21,4 %).

Afin d'accroître l'attractivité et la compétitivité des entreprises françaises, le gouvernement a annoncé à l'automne 2017 une baisse progressive du taux d'impôt sur les sociétés (IS) de 33,3 % à 25 % à horizon 2022 pour toutes les entreprises. L'objectif est de ramener ce taux nominal d'impôt sur les sociétés dans la moyenne des pays européens d'ici la fin du quinquennat. La chronique définie en 2017 a depuis été révisée par le gouvernement. La trajectoire de baisse a été ajustée selon la taille de l'entreprise. Les grandes entreprises dont le chiffre d'affaires annuel est supérieur à 250 millions d'euros ont vu leur taux d'impôt baisser à compter de 2020, alors que pour les autres entreprises la chronique est maintenue inchangée par rapport à la trajectoire initialement prévue. Les entreprises dont le chiffre d'affaires est inférieur à ce seuil bénéficiaient déjà d'un taux d'IS plus bas (28 % jusqu'à 500 000 euros de résultat fiscal)[1]. Celui-ci ne diminuera qu'à partir de 2021 pour s'établir à 26,5 % et 25 % en 2022. Au total, cela représentera en 2022 un allègement annuel de plus de 11 milliards d'euros pour l'ensemble des entreprises.

Graphique 6 – Taux statutaires de l'impôt sur les sociétés en 2018



Source : Commission européenne (2020), Tendances de la fiscalité dans l'Union européenne

[1] Sous certaines conditions, les PME peuvent bénéficier d'un taux d'IS réduit à 15 % jusqu'à 38 120 euros de résultat fiscal.

Rappelons toutefois que les taux statutaires ne représentent pas parfaitement le niveau d'impôt :

- les règles d'assiette peuvent induire un effet significatif sur le montant réellement acquitté : à taux égal, une entreprise peut payer un montant d'impôt bien moindre dans un pays si les règles fiscales en vigueur lui permettent de déduire un montant important de dépenses de son assiette. C'est notamment souvent le cas pour des frais liés à la R & D ;
- les rescrits fiscaux (*tax rulings*), ces accords directs entre certaines administrations fiscales et des multinationales sur des dispositifs dérogatoires au droit classique, font *de facto* baisser l'impôt acquitté par rapport au taux théorique.

En fait, la France affiche un taux apparent d'IS nettement moins élevé et, à cette aune, ne se détache pas particulièrement par le haut par rapport aux autres pays européens. En effet, notre pays attache à l'IS des crédits d'impôt plus importants qu'ailleurs (en particulier le crédit d'impôt recherche).

Cela n'invalide pas le bien-fondé d'une stratégie de baisse de notre taux statutaire d'IS pour améliorer l'attractivité de notre territoire. Mais cela pourrait justifier qu'on réinterroge à cette occasion l'ampleur des crédits d'impôt attachés à notre IS.

Par ailleurs, outre les règles d'assiette, certaines entreprises exploitent les différences de traitement fiscal à l'échelle mondiale afin de réduire leur base d'imposition. En effet, la digitalisation de l'économie facilite les stratégies d'évitement fiscal de la part des multinationales. Des modifications des règles internationales sont en cours, notamment dans le cadre du programme BEPS (*Base Erosion and Profit Shifting*) lancé en 2012 et porté par l'OCDE. Parmi les mesures clés, l'OCDE travaille actuellement à l'élaboration d'une convention multilatérale s'appuyant sur deux piliers : le premier traite de la répartition du droit d'imposer et le second d'une imposition minimale au niveau international.

Pour finir, il convient de signaler que, en comparaison internationale, la France se distingue par un poids élevé des impôts sur la production[1]. À cet égard, dans le cadre du plan de relance, les impôts de production seront abaissés de 10 milliards d'euros dès le 1er janvier 2021. Cette baisse repose sur la combinaison de trois mesures :

– une réduction de moitié de la cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises (CVAE) pour toutes les entreprises redevables de cet impôt, ce qui correspond à la

[1] Martin P. et Trannoy A. (2019), « Les impôts sur (ou contre) la production », *Notes du conseil d'analyse économique*, n° 53, juin.

suppression de la part régionale. Cette mesure engendre un coût pour les finances publiques de 7,3 milliards d'euros ;

– une réduction de moitié des impôts fonciers des établissements industriels (taxe foncière sur les propriétés bâties et cotisation foncière des entreprises) pour environ 32 000 entreprises exploitant 86 000 établissements. Cette mesure conduit à un coût pour l'État de 3,3 milliards d'euros (1,8 milliard au titre de la taxe foncière sur les propriétés bâties et 1,5 milliard au titre de la cotisation foncière des entreprises) ;

– enfin, le taux de plafonnement de la contribution économique territoriale sera abaissé de 3 % à 2 % de la valeur ajoutée de l'entreprise.

3. Une comparaison internationale de la fiscalité sur l'épargne des ménages sur cas-types à partir d'une étude de l'OCDE

L'OCDE a publié en 2018 un rapport intitulé *Taxation of Household Savings*[1] qui fournit une comparaison détaillée de la taxation de l'épargne des ménages en place en 2016 dans 35 pays de l'OCDE et cinq pays partenaires (Afrique du Sud, Argentine, Bulgarie, Colombie et Lituanie). Cette comparaison internationale visait à la fois à comparer les niveaux de taxation entre pays et entre différents types d'actifs détenus au sein de chaque pays. Elle repose sur la modélisation et l'usage d'un indicateur synthétique unique, appelé « taux marginal d'imposition effectif » (TMIE ou METR[2] dans son acronyme anglais). Cet indicateur représente un taux de prélèvement des rendements réels d'un investissement marginal dans un actif donné et peut prendre des valeurs parfois très différentes des taux faciaux. Il dépend d'un certain nombre d'hypothèses, pour certaines discutables, et doit en cela être considéré avec précaution. Il présente en revanche l'avantage de capturer une image complète de la fiscalité des différents pays et d'être directement comparable entre pays, contrairement aux taux faciaux.

L'indicateur conçu par l'OCDE permet en particulier d'observer certains biais susceptibles d'influencer les choix de placements d'épargne et de résidence de certains contribuables aisés. Il n'est en revanche pas adapté pour analyser les effets redistributifs de la fiscalité, car cette analyse doit s'appuyer non pas sur des taux marginaux, mais sur des taux moyens d'imposition.

Ce premier rapport de l'OCDE, sorti en 2018, était fondé sur l'état des systèmes fiscaux en 2016. Il permet donc de positionner la fiscalité française telle qu'elle était avant les

[1] OCDE (2018), *Taxation of Household Savings*, OECD Tax Policy Studies, n° 25, avril.

[2] *Marginal effective tax rate*.

réformes de 2018 par rapport aux autres pays. Il ne permet pas en revanche de la positionner après les réformes sur la fiscalité du capital de 2018. Les travaux de mise à jour sont en cours et une nouvelle publication doit paraître dans les prochains mois. Elle permettra de situer la nouvelle position française au sein des pays de l'OCDE en termes de fiscalité de l'épargne des ménages, en tenant compte à la fois des réformes françaises de 2018 mais aussi de celles intervenues dans les autres pays.

En attendant de prendre connaissance de ce nouveau rapport, le comité a sollicité l'OCDE pour bénéficier de la primeur de la mise à jour des indicateurs pour la France *selon la méthodologie retenue dans son rapport 2018.* Les éléments que l'OCDE a accepté de transmettre permettent d'analyser l'impact des réformes intervenues en 2018 sur la position de la France au sein de l'ensemble des pays *toutes choses égales par ailleurs*. Cette section présente l'exploitation de ces données inédites. Elle analyse l'évolution de la fiscalité française sur l'épargne des ménages en comparant les niveaux en 2019 des taux marginaux effectifs de taxation sur les différents actifs en France à leurs niveaux en 2016, ainsi qu'aux niveaux des autres pays, en 2016 également. L'analyse développée dans cette section s'appuie sur une méthodologie élaborée par l'OCDE mais le point de vue exprimé reste celui du comité.

3.1. L'utilité d'un indicateur synthétique

3.1.1. Des approches fiscales très différentes selon les pays

D'un pays à l'autre, la fiscalité du capital peut varier considérablement. Elle peut être globalement progressive dans un pays et globalement forfaitaire dans un autre ; les prélèvements peuvent être appliqués à des moments différents (de façon récurrente ou en une seule fois) et sur des assiettes différentes (revenus du patrimoine, ou patrimoine lui-même, par exemple), etc. Cette diversité rend la comparaison internationale particulièrement délicate. D'une part, parce que les taux faciaux des barèmes d'imposition peuvent cacher des subtilités dans l'application précise des règles, ce qui peut rendre leur usage trompeur. D'autre part, parce qu'au-delà de ces subtilités, les taux d'imposition du capital sont quelquefois difficilement isolables en tant que tels. Par exemple, comparer le poids de la fiscalité sur les revenus du patrimoine d'un pays qui appliquerait une taxation progressive sur l'ensemble des revenus avec un pays qui applique une taxation forfaitaire sur les revenus du capital implique de tenir compte des autres revenus dans le pays à fiscalité progressive. Comparer le poids de la fiscalité sur le patrimoine d'un pays qui taxe les revenus du patrimoine avec un autre qui taxe sa détention implique de transcrire la fiscalité sur les revenus de l'un en équivalent fiscalité

sur la détention ou inversement et, par conséquent, de faire des hypothèses sur les rendements du patrimoine[1].

Pour décrire la diversité des situations à l'international, l'OCDE distingue sept grandes approches pour taxer l'épargne (décrites dans l'encadré 1). La plupart des pays taxent la majorité des véhicules d'épargne selon deux approches (voir tableau 1) – l'imposition progressive sur les revenus globaux (11 pays sur 40) ou l'imposition du capital à taux fixe (21 pays sur 40) –, mais des différences importantes sur les modalités d'imposition subsistent au sein même de ces approches (assiettes, exemptions).

Encadré 1 – Sept grandes approches pour taxer l'épargne

L'imposition sur le revenu global consiste à taxer ensemble les revenus du travail et du capital à un taux progressif. Son application stricte, qui reposerait sur une définition de l'ensemble des revenus par la méthode de la comptabilité d'exercice (incluant par exemple des plus-values latentes non réalisées)[2], reste très rare. Pour autant, cette approche est globalement retenue, notamment par la France (en 2016), le Canada, l'Espagne et les États-Unis.

L'imposition forfaitaire des revenus du capital consiste à taxer les revenus du patrimoine à un taux fixe séparément des revenus du travail, qui eux sont taxés à un taux progressif. Ce type d'approche est la plus utilisée parmi les pays observés. C'est celle qui est globalement retenue en particulier en Allemagne, en Italie, au Japon ou en Suède ; avec la réforme de 2018, la France a basculé dans cette approche pour ce qui concerne l'imposition des revenus des actifs financiers.

L'imposition de la dépense consiste à n'imposer le revenu que lorsqu'il est dépensé (soit directement en imposant la consommation, comme avec la TVA, soit indirectement en imposant les seuls revenus non épargnés). Cette approche est souvent retenue dans le cas des fonds de pension privés, où la taxation de l'épargnant n'intervient pas au moment des cotisations mais au moment des retraits (cas des plans d'épargne retraite en France, par exemple).

L'épargne défiscalisée consiste à taxer le revenu de départ, sans exception pour la part de ce revenu qui est épargnée, mais à ne taxer ensuite ni les revenus de cette épargne, ni les retraits effectués ultérieurement (cas du livret A en France par exemple).

[1] Hors effet comportemental associé au mode de taxation : la fiscalité indexée sur la détention pouvant inciter davantage à investir dans les actifs à hauts rendements que la fiscalité indexée sur les revenus.
[2] La méthode de la comptabilité d'exercice consiste à comptabiliser les revenus en droits constatés, que les fonds soient reçus ou non en trésorerie.

L'imposition différée consiste à taxer le revenu de départ, sans exonération pour la part épargnée, puis à taxer les revenus de cette épargne au moment où ils sont retirés (et non pas chaque année).

L'imposition du taux de rendement consiste, aussi bien lorsque l'imposition des revenus du capital se fait dans le cadre d'un impôt global progressif ou dans celui d'un impôt forfaitaire, à ne taxer les revenus du capital qu'une fois déduit un montant représentatif du rendement estimé comme « normal » de l'épargne. En cas de rendement effectif inférieur au rendement normal, le montant de déduction inutilisé peut être reporté sur les années ultérieures.

L'imposition du rendement présumé consiste à imposer un rendement présumé plutôt que le rendement réel de l'épargne. Le barème d'imposition peut être aussi bien constant que progressif. Aucun allègement fiscal n'est accordé au départ sur la partie épargnée du revenu, mais ni les retraits ni les plus-values réalisées ne sont taxés.

Source : OCDE (2018), Taxation of Household Savings, op. cit.

Tableau 1 – Principales approches de la fiscalité de l'épargne dans les pays de l'OCDE en 2016

Approche dominante				
Imposition du revenu global à taux progressif	**Imposition à taux forfaitaire**	**Mixte taux forfaitaire / taux progressif**	**Imposition des rendements imputés**	**Imposition du taux de rendement**
Afrique du Sud Australie Canada Chili Espagne États-Unis France Irlande Nouvelle Zélande Royaume-Uni	Autriche Belgique Bulgarie Colombie République tchèque Danemark Estonie* Allemagne Grèce Hongrie* Irlande Israël Italie Japon Lettonie Lituanie* Luxembourg Pologne Portugal Slovaquie Slovénie Suède Turquie	Finlande Corée Mexique	Argentine Pays-Bas	Norvège (en partie)

* Un taux forfaitaire sur les revenus individuels s'applique sur les revenus du capital et sur les revenus du travail

Source : OCDE (2018), Taxation of Household Savings, op. cit.

L'exercice de comparaison internationale de la fiscalité est d'autant plus complexe qu'aucun pays n'applique une approche de façon homogène sur l'ensemble des différents actifs détenus par les ménages et que des taxations différentes peuvent s'accumuler sur un même actif.

D'après le rapport de l'OCDE qui distingue huit catégories d'actifs (voir encadré 2), les comptes bancaires, les obligations et les parts en actions font partie des actifs sur lesquels la fiscalité est la plus homogène et en lien avec l'approche fiscale du pays. Les biens immobiliers locatifs sont généralement taxés soit via une approche globale progressive, soit via un taux forfaitaire, mais cette fiscalité s'accompagne souvent de taxes récurrentes sur la propriété et de taxes sur les transactions. Les actifs détenus dans des fonds de pension privés et les propriétés immobilières occupées par leur propriétaire sont imposés de manière très différente des autres actifs, mais leur taxation reste relativement homogène entre les pays. Plus précisément, l'approche de « l'imposition de la dépense » est généralement appliquée au cas des fonds de pension privés, tandis que les résidences principales sont généralement exonérées de toute imposition sur le revenu même si, comme pour les biens locatifs, ces dernières sont sujettes à des taxes foncières récurrentes et à des taxes sur les transactions. À l'inverse, la fiscalité sur les comptes d'épargne à fiscalité privilégiée et celle sur les fonds d'investissement varient assez fortement d'un pays à l'autre.

Encadré 2 – Les catégories d'actifs selon l'OCDE

L'OCDE distingue huit catégories d'actifs, qui représentent la grande majorité de l'épargne des ménages.

- Les dépôts bancaires rémunérés.
- Les obligations d'État et privées.
- Les actions de société.
- Les actifs de fonds d'investissement (en France, assurance-vie ou fonds communs de placement, par exemple).
- Les actifs de fonds de pension.
- Les dépôts dans des comptes à fiscalité privilégiée (en France, livret A ou livret de développement durable et solidaire[1]).
- Les biens immobiliers résidentiels occupés par le propriétaire.
- Les biens immobiliers résidentiels locatifs.

Source : OCDE (2018), Taxation of Household Savings, op. cit.

[1] Entre autres. Le livret A et le livret DDS sont exemptés de taxes et de cotisations sociales.

3.1.2. Le taux marginal d'imposition effectif comme indicateur synthétique : concept et méthodologie

La palette de systèmes fiscaux en place dans les différents pays rend très compliquées à la fois la comparaison dans un pays donné de la fiscalité du capital par type d'actif et la comparaison globale entre pays : les différences dans les bases taxables, les abattements, les seuils d'imposition, les exemptions, l'empilement des taxes sur un actif donné, etc. rendent non pertinente toute comparaison faciale des taux de taxation de référence des barèmes « officiels ».

Dans ce contexte, la modélisation du taux marginal d'imposition effectif (TMIE) apparaît comme une solution appropriée : elle permet d'évaluer les impacts d'un large éventail de systèmes fiscaux au prisme d'un indicateur unique, au prix d'une approche par cas-types standardisés, reposant certes sur un certain nombre d'hypothèses, mais qui ont le mérite d'être explicitées, donc de pouvoir être discutées.

Définition du TMIE

Pour analyser l'effet de la fiscalité sur les décisions d'épargne, il faut examiner les incitations auxquelles le contribuable est confronté *à la marge*. L'analyse consiste donc à se concentrer sur un épargnant qui envisage d'investir une unité monétaire supplémentaire dans un véhicule d'épargne donné.

La méthode du TMIE consiste à calculer un taux d'imposition qui correspond à la charge fiscale totale pesant sur le dernier euro investi dans l'actif considéré, au regard des revenus que cet euro va générer.

L'approche suppose un taux de rendement *réel* avant impôt égal pour tous les actifs et tous les pays et elle calcule le taux de rendement réel minimal après impôt qui rend l'investissement à la marge rentable, pour l'actif considéré. Le TMIE est alors défini comme la différence entre les taux de rendement avant et après impôt (le coin fiscal de l'épargne) divisée par le taux de rendement avant impôt (voir encadré 3).

Le taux de rendement après impôt est déterminé en modélisant explicitement les flux futurs de rendement et d'impôts associés à un investissement marginal. La modélisation intègre l'impact d'un large éventail d'impôts : impôt sur le revenu généré par l'actif (au niveau personnel, au niveau de l'intermédiaire financier qui gère le fonds d'investissement ou de pension), impôts sur les plus-values réalisées, taxes sur les achats et/ou les ventes d'actifs, taxes sur les transactions, impôt sur le patrimoine détenu. Sont également modélisés le gain fiscal résultant de l'éventuelle déductibilité

de l'euro supplémentaire épargné du revenu imposable, ainsi que des intérêts dus si l'investissement est partiellement ou entièrement financé par emprunt.

La méthode du TMIE, qui rapporte la taxation au taux de rendement réel (déflaté de l'inflation), conduit à des taux d'imposition qui peuvent apparaître largement plus élevés que les taux faciaux. Ainsi, pour un actif taxé en France au PFU de 30 %, le TMIE correspondant – sous les hypothèses retenues par l'OCDE : une inflation de 1,6 % et un rendement réel avant impôt de 3 % – s'élève à 46 %. Il ne faut donc pas s'arrêter au seul niveau du TMIE : la méthode présente le mérite de fournir une mesure du poids de l'imposition qui soit *homogène* entre types d'actifs et entre pays. Ce qui importe est moins le niveau de l'indicateur que les comparaisons qu'il autorise.

Encadré 3 – Méthode générale de calcul du TMIE

La méthode du TMIE considère un épargnant qui envisage de placer une unité monétaire additionnelle par rapport à sa situation courante. La valeur actualisée des rendements nets de ce placement sur une durée *n* dans un véhicule d'épargne donné se définit de la manière suivante :

$$V = -1 + \int_{t=0}^{n} (R_t - T_t) e^{-\rho_H t} dt$$

Où R_t constitue le flux de revenus additionnels qui sera généré et T_t le flux de taxes qui sera prélevé sur ces revenus. ρ_H est le taux d'escompte pondérant les rendements nets en fonction de leur horizon temporel.

La durée de détention de l'actif, qui est déterminante dans le calcul du poids de la fiscalité sur les rendements (notamment lorsqu'il y a des taxes sur les transactions), est déterminée sur la base d'une hypothèse de probabilité de cession fixée pour chaque période. La date à laquelle sera cédé l'actif est alors considérée comme une variable aléatoire qui suit une fonction de densité de probabilité exponentielle de paramètre λ :

$$p(t) = \lambda e^{-\lambda t}$$

Où $p(t)$ représente la probabilité que l'actif soit cédé en t.

En tenant compte de cette durée de détention aléatoire, la valeur actualisée nette des rendements de l'épargne marginale devient :

$$V = -1 + \int_{n=0}^{\infty} \lambda e^{-\lambda n} \left[\int_{t=0}^{n} (R_t - T_t) e^{-\rho_H t} dt \right] dn$$

La valeur de ρ_H qui annule cette valeur actualisée nette ($\rho_H \; tel \; que \; V = 0$) définit le taux de rendement nominal après impôt de l'investissement sur le véhicule d'épargne considéré. Le taux de rendement réel après impôt de cet investissement, *s*, étant donné un taux d'inflation de *π*, est égal à :

$$s = \rho_H - \pi$$

En pratique, pour les calculs, on pose que le taux de rendement réel de l'actif avant impôt est constant, c'est-à-dire que $R_t = r + \pi$.

Dès lors, le taux marginal effectif d'imposition (TMIE) est défini par la formule suivante :

$$TMIE = \frac{r - s}{r}$$

Voir l'annexe A du rapport *Taxation of Household Savings* de l'OCDE pour le détail des équations pour chaque actif. Le TMIE correspond à un taux réel et atteint pour cette raison des niveaux supérieurs aux taux faciaux. Par exemple, une *flat tax* à 30 % sur les revenus d'un actif, dont le rendement réel avant impôt serait de 3 % dans un contexte d'inflation à 1,6 %, se traduit par un TMIE de 46 %[1]. L'encadré 4 précise le calcul du TMIE induit par l'impôt sur les revenus, le PFU, et l'ISF/IFI et détaille le calcul du TMIE global sur les actifs considérés.

Source : France Stratégie, d'après OCDE (2018), Taxation of Household Savings

Hypothèses de calcul

Le calcul du TMIE est réalisé ici sur la base des systèmes fiscaux en place au 1er juillet 2016 dans les quarante pays considérés[2] mais, pour la France, il est aussi évalué sur le système fiscal en place en 2019. Ce calcul permet ainsi de comparer le système fiscal français sur l'épargne des ménages tel qu'il était avant les réformes de la fiscalité du capital de 2018 et tel qu'il est depuis, avec les systèmes fiscaux des autres pays tels qu'ils étaient en 2016[3].

[1] Dans ce cas le $TMEI = \tau \times \left(1 + \frac{\pi}{r}\right) = 30\% * \left(1 + \frac{1{,}6\%}{3\%}\right) = 46\%$.

[2] Systèmes tels qu'ils ont été décrits dans les réponses au questionnaire par les représentants de chaque pays au groupe de travail n° 2 sur l'analyse des politiques fiscales et les statistiques fiscales du comité des affaires fiscales de l'OCDE.

[3] Les données prises en compte par l'OCDE n'intègrent pas les exemptions familiales et les calculs considèrent principalement la situation d'un célibataire.

Outre les informations sur les systèmes fiscaux en vigueur, le calcul du TMIE, en particulier la modélisation des taux de rendements des actifs, repose sur un certain nombre d'hypothèses explicitées ci-dessous (pour plus de détails, se reporter au rapport de l'OCDE).

La première hypothèse est celle du **taux de rendement réel avant impôt fixé** et égal à 3 % par an pour toutes les catégories d'actifs considérées. Cette hypothèse suppose l'égalité des rendements marginaux avant impôt, les épargnants individuels organisant ensuite leurs portefeuilles à la lumière des règles fiscales locales. L'OCDE fonde cette approximation sur la nature hautement intégrée des marchés de capitaux internationaux et sur le fait que les règles d'imposition dépendent du lieu de résidence des épargnants[1]. Le niveau de rendement retenu et l'égalité de rendement entre les actifs sont bien entendu discutables. Néanmoins, cette approche permet d'isoler l'impact de la fiscalité sur le rendement relatif des actifs. La sensibilité des résultats aux taux de rendement est par ailleurs détaillée dans l'encadré 4.

La seconde hypothèse est celle du **taux d'inflation**, qui influe sur les rendements nominaux. Les calculs sont réalisés sous différentes hypothèses. Pour faciliter la comparaison internationale, les principaux résultats sont présentés sous l'hypothèse d'un taux d'inflation commun à tous les pays, égal à l'inflation moyenne des pays de l'OCDE observée sur une période quinquennale (du troisième trimestre 2011 au deuxième trimestre 2016). Ce taux d'inflation ressort à 1,6 % par an. Des résultats fondés sur l'hypothèse d'un taux d'inflation nul sont présentés en annexe, au titre de tests de sensibilité. Dans son rapport de 2018, l'OCDE présente également des résultats sur la base de taux d'inflation propres à chaque pays.

Les taux d'imposition étant en partie progressifs, **le taux marginal d'imposition** auquel est soumis un individu dépend de son niveau de revenu et de richesse. Afin d'être le plus représentatif possible, le TMIE est calculé pour trois catégories de contribuables [2] :

[1] Des tests de sensibilité au niveau du taux de rendement avant impôt ont été réalisés par l'OCDE dans le rapport 2018 et l'encadré.

[2] Les individus sont considérés comme célibataires sans enfant, ce qui évite d'avoir à prendre en compte les règles fiscales liées à la situation familiale.

- **les contribuables à revenus « moyens »** dont le revenu individuel total (revenus du capital et du travail) est égal au salaire moyen des individus du pays considéré (soit 38 600 euros par an en France[1]) ;
- **les contribuables à revenus « faibles »** dont le revenu individuel total est égal à 67 % du salaire moyen du pays considéré (soit 25 900 euros par an en France)[2] ;
- **les contribuables à revenus « élevés »** dont le revenu individuel total est égal à cinq fois le salaire moyen des individus du pays considéré (soit 193 000 euros par an en France).

Pour évaluer le niveau d'imposition sur le patrimoine à laquelle ces contribuables sont assujettis, l'OCDE fait des hypothèses sur les montants de patrimoine de ces trois contribuables types : le niveau de richesse des moins aisés est supposé négligeable, celui des contribuables à revenus moyens est supposé égal à six fois le montant du salaire moyen annuel et celui des contribuables à hauts revenus à vingt fois le montant du salaire moyen annuel[3]. Ces hypothèses impliquent qu'aucun de ces contribuables n'est assujetti ni à l'IFI ni à l'ISF avant les réformes. Sous cette forme, ces cas-types ne permettent donc pas de rendre compte de l'impact de la réforme sur l'ISF sur les contribuables concernés. Or, d'après les statistiques françaises sur la distribution de patrimoine en fonction des revenus, près de la moitié des contribuables à revenus élevés tels que définis ici sont en réalité assujettis à l'ISF et une part encore importante reste imposée à l'IFI.

Afin de rendre compte de la diversité des situations, il a été choisi ici de décliner, dans le cas de la France, le dernier cas-type en considérant qu'il est ou non imposable à l'ISF ou, après les réformes, à l'IFI. Pour les autres pays, les hypothèses OCDE sont maintenues[4].

---

[1] La formulation « salaire moyen » est imprécise, la Direction générale du Trésor a choisi dans sa réponse au questionnaire OCDE de considérer le salaire brut moyen.

[2] Les calculs ont été faits par l'OCDE en retenant un taux d'imposition marginal au barème de 14 %. Depuis le 1er janvier 2020, le taux du barème de la 2e tranche a été ramené à 11 %. Par ailleurs, le choix de qualifier de « faible » un revenu individuel de près de 26 000 euros par an en France doit être resitué dans le contexte de l'étude, qui porte sur l'imposition des revenus du patrimoine. Beaucoup de ménages, non imposables à l'IR, touchent des revenus individuels inférieurs à ce niveau, mais la plupart d'entre eux ont un patrimoine très faible, voire nul, donc ne sont pas ou très peu concernés par l'étude.

[3] Soit quatre fois le montant de leurs propres revenus. Le choix de ces cas-types est très discutable, puisque la propension à épargner des contribuables à revenus élevés apparaît plus faible que celle des contribuables à revenus moyens.

[4] La comparaison internationale reste valable dans tous les cas puisque dans le panel, seule l'Espagne prélève une taxe sur le patrimoine et celle-ci s'applique bien à tous les contribuables à revenus élevés.

La durée de détention des actifs, qui peut avoir un impact important sur le TMIE notamment dans le cadre des taxes sur les transactions ou sur la détention, est fixée par l'intermédiaire d'une probabilité de vente constante à chaque période[1]. Pour les TMIE présentés ici, la période moyenne de détention est fixée à cinq ans pour tous les véhicules d'épargne, à l'exception des fonds de pension et du logement, où elle est de vingt ans. La probabilité de vente appliquée à chaque période est donc de 0,05 pour les fonds de pension et le logement et de 0,2 pour tous les autres actifs[2].

La nature des rendements générés par certains actifs, comme les parts de sociétés en actions ou les obligations, peut prendre des formes diverses. Pour les dépôts de banques et les obligations, les rendements sont supposés être totalement versés sous la forme d'intérêts ; pour les parts en actions, ils prennent la forme de dividendes uniquement[3] ; les rendements de fonds d'investissement sont supposés être des plus-values ; pour les biens immobiliers, ils prennent pour moitié la forme de revenus récurrents et pour moitié la forme de plus-values.

L'étude de l'OCDE se focalise sur la fiscalité de l'épargne des individus et considère que les « cotisations de sécurité sociale » sont en dehors du champ de l'étude. Ces cotisations ne sont, par conséquent, pas incorporées au calcul du TMIE, sauf dans le cas de la France et des Pays-Bas pour lesquels ces cotisations sont suffisamment proches d'une logique fiscale (dans le cas de la France, elles correspondent à la CSG, la CRDS et la cotisation additionnelle de solidarité pour l'autonomie).

Les taxes foncières, souvent définies à des échelles infranationales, sont par simplification appliquées avec un taux moyen national ou celui d'une région représentative. Par ailleurs, en pratique, la base taxable des biens immobiliers, supposée la plupart du temps être en lien avec la valeur de la propriété, est très souvent définie à un niveau inférieur à la valeur marchande du bien. Quand cela a été possible, l'OCDE a estimé l'ampleur de cette sous-évaluation. Lorsque la base taxable repose sur une surface, une taille représentative des logements a été prise en compte. Dans tous les cas, au vu de ces approximations, l'OCDE indique que la modélisation des taxes foncières ne doit être considérée que comme indicative.

[1] La durée de détention est l'inverse de la probabilité de vente pour chaque période.

[2] Cette méthode conduit à surestimer le taux d'imposition effectif lorsqu'il y a des abattements pour durée de détention, car ceux-ci conduisent à une distribution très déformée de la durée de détention.

[3] Hypothèse très restrictive, les plus-values contribuant également au rendement des actions.

Interprétation du TMIE et limites

Le taux marginal effectif d'imposition tel qu'il est calculé par l'OCDE se base donc sur trois cas-types de contribuables, supposés couvrir un champ suffisamment large de situations en matière de revenus et de patrimoine pour être représentatifs des situations possibles dans les pays pris en compte. Pour chacun de ces cas-types, le TMIE évalue le taux d'imposition implicite auquel sont assujettis les rendements d'un euro additionnel de patrimoine que l'individu considéré placerait dans un actif donné. Ce taux d'imposition implicite peut alors être directement comparé d'un pays à l'autre[1] et d'un actif à l'autre pour évaluer le poids marginal de la fiscalité, donc l'impact de celle-ci sur les choix d'orientation de l'épargne. En ce sens, le TMIE constitue un outil puissant de synthèse des propriétés des systèmes fiscaux.

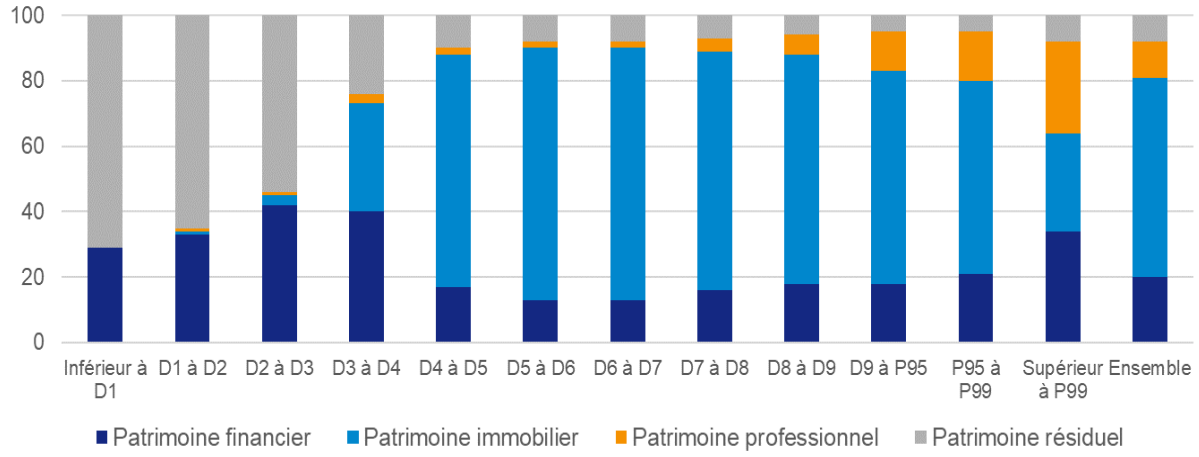
Néanmoins, la section précédente montre que cet indicateur repose sur un grand nombre d'hypothèses, et la sensibilité des résultats à ces hypothèses reste significative.

L'indicateur se limite également à examiner l'impact des impôts directement prélevés sur l'épargne des individus. Il ne tient pas compte de l'impact éventuel d'autres impôts, en particulier les droits de succession et de donation. Il ne tient pas compte non plus de l'impôt sur les sociétés (IS), si bien que les TMIE ne reflètent pas l'ensemble de la fiscalité qui s'exerce sur les placements en actions. Cela conduit à sous-estimer la charge fiscale pesant sur ces actifs et biaise les comparaisons internationales du fait que les barèmes de l'IS diffèrent entre pays.

Le calcul de cet indicateur sur certains actifs peut en outre apparaître incongru pour certaines catégories de contribuables. En effet, tous les actifs ne sont pas nécessairement accessibles à toutes les catégories de contribuables. Dans les faits, la composition des patrimoines diffère fortement selon le niveau de revenus et de patrimoine des individus (voir graphiques 7 et 8). Le niveau de la fiscalité sur les dividendes, par exemple, ne concerne pas en pratique les catégories de contribuables qui n'en perçoivent aucun. Les TMIE sont calculés ici sur l'ensemble des actifs pour toutes les catégories de contribuables, mais les conclusions à tirer des résultats doivent bien entendu tenir compte du degré de détention de ces actifs par la population considérée.

[1] À cela près que les trois catégories de contribuables ne correspondent pas nécessairement aux mêmes revenus et patrimoines d'un pays à l'autre, le revenu moyen étant différent entre les pays.

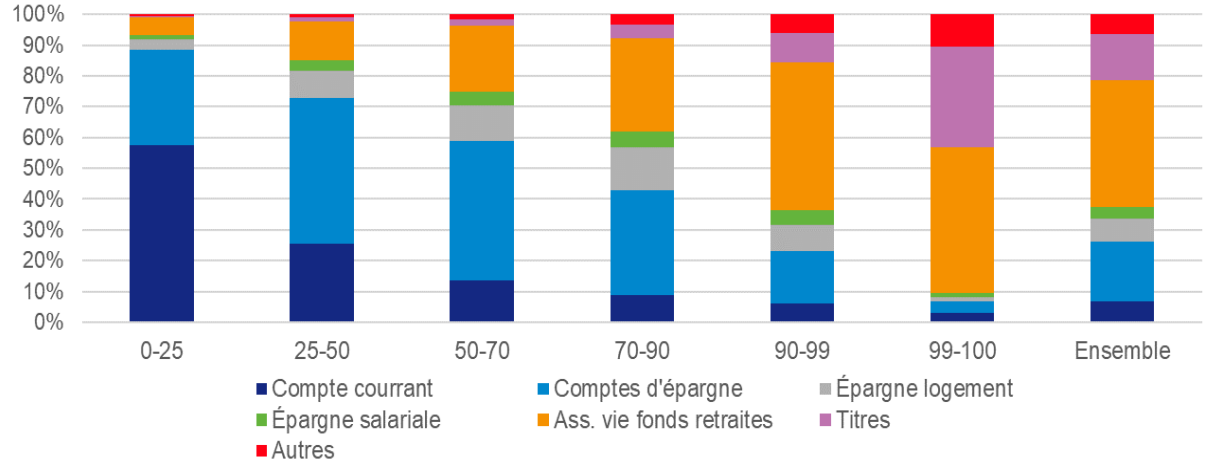
Graphique 7 – Composition du patrimoine en fonction du décile de patrimoine



Note : le patrimoine financier est constitué des comptes d'épargne, des actions, parts sociales dans des entreprises, des valeurs mobilières comme les SICAV ou les fonds communs de placement. Sa composition interne (non précisée ici) diffère elle aussi largement en fonction du décile. Pour les déciles inférieurs au D5, le compte courant représente une part importante. Le patrimoine résiduel (voiture, équipement de la maison, bijoux, œuvres d'art, etc.) constitue 8 % du patrimoine de l'ensemble des ménages mais il constitue la majeure partie (71 %) du patrimoine des 10 % des ménages les plus modestes. Ceux-ci ne détiennent par ailleurs quasiment pas de patrimoine immobilier. Le patrimoine professionnel (terres, machines, bâtiments, cheptel, stocks, etc.) représente 11 % du patrimoine brut. Il est surtout détenu par les ménages les plus riches.

Source : Insee, enquête Histoire de vie et Patrimoine 2017-2018

Graphique 8 – Composition du patrimoine financier en fonction du quantile de patrimoine



Source : Arrondel L. et Conffinet J. (2019), « Household preferences and demand for stocks in the Crisis: France 2004-2014 », Revue d'économie politique

Une fois ce cadre d'analyse posé, la partie suivante présente les résultats des calculs des taux marginaux effectifs d'imposition pour la France avant et après les réformes de 2018. Les TMIE avant réformes sont relatifs au système fiscal français tel qu'il était

en 2016 ; ils ont été publiés dans le rapport de l'OCDE en 2018. Les TMIE après les réformes de 2018 correspondent quant à eux au système fiscal en place en 2019 ; ces données n'ont pas encore été publiées par l'OCDE. La troisième partie mettra ces TMIE en regard de ceux qui prévalaient dans les autres pays en 2016, tels qu'ils ont été publiés dans le rapport de l'OCDE de 2018.

Encadré 4 – Le calcul du TMIE en pratique
Le cas de la fiscalité du capital en France

Cet encadré qui a une visée pédagogique décrit le calcul du TMIE dans trois cas simples où une seule forme d'imposition s'applique et où les caractéristiques de l'actif sont simplifiées à l'extrême.

Le TMIE du PFU

La valeur actualisée nette des rendements d'un euro qui serait investi à la marge par un individu dans un actif dont les rendements[1] seraient taxés uniquement au PFU au taux τ est définie comme suit :

$$V = -1 + \int_{n=0}^{\infty} \lambda e^{-\lambda n} \left[\int_{t=0}^{n} (r+\pi)(1-\tau) e^{-\rho_H t} dt \right] dn$$

Son taux de rendement nominal après impôt est alors défini par : $\rho_H = (r+\pi) \times (1-\tau)$ dont on peut déduire le TMIE qui correspond à un taux d'imposition marginal réel :

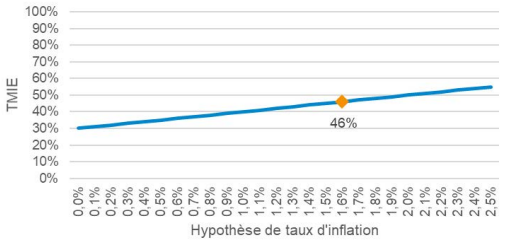
$$TMIE = \tau \times \left(1 + \frac{\pi}{r}\right)$$

Sous les hypothèses retenues par l'OCDE de taux de rendement réel des actifs à 3 % et d'inflation à 1,6 %, le TMIE correspondant au PFU à 30 % appliqué en France est donc de 46 % ($=30\% * \left(1 + \frac{1{,}6\%}{3\%}\right)$).

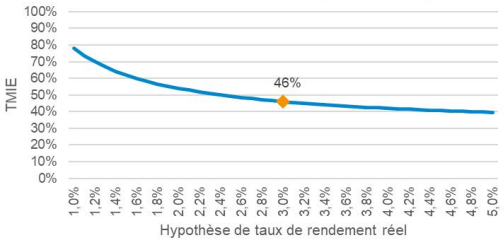
La valeur de ce TMIE est fortement dépendante des hypothèses de taux d'inflation et de taux de rendement (graphiques 9a et 9b). Elle est égale au taux d'imposition facial lorsque l'inflation est supposée nulle.

[1] On se place sous les hypothèses retenues par l'OCDE de rendement réel r et d'inflation π fixes.

Graphique 9a – Sensibilité du TMIE-PFU au taux d'inflation (*r* = 3%)



Graphique 9b – Sensibilité du TMIE-PFU au taux de rendement (π = 1,60%)



Le TMIE de l'impôt sur le revenu au barème

La valeur actualisée nette des rendements d'un euro qui serait investi à la marge dans un actif dont les rendements seraient taxés à l'IR par un individu dont la tranche marginal de ses revenus est soumise au taux τ_m est définie comme précédemment avec $\tau = \tau_m$. Le TMIE est alors aussi défini par :

$$TMIE = \tau_m \times \left(1 + \frac{\pi}{r}\right)$$

La valeur du TMIE dépend de la tranche marginale d'imposition à laquelle l'individu considéré est soumis. Dans les cas-types considérés, les contribuables à faibles revenus sont assujettis au taux marginal de 14 %, les contribuables à revenus moyens au taux marginal de 30 % et les contribuables à hauts revenus sont dans la tranche marginale à 41 %. Leurs revenus sont par ailleurs assujettis aux cotisations sociales (CSG dont une partie déductible de l'assiette de l'IR). Le taux de CSG ayant augmenté de 15,5 % à 17,2 %[1] en 2018, les taux d'IR faciaux diffèrent entre les trois cas-types et entre avant et après les réformes :

	Taux marginal facial d'imposition du contribuable à		
	faibles revenus	revenus moyens	hauts revenus
Avant 2018	28,8%	44,0%	54,4%
A partir de 2018	30,2%	45,2%	55,4%

Lecture : les revenus du contribuable à revenus moyens étaient assujettis au barème progressif au taux marginal de 44 % = 15,5 % + (1-5,1 %) x 30 % en 2017 et de 45,2 % = 17,2 % + (1-6,8 %) x 30 % en 2018.

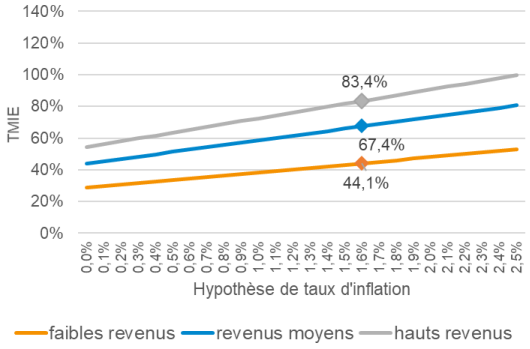
Sous les hypothèses retenues par l'OCDE de taux de rendement réel des actifs à 3 % et d'inflation à 1,6 %, les TMIE correspondants sont alors les suivants :

[1] La part déductible a augmenté dans les mêmes proportions.

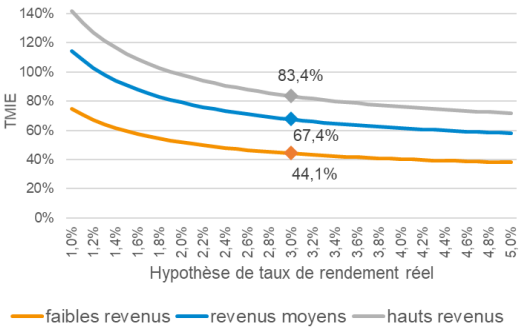
	TMIE de l'imposition au barème du contribuable à		
	faibles revenus	revenus moyens	hauts revenus
Avant 2018	44,1%	67,4%	83,4%
A partir de 2018	46,4%	69,2%	85,0%

Là encore ces valeurs sont très dépendantes des hypothèses d'inflation et de rendement.

Graphique 10a – Sensibilité du TMIE-IR au taux d'inflation (r = 3 %, TMIE avant 2018)



Graphique 10b – Sensibilité du TMIE-IR au taux de rendement (π = 1,6 %, TMIE avant 2018)



Le TMIE de l'ISF et de l'IFI

Dans le cas où le contribuable est assujetti à l'ISF/IFI, l'euro additionnel d'épargne qu'il souhaite placer dans un actif inclus dans l'assiette ISF/IFI est prélevé chaque année d'un montant correspondant au taux de la tranche marginal d'ISF auquel le contribuable est assujetti.

La valeur actualisée nette des rendements de cet euro assujetti à l'ISF ou à l'IFI est alors :

$$V = -1 + \int_{n=0}^{\infty} \lambda e^{-\lambda n} \left[\int_{t=0}^{n} (r + \pi - \mathrm{T}) e^{-\rho_H t} dt \right] dn$$

Avec T le taux marginal facial d'ISF/IFI. Le TMIE est alors défini par :

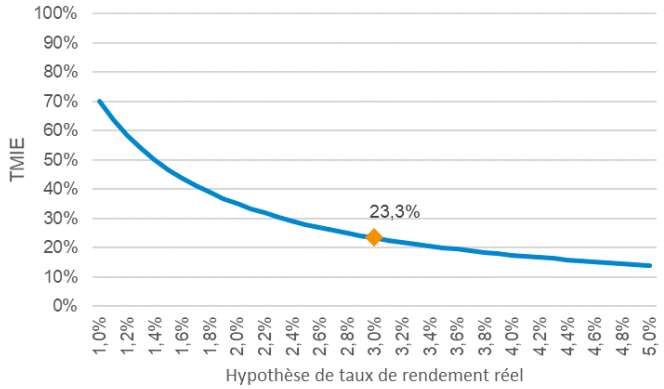
$$TMIE = \frac{\mathrm{T}}{r}$$

Dans l'hypothèse où ce contribuable est juste au-dessus du seuil d'imposition à l'ISF, le taux T est de 0,7 %. Ce qui donne, sous l'hypothèse d'un taux de rendement réel de 3 %, un TMIE de 23 % environ. Dans le cas de l'IFI, les barèmes étant les mêmes, les TMIE-IFI sont identiques à ceux de l'ISF mais ne s'appliquent qu'aux biens immobiliers et sur des seuils propres à ces actifs. Un individu ayant un patrimoine taxable à l'ISF de 1 500 000 euros dont seulement 1 000 000 euros constitueraient du patrimoine immobilier se verrait imposable à l'ISF au barème

marginal de 0,7 % mais ne serait pas imposable à l'IFI. Cet individu serait donc assujetti à un TMIE-ISF de 23 % mais à un TMIE-IFI de 0 %.

Dans le cas d'un impôt sur le patrimoine comme pour l'ISF/IFI, le TMIE est indépendant du taux d'inflation, il reste en revanche fonction du taux de rendement de l'épargne.

Graphique 11 – Sensibilité du TMIE-ISF au taux de rendement réel



Source : France Stratégie sur la base du rapport et des données OCDE

3.2. Les taux marginaux effectifs d'imposition de l'épargne des ménages en France avant et après les réformes de 2018

Les trois types de fiscalité décrits dans l'encadré 4 constituent les principaux modes d'imposition du patrimoine des ménages en France avant et après les réformes de 2018. Ils s'appliquent différemment selon l'actif et le contribuable considérés. Si on omet les spécificités de certains actifs et certaines hypothèses de réinvestissement des rendements, le calcul du TMIE appliqué sur un actif donné peut, dans les cas les plus simples, se déduire directement en sommant les TMIE des modes d'imposition s'appliquant à cet actif.

Ce rapport concentre son analyse sur cinq actifs parmi ceux pris en compte par l'OCDE : les obligations, les actions (uniquement sous l'angle de la taxation des dividendes), les fonds d'investissement, les résidences principales et les autres biens immobiliers (biens immobiliers locatifs). Les TMIE des autres actifs ne sont pas analysés pour différentes raisons :

– les comptes bancaires tels que considérés par l'OCDE correspondent à des comptes rémunérés (comptes à terme par exemple). Or, en France, la plupart des comptes bancaires détenus par les ménages sont non rémunérés et non taxés ;

– les comptes à épargne privilégiée correspondent à des placements défiscalisés (livret A ou livret DDS par exemple). Leur imposition est nulle mais ils ont une capacité limitée (22 950 euros dans le cadre d'un livret A pour un particulier par exemple). Lorsque ces comptes sont saturés, l'euro marginal ne pouvant y être investi et défiscalisé, l'OCDE leur associe une fiscalité correspondant à la fiscalité sur les revenus. D'autres hypothèses auraient toutefois pu être retenues. En particulier, une imposition au taux le plus faible aurait paru plus rationnelle dans un cadre où tous les actifs sont supposés avoir le même rendement à la marge. Il a été choisi ici de ne pas faire de telles hypothèses et de considérer que ces véhicules sont ou bien à fiscalité nulle – avec par conséquent un TMIE égal à zéro – ou bien inexistants. Ces placements défiscalisés sont réintégrés dans l'analyse des rendements relatifs après impôts des différents actifs ;

– les fonds de pension reflètent en réalité des systèmes très différents d'un pays à l'autre, notamment en termes de répartition entre les régimes universels professionnels et privés, et la comparaison internationale de la fiscalité sur ce type d'actifs apparaît particulièrement délicate.

3.2.1. Les TMIE selon les actifs avant les réformes de 2018

Le TMIE sur les obligations, les actions et les fonds d'investissement

Les revenus issus des obligations étaient, avant les réformes de 2018, assujettis à la marge à des prélèvements sociaux de 15,5 % et à une taxe progressive à hauteur de 14 % pour les individus à faibles revenus, de 30 % pour les individus à revenus moyens et de 41 % pour les individus à hauts revenus après déduction de la CSG déductible de 5,1 %. Les individus à faibles revenus étaient alors imposés à 28,8 % sur les rendements des placements marginaux en obligations, les individus à revenus moyens à 44 % et les individus à hauts revenus à 54,4 %[1]. Comme indiqué dans l'encadré 4, ces taux faciaux correspondent, sous les hypothèses retenues par l'OCDE de taux d'inflation à 1,6 % et de taux de rendement réel à 3 %, à des TMIE de 44 %[2] pour les individus à faibles revenus, d'environ 67 % pour les individus à revenus moyens et de plus de 83 % pour les hauts revenus. Pour les individus à hauts revenus qui étaient en plus assujettis à l'ISF à un taux marginal de 0,7 %, le TMIE sur les revenus d'obligations pouvait s'élever à plus de 106 % sous ces mêmes hypothèses de rendement et d'inflation.

[1] 15,5%+(1-5,1%)*14%=28,8% ; 15,5%+(1-5,1%)*30%=44% et 15,5%+(1-5,1%)*41%=54,4%

[2] $\tau \times \left(1+\frac{\pi}{r}\right) = 28{,}8\% * \left(1+\frac{1{,}6\%}{3\%}\right) = 44\%$

En ce qui concerne les parts en actions, seule la taxation des dividendes est prise en compte dans les TMIE de l'OCDE. Ceux-ci étaient imposés avant la réforme de la même manière que les obligations avec un abattement additionnel de 40 % conduisant à une imposition marginale à 23,2 %[1] pour les individus à revenus modestes, à 32 % pour les individus à revenus moyens et à 38 % pour les plus hauts revenus. Sous les hypothèses retenues, ces niveaux d'imposition correspondent à des TMIE respectivement de 36 %[2], 49 % et 58 %. Dans le cas où le contribuable à hauts revenus était aussi assujetti à l'ISF, le TMIE global sur ces actifs atteignait près de 82 %[3] sous les hypothèses retenues.

Les intérêts des fonds d'investissement étaient imposés aux mêmes taux progressifs que pour les obligations. Les intérêts perçus pouvant être conservés dans le fonds, le calcul du TMIE n'est pas dans ce cas aussi direct que celui décrit dans l'encadré. Sous l'hypothèse d'un réinvestissement total des rendements jusqu'à la vente, les TMIE correspondants étaient alors de 38 % pour les bas revenus, 59 % pour les revenus moyens et de 74 % ou 101 % pour les plus hauts revenus selon qu'ils étaient en outre assujettis à l'ISF ou non.

Le TMIE sur les biens immobiliers

Les résidences principales constituaient l'actif le moins taxé (hors épargne à fiscalité privilégiée non prise en compte ici) parmi les cinq actifs considérés. Les deux principales impositions, la taxe foncière assimilable à une taxe récurrente d'environ 0,5 %[4] de la valeur du bien et les droits de mutation à titre onéreux de 5,8 % sur la valeur au moment de la vente, conduisent à des TMIE d'environ 15 % chacun, soit un TMIE global de l'ordre de 30 % qui s'applique quel que soit le niveau de revenu du contribuable. Pour le contribuable assujetti à l'ISF au barème de 0,7 %, la résidence principale bénéficiant d'un abattement de 30 %, ce TMIE sur la résidence principale pouvait être accru d'environ 15 % pour atteindre au global 46 %.

---

[1] Le calcul se fait de la même manière que pour les obligations en ajoutant un abattement de 40% : 15,5 % + (1-5,1%-40%)*14%=23,2 %.

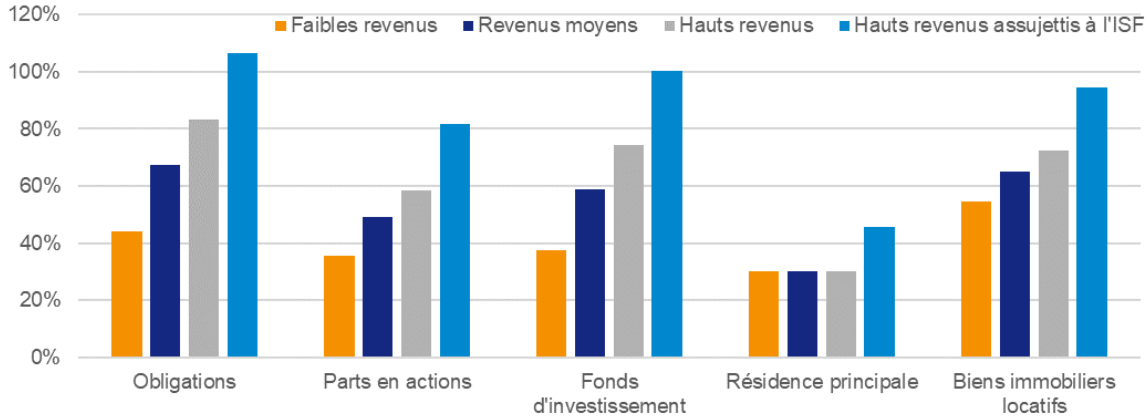
[2] $\tau \times \left(1+\frac{\pi}{r}\right) = 23{,}2\% * \left(1+\frac{1{,}6\%}{3\%}\right) = 35{,}6\%.$

[3] TMIE-IR + TMIE-ISF = 58,3 % + 23,3 % = 81,6 %.

[4] Ce taux correspond au ratio « recettes foncières des communes et des départements » / « patrimoine immobilier des ménages (logement, construction, terrain) ». L'OCDE n'ayant pas tenu compte des recettes départementales retient un taux environ deux fois plus faible de 0,26 %. Les résultats présentés ici tiennent compte de cette omission et s'écartent en cela des résultats du rapport 2018 de l'OCDE.

Les investissements dans des biens locatifs sont quant à eux soumis en sus à la taxation des revenus correspondant à des taux faciaux de 19,9 %[1] pour les moins aisés, 30,3 % pour les contribuables à revenus moyens et 37,5 % pour les plus aisés et des plus-values à hauteur de 13,6 %[2]. Ces impôts additionnels aboutissaient à des TMIE de 21 %, 32 % et 40 % pour la taxation des revenus selon la tranche du contribuable et de l'ordre de 4 % pour la taxe sur la plus-value. Le TMIE associé à l'ISF sur ce type de bien était supérieur à celui sur les résidences principales, l'abattement de 30 % ne s'appliquant que sur ces dernières, et s'élevait à 22 % sous les hypothèses retenues. Les biens immobiliers locatifs étaient donc, sous les hypothèses d'inflation et de rendement retenues par l'OCDE, soumis à un TMIE global de 54 % pour les contribuables aux revenus les plus faibles, 65 % pour les contribuables à revenus moyens et 72 % pour les contribuables les plus aisés, voire à 94 % lorsque ces derniers étaient assujettis à l'ISF.

Graphique 12 – Le TMIE en fonction de l'actif en France en 2016, avant les réformes de 2018



Note : les TMIE sont calculés sous l'hypothèse de taux d'inflation à 1,6 % et de taux de rendement réel à 3 %. La sensibilité de ces résultats au taux d'inflation est présentée en annexe 3. Certains résultats peuvent différer de ceux présentés dans le rapport *Taxation of Household Savings* (2018) en raison d'un ajustement des hypothèses concernant la fiscalité du logement et l'impôt sur la fortune.

Source : France Stratégie, d'après OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings (2018)

[1] Ce taux inclut la CSG dont 5,1 % déductibles au titre de l'IR et 14 % d'IR tenant compte d'un abattement de 30 %. L'abattement de 30 % est automatique lorsque les rentes sont inférieures à 15 000 euros et doit être justifié par des frais réels d'entretien lorsque les revenus fonciers sont supérieurs à 15 000 euros. Il est fait l'hypothèse ici que l'abattement est de 30 % dans tous les cas. 15,5 % + (1-5,1 % - 30 %) * 14 % ≈ 19,9 %.

[2] Les plus-values sont imposées à la CSG avec un abattement de 1,65 % pour chaque année de détention au-delà de la cinquième ainsi qu'au taux forfaitaire de 19 % avec un abattement de 6 % pour chaque année de détention au-delà de la cinquième jusqu'à la vingt-et-unième. Le taux est ici calculé sur la base d'une durée de détention de vingt ans, soit : 15,5 % * (1 - 1,65 % * 15) + 19 % * (1 - 6 % * 15) ≈ 13,6 %.

Au final, la fiscalité sur l'épargne des ménages qui était en place en 2016 en France conduisait à évaluer des TMIE très progressifs sur la quasi-totalité des véhicules d'épargne (voir graphique 12, page précédente). Ces taux marginaux effectifs d'imposition pouvaient atteindre 100 % sur certains d'entre eux pour les contribuables les plus aisés et assujettis à l'ISF.

3.2.2. Les TMIE selon les actifs après les réformes de 2018

Suite aux réformes de 2018, avec la mise en place du prélèvement forfaitaire unique (PFU) et la transformation de l'ISF en IFI, les TMIE ont été significativement abaissés pour les contribuables à hauts revenus et la progressivité de la fiscalité de l'épargne a été fortement réduite. Les résidences principales restent le placement à la marge le moins taxé[1] mais les écarts d'imposition entre actifs ont été largement amoindris (voir graphique 13).

Les obligations, les parts en actions et les fonds d'investissement sont désormais tous imposés au PFU. Quel que soit le niveau de revenus considéré, les individus ont en effet intérêt à opter pour le PFU sauf pour les dividendes où le barème progressif est plus avantageux pour les individus à faibles revenus du fait de l'abattement de 40 %[2]. Cela aboutit à des TMIE de 46 % pour les obligations et de 40 % pour les fonds d'investissement pour les trois catégories d'individus. Le TMIE sur les dividendes atteint lui aussi 46 % pour les deux catégories les plus aisées qui optent pour le PFU et les individus à revenus modestes qui se maintiennent au barème progressif observent un TMIE de 38 % sous les hypothèses considérées. Ce dernier se voit augmenter du fait de la revalorisation de la CSG qui passe de 15,5 % à 17,2 % parallèlement aux réformes mettant en place l'IFI et le PFU.

Concernant les actifs immobiliers, la fiscalité sur la résidence principale reste inchangée sur les catégories non assujetties préalablement à l'ISF. Pour les contribuables anciennement assujettis à l'ISF, deux cas de figure peuvent se présenter : soit le contribuable reste imposable à l'IFI du fait d'un patrimoine immobilier supérieur à 1 300 000 euros après abattement de 30 % sur la résidence principale, dans ce cas le

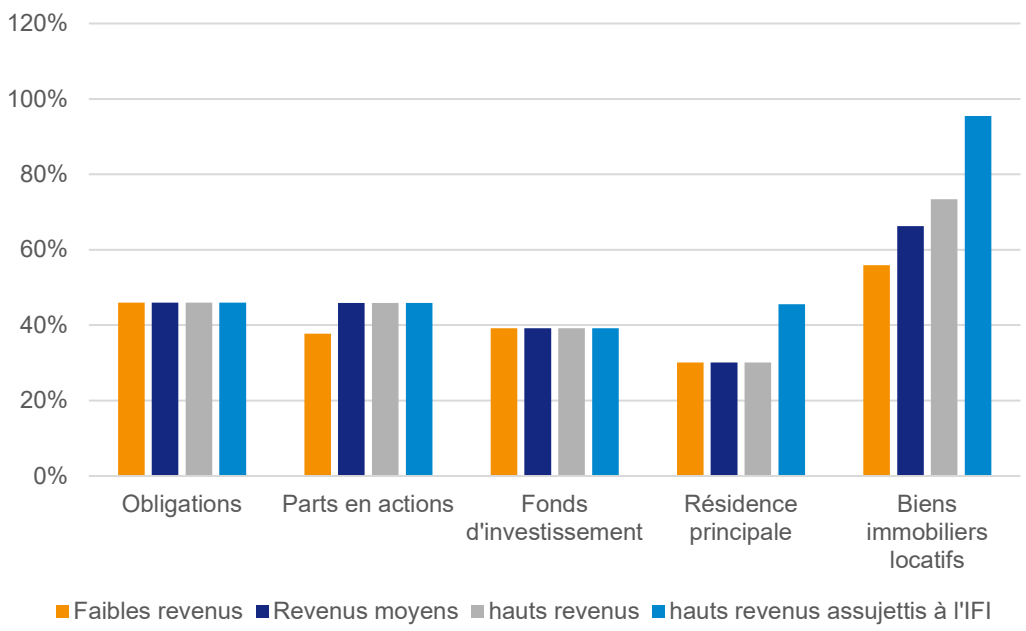
[1] Hors prise en compte des livrets d'épargne à fiscalité privilégiée.

[2] La taxation au barème progressif est passé de 15,5 % + (1 – 5,1 %) * 14 % = 28,78 % avant la réforme à 17,2 % + (1 - 6,8 %) * 14 % = 30,25 % après la réforme et devient moins avantageuse que le PFU du fait de l'augmentation de la CSG malgré l'augmentation de la part déductible. Dans le cas des parts en actions, l'abattement à 40 % maintient toutefois l'avantage pour le barème progressif dans le cas d'un individu à faibles revenus : 17,2 % + (1 - 6,8 % - 40 %) * 14 % = 24,65 %.

TMIE se maintient à 38 % ; soit le contribuable n'est plus imposable sur le patrimoine et le TMIE sur sa résidence principale est abaissé à 30 %.

La fiscalité sur les biens immobiliers locatifs est quant à elle affectée à la fois par le passage de l'ISF à l'IFI et par la hausse de la CSG de 15,5 % à 17,2 %. Les contribuables non assujettis à l'ISF avant les réformes voient ainsi le TMIE sur leurs biens immobiliers locatifs s'accroître à 56 % pour les moins aisés, 66 % pour les contribuables à revenus moyens et 73 % pour les plus aisés non assujettis à l'IFI. L'imposition éventuelle à l'IFI augmente le TMIE de 22 points. Un contribuable préalablement assujetti à l'ISF mais plus à l'IFI voit son TMIE se réduire de 94 % à 73 %.

Graphique 13 – Le TMIE en fonction de l'actif en France en 2019, post-réformes

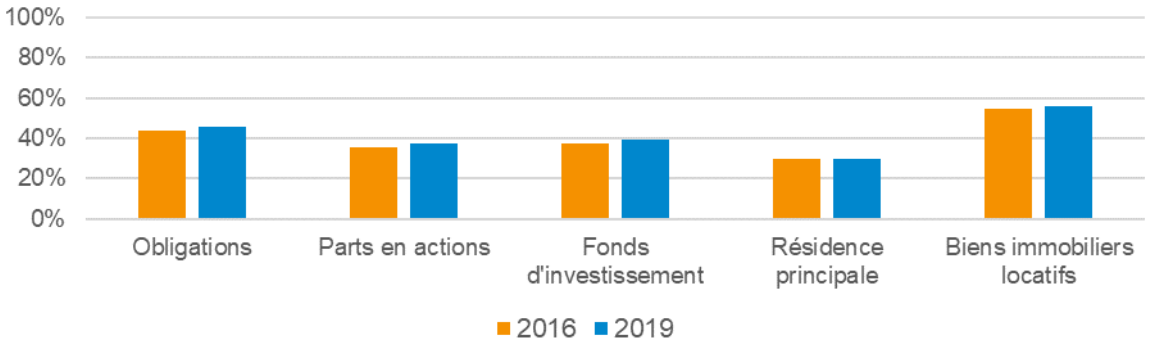


Source : France Stratégie, d'après OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

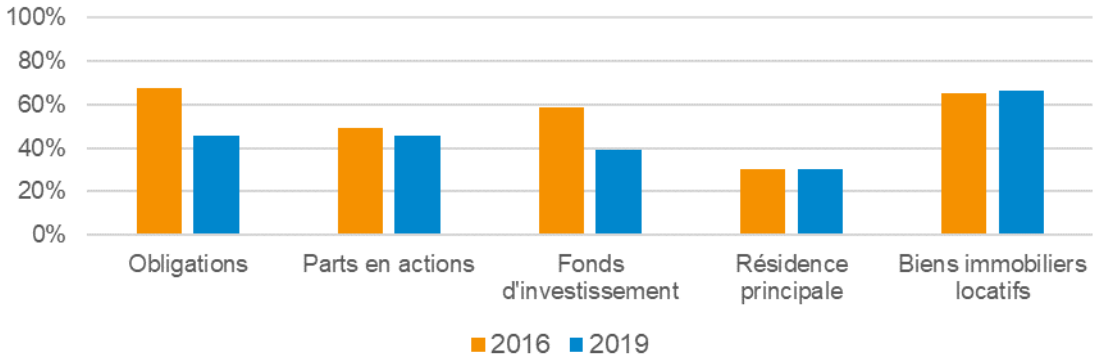
Le poids de la fiscalité sur l'épargne marginale chute notablement pour les contribuables aux revenus les plus élevés – dont les revenus sont égaux à cinq fois le revenu moyen – (voir graphique 14). Ces derniers bénéficient à la fois de la mise en place du PFU, dont le taux statutaire est largement inférieur au taux marginal progressif auquel ils étaient assujettis préalablement, et de la transformation de l'ISF en IFI pour ceux dont le patrimoine est le plus élevé. Ces derniers peuvent en effet soit devenir totalement exemptés d'impôt sur leur patrimoine, soit n'y être assujettis que sur les actifs immobiliers (voir graphique 14).

Graphique 14 – L'évolution du TMIE par actif selon le niveau de revenus du contribuable

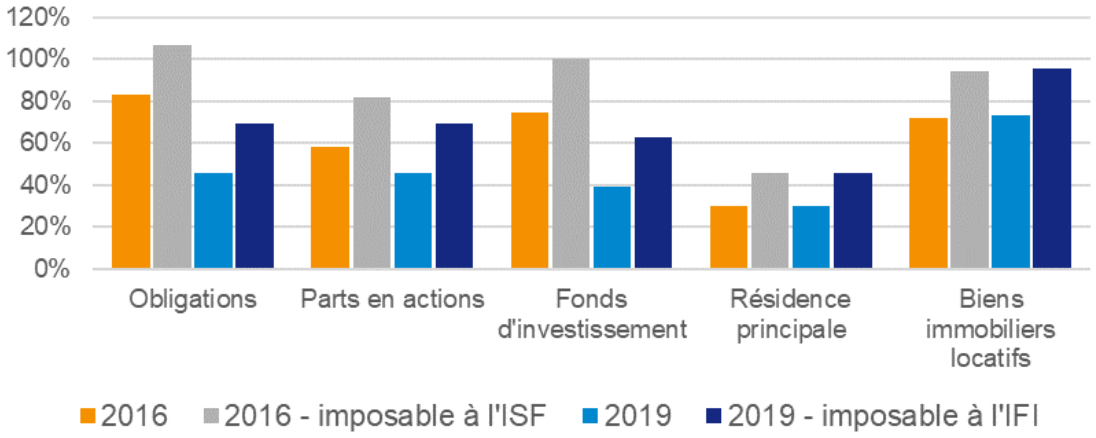
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



Contribuables à hauts revenus



Note : certains résultats pour 2016 peuvent différer de ceux présentés dans le rapport *Taxation of Household Savings* (2018) en raison d'un ajustement des hypothèses concernant la fiscalité du logement et l'impôt sur la fortune.

Source : France Stratégie, d'après OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

Les contribuables aux revenus moyens voient eux aussi leur TMIE baisser pour chacun des actifs supports de leur épargne, principalement du fait du passage au PFU. Seul le TMIE des investissements résidentiels locatifs augmente dans leur cas, exclusivement du fait de l'augmentation du taux de CSG. Les contribuables les moins aisés ne bénéficient pas en revanche de ces réformes et subissent même une légère augmentation de leur TMIE du fait de l'augmentation concomitante du taux des prélèvements sociaux de 15,5 % à 17,2 %. Rappelons toutefois que pour ces contribuables le calcul d'un taux marginal sur des actifs tels que les actions est largement conventionnel.

Pour illustrer l'impact de ces taux marginaux d'imposition effectifs, le graphique 15 suivant présente les rendements nominaux après impôt du dernier euro épargné en fonction de l'actif sur lequel il est investi. Le rendement réel avant impôt est toujours considéré égal à 3 % et le taux d'inflation égal à 1,6 %, quel que soit l'actif. Cela signifie, par hypothèse, que 1 euro investi rapporte avant impôt 4,6 centimes chaque année, quelle que soit la façon dont il est placé. Ces 4,6 centimes peuvent prendre la forme de revenus (dividendes, loyers, intérêts) ou bien de plus-values (augmentation de la valeur d'un bien immobilier par exemple). Les rendements après impôts simulés ici diffèrent donc entre les actifs uniquement parce que les actifs sont taxés différemment.

Dans ce graphique, les placements défiscalisés (livrets DDS, livrets A, etc.) sont réintégrés pour les contribuables à faibles et moyens niveaux de revenus afin de rendre compte du fait que ces individus n'ont pas atteint la capacité maximale de ces véhicules d'épargne, contrairement aux individus les plus aisés. Il est essentiel de les intégrer dans l'analyse car ils représentent une part importante de l'épargne de ces catégories d'individus. Ces actifs ont par définition un rendement après impôt égal au rendement avant impôt supposé de 4,6 %. À rendement égal, ils constituent les meilleurs placements pour les deux catégories d'individus les moins aisés.

L'imposition sur la résidence principale conduit à faire passer le rendement nominal de cet actif de 4,6 % avant impôt à 3,7 % pour presque tous les contribuables et à 3,2 % dans le cas où le contribuable est assujetti à l'IFI ou précédemment à l'ISF. La situation n'a pas changé avec la réforme, si ce n'est que certains contribuables précédemment assujettis à l'ISF ont pu passer sous le seuil d'imposition à l'IFI et voir le rendement de cet actif augmenter (de 3,2 % à 3,7 %). Mis à part les véhicules défiscalisés mais à potentiel limité, la résidence principale apparaît, aussi bien avant qu'après la réforme, comme l'actif présentant le meilleur rendement, car le moins taxé pour la quasi-totalité des contribuables. Seuls les contribuables qui

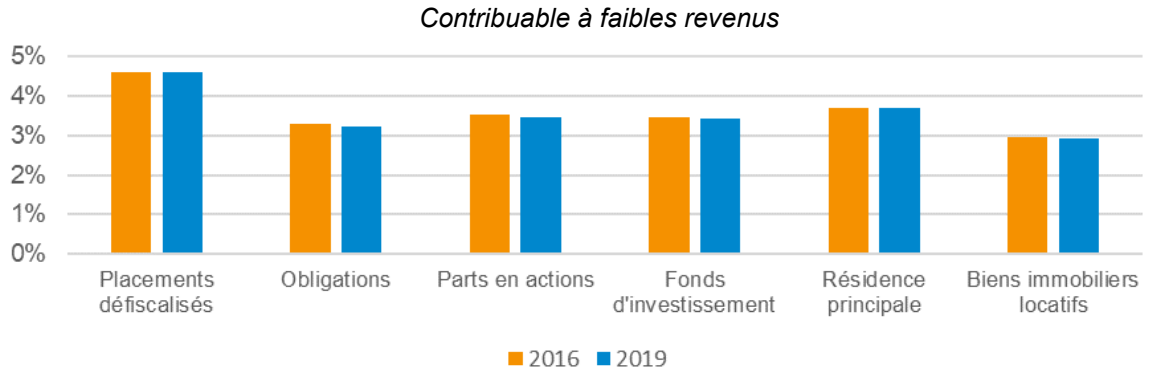
restent assujettis à l'IFI après les réformes observent désormais une rentabilité de cet actif inférieure ou égale à celle d'autres actifs.

À l'inverse, les biens locatifs apparaissent désormais comme l'actif le moins attractif (toujours sous l'hypothèse forte de rendements égaux avant impôt), quel que soit le type de contribuable. La fiscalité relative à ces biens réduit le rendement de 4,6 % à 2,9 % pour les plus modestes (qui disposent rarement de ce type d'actif), à 2,6 % pour les contribuables à revenus moyens, à 2,4 % pour les plus aisés non assujettis à l'IFI et à 1,7 % pour ceux qui sont assujettis à l'IFI. Pour ces derniers, 1 euro additionnel investi dans l'immobilier locatif génère une rente annuelle nette de 1,7 centime, soit à peine plus que l'inflation. L'augmentation de la CSG qui a eu lieu parallèlement aux réformes sur la fiscalité du capital a conduit quant à elle à abaisser ce rendement de l'ordre de 0,1 centime.

C'est sur les rendements des actifs financiers que la mise en place du PFU et la transformation de l'ISF en IFI a eu le plus d'impact, en particulier pour les contribuables qui étaient précédemment assujettis à l'ISF. Pour ces derniers, le rendement nominal marginal des obligations a plus que doublé, passant de 1,4 % (inférieur à l'inflation) à 3,2 % ; celui des actions[1] est passé de 2,2 % à 3,2 % et celui des fonds d'investissement de 1,7 % à 3,4 %.

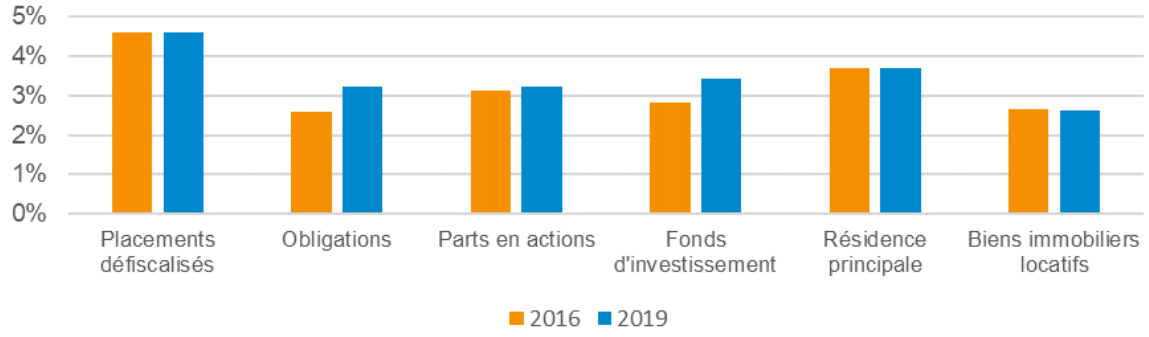
La réforme a en revanche peu changé la donne sur ces actifs pour les contribuables à revenus moyens et pas du tout pour les plus modestes ; mais en pratique, ceux-ci restent peu voire pas concernés par la fiscalité sur ces actifs.

Graphique 15 – L'évolution du rendement marginal net (après imposition) des actifs suite aux réformes de 2018

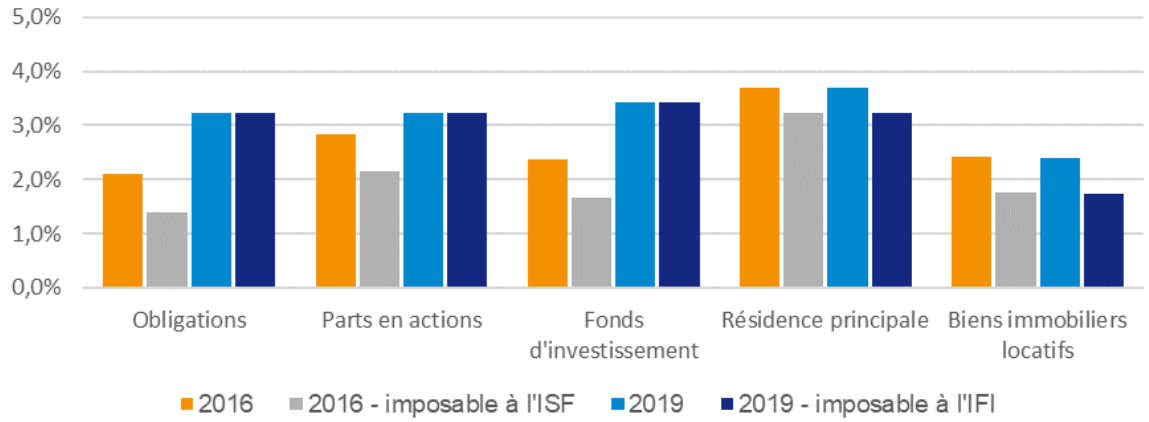


[1] Dont les rendements ne prennent ici que la forme de dividende.

Contribuable à revenus moyens



Contribuable à hauts revenus



Source : calculs France Stratégie à partir des données OCDE

3.3. L'évolution de la situation française par rapport aux autres pays de l'OCDE avant et après les réformes de 2018

En comparaison internationale, la France affichait en 2016 des TMIE supérieurs à la moyenne OCDE pour la totalité des véhicules d'épargne considérés avec des différences parfois très importantes, notamment sur les actifs financiers (voir graphique 16). Cet écart pouvait être accentué lorsque le contribuable était en sus assujetti à l'ISF. Les réformes mises en place en 2018 ont conduit ces TMIE à se rapprocher nettement de ceux des autres pays de l'OCDE pour les contribuables à moyens et hauts revenus. Pour les contribuables les moins aisés, les TMIE étaient plus proches de la moyenne OCDE mais ils restaient supérieurs. Ils se sont encore un peu écartés sur la période du fait de l'augmentation de la CSG.

Plus particulièrement on observe que, avant les réformes, les TMIE étaient en France nettement supérieurs aux TMIE de pays comme l'Allemagne, le Royaume-Uni ou les États-Unis pour les trois catégories de contribuables sur l'ensemble des

actifs financiers considérés (voir Annexe 2). Les biens immobiliers, que ce soit la résidence principale ou les biens locatifs, étaient imposés de façon relativement équivalente. L'Allemagne imposait moins les résidences principales mais autant les biens immobiliers locatifs. Le Royaume-Uni taxait un peu plus que la France les biens locatifs des plus aisés, tandis que les États-Unis taxaient davantage les résidences principales des moins riches et plus faiblement que la France les biens locatifs des plus aisés. Le Royaume-Uni apparaît ici comme un pays ayant une forte progressivité de l'imposition sur les différents actifs.

Après les réformes, les TMIE français se rapprochent des TMIE allemands et deviennent inférieurs aux TMIE du Royaume-Uni pour la catégorie des contribuables à hauts revenus sur l'ensemble des actifs hors résidence principale[1]. Les États-Unis conservent pour cette catégorie de contribuables des TMIE inférieurs seulement sur les dividendes, les fonds d'investissement et les biens immobiliers locatifs. À l'opposé du spectre, la situation relative des contribuables aux revenus faibles reste la même, les réformes les affectant très peu, et plutôt négativement avec l'augmentation concomitante de la CSG. Ces contribuables conservent des TMIE largement supérieurs aux autres pays sur les actifs mobiliers. Entre les deux, les contribuables aux revenus moyens, qui bénéficient d'une baisse de TMIE sur les actifs affectés par le PFU, conservent eux aussi des TMIE très supérieurs à ces pays sur les actifs financiers, tout en voyant leur situation se dégrader légèrement sur les biens immobiliers locatifs, le TMIE sur ce type d'actifs devenant l'un des plus élevés des pays de l'OCDE.

Sur l'ensemble du panel des pays pris en compte dans l'étude de l'OCDE, les TMIE sur l'épargne des ménages en France avant les réformes apparaissaient non seulement au-dessus de la moyenne OCDE mais, pour certains actifs, ils apparaissaient même comme les plus élevés de tous les pays de l'OCDE (voir Annexe 2). C'était le cas sur les obligations privées ou les fonds d'investissement pour les contribuables les plus aisés. Pour les contribuables intermédiaires, les TMIE français sur ces actifs étaient aussi très élevés dans le classement.

Les réformes mises en place en 2018 ont ainsi conduit à faire redescendre la France dans ces classements relatifs au poids de la fiscalité sur l'épargne (en raisonnant comme si la fiscalité des autres pays demeurait la même que celle en vigueur en 2016), en particulier pour les contribuables à plus hauts revenus. Pour ces derniers,

[1] Le taux forfaitaire d'imposition des revenus mobiliers à 30 % en France peut par exemple être mis en regard des taux à 38,1 % sur les dividendes et à 45 % sur les intérêts pour les plus hauts revenus au Royaume-Uni.

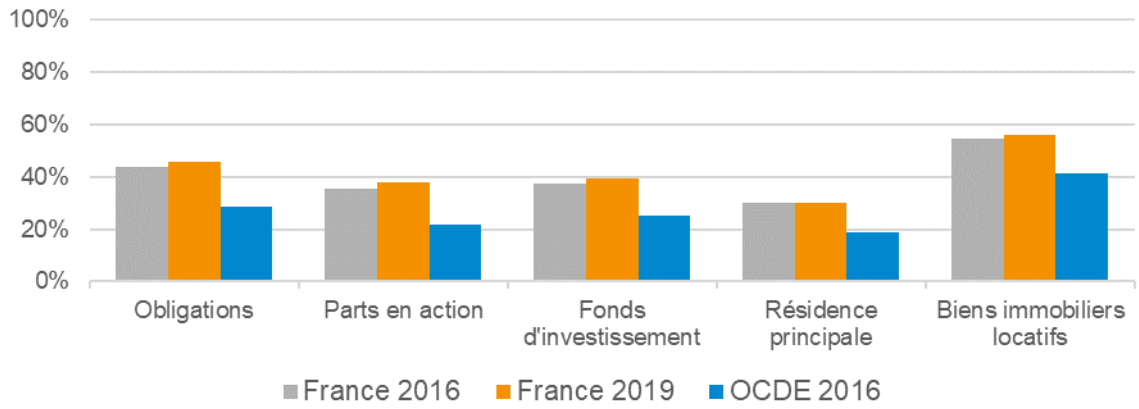
le poids de la fiscalité est passé de la 1re place à la 11e place pour les obligations privées et de la 3e à la 15e place sur les fonds d'investissement. À l'inverse, la faible augmentation des TMIE pour les contribuables les moins aisés a fait significativement remonter la France au classement sur certains actifs, ces actifs concernant toutefois relativement peu les individus à revenus modestes : le TMIE français est passé de la 8e à la 7e place sur les biens immobiliers locatifs. Si peu de contribuables à faibles revenus possèdent des biens immobiliers locatifs, cela est moins le cas pour les contribuables à revenus moyens qui voient eux aussi leur classement remonter de la 6e à la 4e place en France au sein des 36 pays pris en compte dans l'étude.

Ce classement doit bien entendu être considéré avec précaution, puisqu'il repose sur un certain nombre d'hypothèses dont en particulier celle peu réaliste d'une inflation à 1,6 % pour tous les pays. Néanmoins, les tests de sensibilité aux taux d'inflation montrent que retenir une hypothèse d'inflation nulle ou d'inflation réellement observée pour chacun des pays ne modifie pas fondamentalement le positionnement de la France[1].

Cette comparaison internationale est réalisée sur la base des systèmes fiscaux en place dans les autres pays en 2016 et l'analyse, pour être consolidée, devra tenir compte des modifications de fiscalité qui ont pu se produire dans le même temps au sein des autres pays.

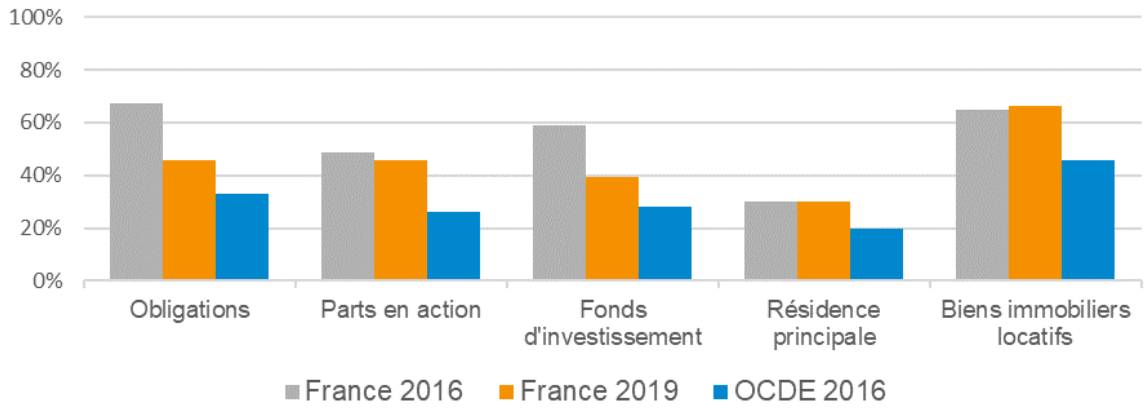
Graphique 16 – Comparaison des TMIE de la France (avant et après réformes) avec la moyenne OCDE 2016

Contribuable à faibles revenus

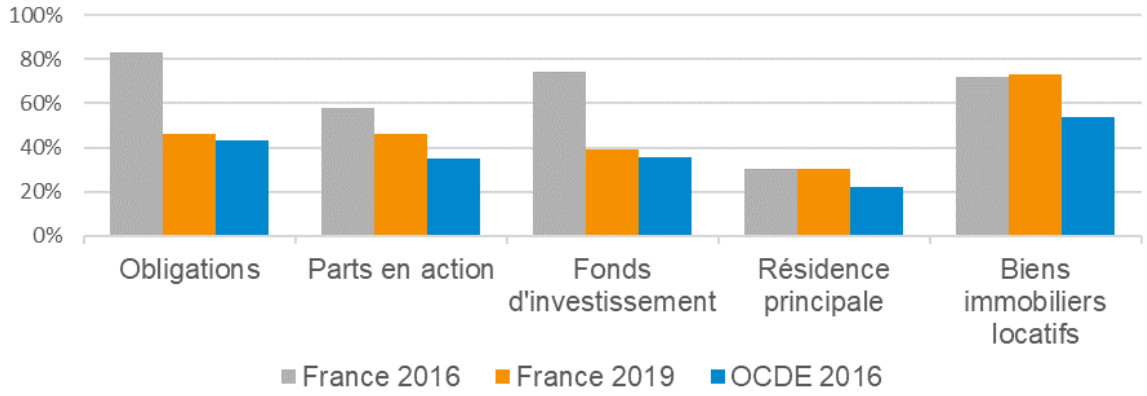


[1] Voir le rapport OCDE 2018.

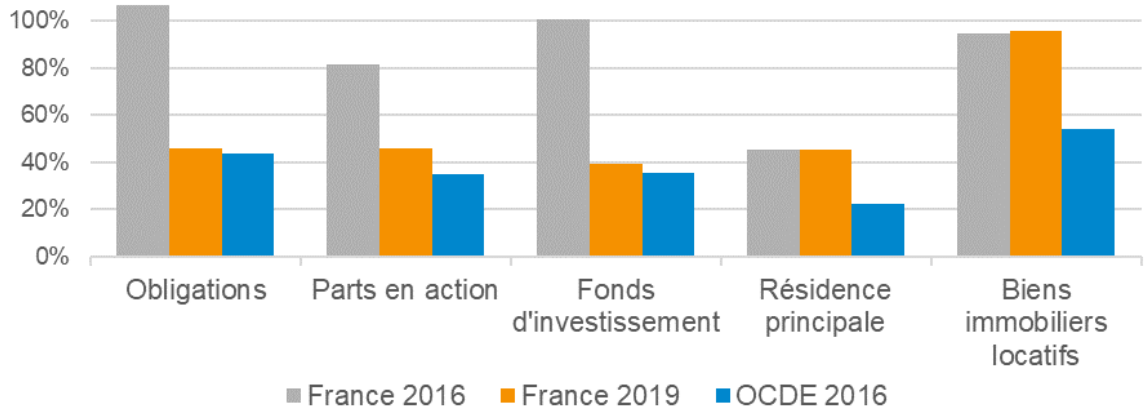
Contribuable à revenus moyens



Contribuable à hauts revenus



Contribuable à hauts revenus assujetti à l'ISF en 2016 et à l'IFI en 2019



Note : la moyenne OCDE est calculée en faisant la moyenne équipondérée des TMIE de l'ensemble des pays considérés. Pour la France, certains résultats pour 2016 peuvent différer de ceux présentés dans le rapport *Taxation of Household Savings* (2018) en raison d'un ajustement des hypothèses concernant la fiscalité du logement et l'impôt sur la fortune. Pour les pays autres que la France, la fiscalité prise en compte est celle qui était en place en 2016 : des modifications dans la fiscalité de ces pays ont pu avoir eu lieu depuis, les résultats reprennent ceux du rapport OCDE (2018).

Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings (2018)

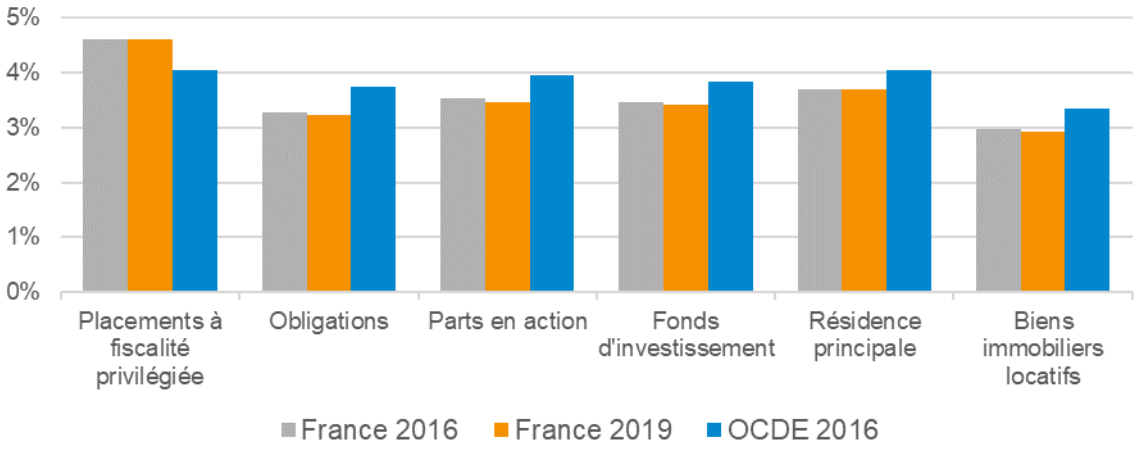
Si on retraduit ces calculs de TMIE sous la forme, plus concrète, de rendements des différents actifs après imposition (voir graphique 17), sous l'hypothèse – conventionnelle, mais nécessaire, dans cet exercice de comparaison des différentes règles fiscales – que tous les actifs considérés, dans tous les pays, ont un rendement nominal avant impôt de 4,6 % (3 % de rendement réel, 1,6 % d'inflation), il apparaît que les actifs financiers procurent désormais, pour les contribuables les plus aisés résidant en France, des niveaux de rendement après impôt pratiquement équivalents à la moyenne des pays de l'OCDE. Ils sont très proches des niveaux allemands et supérieurs aux niveaux britanniques sur les obligations, les parts en actions et les fonds d'investissement pour cette catégorie de contribuables. En revanche, le rendement des actifs immobiliers (résidence principale et plus encore immobilier locatif) reste bien moindre pour les contribuables les plus aisés résidant en France.

Pour les autres catégories de contribuables (à revenus « faibles » et « moyens »), les placements à fiscalité privilégiée affichent des rendements maximaux théoriques à 4,6 % par an en France comme en Allemagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis, où ces placements sont totalement défiscalisés. Ce n'est pas le cas partout, si bien qu'en moyenne sur les pays de l'OCDE, les rendements sur ces actifs restent légèrement grevés par la fiscalité.

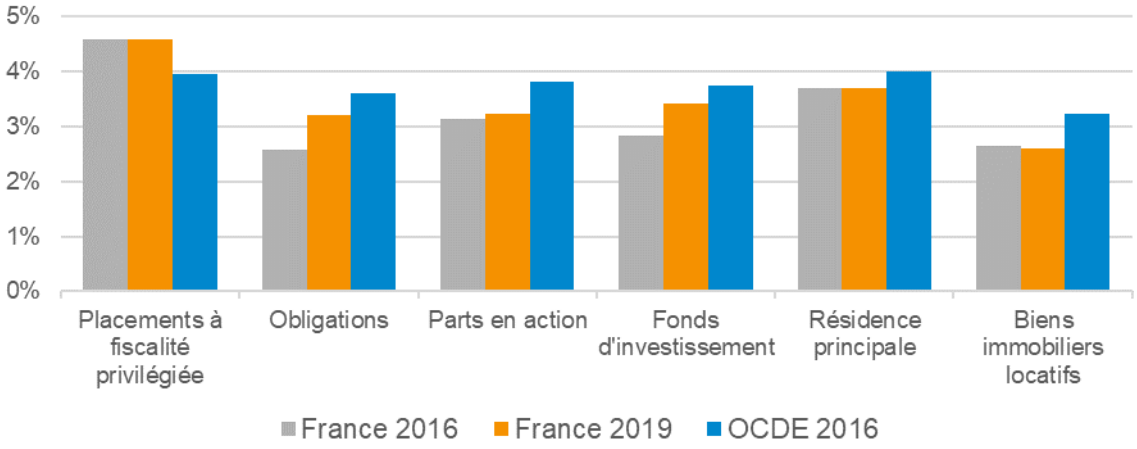
D'une façon plus générale, d'après les données OCDE, les placements financiers (obligations, actions, etc.) seraient visiblement largement défiscalisés en Allemagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis pour les catégories les moins fortunées, si bien qu'ils s'affichent comme des actifs à rendements après impôts significativement plus élevés qu'en France. Même s'ils restent en pratique peu accessibles aux contribuables les plus modestes, ils peuvent néanmoins constituer une part non négligeable de l'épargne des individus à revenus moyens. Sur ces actifs et pour cette catégorie de contribuables, la France affiche des rendements légèrement inférieurs à ceux de la moyenne des pays de l'OCDE. Les actifs immobiliers, qu'il s'agisse de la résidence principale ou de biens locatifs, affichent quant à eux des rendements après impôts relativement comparables entre les pays.

Graphique 17 – Les rendements (après imposition) des actifs en France avant et après les réformes, comparés aux rendements moyens dans les pays du panel OCDE en 2016

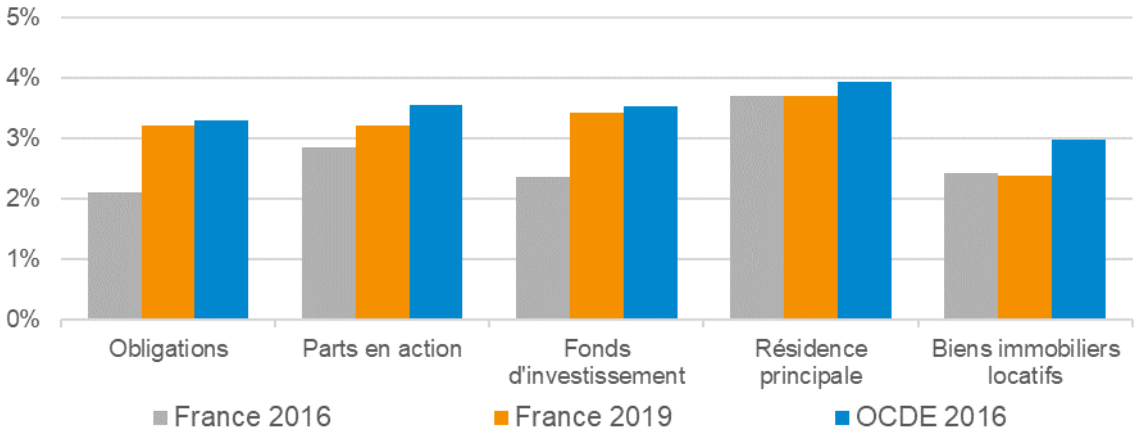
Contribuable à faibles revenus



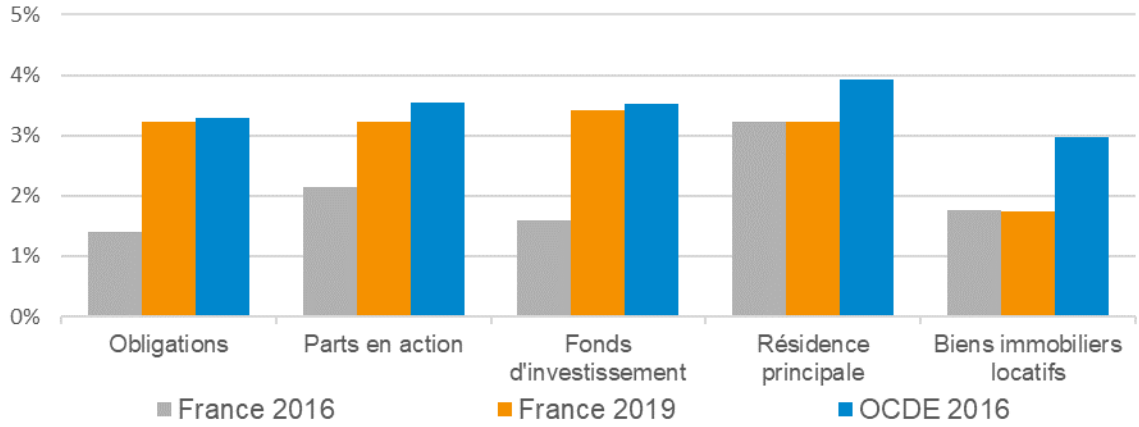
Contribuable à revenus moyens



Contribuable à hauts revenus



Contribuable à hauts revenus assujetti à l'ISF en 2016 et à l'IFI en 2019



Note : pour les pays autres que la France la fiscalité prise en compte est celle qui était en place en 2016, des modifications dans la fiscalité de ces pays ont pu avoir eu lieu depuis.

Source : calculs France Stratégie à partir des données OCDE

3.4. Les principaux enseignements et les limites de cette approche

L'approche développée par l'OCDE fondée sur la simulation d'un taux marginal d'imposition effectif vise à mettre en lumière certaines disparités de la fiscalité à l'internationale. Cela est permis par la capacité de l'indicateur TMIE à synthétiser de façon cohérente des systèmes fiscaux complexes et très différents les uns des autres.

Cette forme synthétique de présentation des systèmes fiscaux n'est rendue possible qu'au prix d'hypothèses fortes. L'approche n'est donc pas sans limite.

En premier lieu, elle est fortement dépendante des hypothèses retenues sur les taux de rendements et d'inflation et les résultats doivent être analysés au regard de leur sensibilité à ces hypothèses. Considérer un rendement réel avant impôt identique quels que soient l'actif, la catégorie de contribuable et le pays permet certes d'isoler le seul impact de la fiscalité, mais conduit à ignorer la variabilité effective des taux de rendements, en particulier entre les actifs et entre les catégories de contribuables. Variabilité qui, si elle était prise en compte, pourrait nuancer les résultats.

En deuxième lieu, l'analyse du poids de la fiscalité sur les différents actifs en fonction du niveau de revenu du contribuable ne peut se faire sans tenir compte de la composition effective de leur patrimoine. La comparaison du TMIE revêt un aspect très théorique pour les contribuables les moins aisés, qui n'accèdent pas en réalité à de nombreux types d'actifs.

Enfin, en troisième lieu, si cette approche est pertinente pour analyser les arbitrages d'investissement entre actifs et pour illustrer la concurrence fiscale internationale, elle ne l'est pas pour analyser les effets redistributifs de la fiscalité. Pour cela, il serait nécessaire de procéder à une comparaison des taux d'imposition moyens[1] et non des taux marginaux.

Une fois ces limites posées, il n'en demeure pas moins que des enseignements semblent pouvoir être tirés de cet exercice de comparaison internationale.

- L'imposition du capital était, avant les réformes de 2018, globalement plus lourde en France que dans les autres pays de l'OCDE, en particulier sur les actifs mobiliers. Ces réformes ont rapproché la fiscalité du capital de la France de celles des autres pays industrialisés (telles qu'elles étaient en 2016), notamment de l'Allemagne, du Royaume-Uni et des États-Unis.
- Cette convergence concerne au premier chef les contribuables les plus aisés. La progressivité de l'impôt reste visible en France sur la plupart des actifs, mais elle a été fortement réduite par les réformes.
- Aussi bien avant qu'après les réformes françaises de la fiscalité du capital, la résidence principale apparaît comme l'actif le moins taxé (en dehors bien sûr des placements défiscalisés). Cela ne s'observe pas nécessairement dans les autres pays du fait d'une fiscalité plus légère, notamment sur les actifs financiers. À l'inverse, le locatif apparaît presque systématiquement comme l'actif le plus taxé.

[1] Le calcul des taux moyens est par ailleurs sujet à d'autres difficultés méthodologiques, peut-être encore plus prégnantes en pratique que celui des taux marginaux.

CHAPITRE 2

NOUVELLES ÉVALUATIONS SUR LES RÉFORMES DE LA FISCALITÉ ANTÉRIEURES À 2018

La taxation du capital prend des formes diverses qui, en modifiant les comportements fiscaux des redevables, ont un impact sur l'économie, avec des effets variés sur l'investissement, l'activité et l'emploi. De ce point de vue, toutes les formes de taxation du capital ne sont pas équivalentes. Le premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital rappelait ainsi que, d'après les études disponibles, la taxation du capital via l'impôt sur les sociétés semble peser non seulement sur les bénéfices imposables mais aussi sur l'investissement des entreprises et sur leur demande de travail (effets sur les salaires ou sur l'emploi). Les études sur la taxation du capital au niveau des ménages sont plus restreintes, avec des résultats moins consensuels. Il semble que la taxation du patrimoine ait un impact négatif durable sur son accumulation par les ménages concernés. De même, il semble qu'une baisse de la taxation des dividendes se traduise par une augmentation des dividendes distribués. Cet effet pourrait être dû en partie à des phénomènes de redénomination des rémunérations, mais l'ampleur du phénomène reste incertaine. Il rappelait enfin que, jusqu'à présent, aucune étude empirique n'a pu mettre en évidence d'effets marqués à court-moyen terme sur l'investissement, l'activité des entreprises ou l'emploi, ni de la taxation du patrimoine des ménages, ni de la taxation des dividendes. Ces enseignements sont importants, mais ils restent de nature très générale.

Ce chapitre présente les enseignements des premières évaluations disponibles sur les réformes de la fiscalité du capital intervenues en France antérieurement à celle de 2018.

1. Évaluation de la mise au barème des revenus du capital

Avant 2018, la fiscalité des revenus du capital a connu de nombreuses évolutions, notamment au gré des alternances politiques. D'importantes réformes ont marqué la période récente, comme la suppression du prélèvement forfaitaire libératoire (PFL) en 2013. Il est d'autant plus important de comprendre son impact sur les comportements des ménages et des entreprises qu'elle peut être vue comme la réforme miroir de celle de 2018. En s'appuyant sur les travaux d'évaluation de chercheurs du CRED[1] de l'université Paris II Panthéon-Assas réalisés pour France Stratégie dans le cadre de ce comité[2], ainsi que sur de récentes publications de chercheurs de l'Institut des politiques publiques (IPP)[3], ce chapitre présente les éléments disponibles à ce jour sur l'impact des réformes intervenues entre 2008 et 2017, avec un accent particulier sur celle de 2013, notamment pour ce qui concerne la réaction des dividendes, des revenus du travail et du patrimoine immobilier.

1.1. Rappels sur les réformes de la fiscalité des revenus du capital intervenues entre 2008 et 2017[4]

1.1.1. Le choix entre deux régimes d'imposition sur la période 2008-2012

Entre 2008 et 2012, les contribuables français peuvent choisir entre deux options pour la taxation des revenus de leurs capitaux mobiliers[5]. L'option par défaut consiste à intégrer ces revenus dans l'assiette de l'impôt sur le revenu (IR). Dans ce cas, les revenus des capitaux mobiliers sont taxés avec les autres types de revenus (revenus

[1] Centre de recherches en économie et droit. Le CRED est une équipe d'accueil de l'université Paris II Panthéon-Assas qui fait partie de la Fédération de recherches TEPP (Théories et évaluations des politiques publiques) du CNRS.

[2] Lefebvre M. N., Lehmann E., Sicsic M. et Zanoutene E. (2020), « Évaluation de la mise au barème des revenus du capital ».

[3] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2019a), *Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes*, Rapport IPP n° 25, octobre ; Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A. et Leroy C. (2019b), « Quelles leçons tirer des réformes de la fiscalité des revenus du capital ? », *Note IPP*, n° 46, octobre ; Bach L., Bozio A., Guillouzouic A. et Malgouyres C. (2020a), « Rapport intermédiaire – Impact de l'ISF sur le tissu productif », rapport IPP, août ; Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *Document de travail PSE*, octobre.

[4] Pour une présentation détaillée de ces réformes, le lecteur pourra se référer aux chapitres 2 et 3 du premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital.

[5] On fait référence ici aux dividendes et revenus assimilés, ainsi qu'aux revenus issus de produits de placement à revenu fixe (intérêts).

d'activité, pensions de retraite, etc.) de manière progressive[1]. Alternativement, ils peuvent opter pour le prélèvement forfaitaire libératoire (PFL), un prélèvement à la source dont le taux dépend du type de placement et non du revenu global du contribuable. À ce PFL s'ajoutent des prélèvements sociaux (voir tableau 2). En pratique, cette seconde option est surtout avantageuse pour les contribuables imposés dans les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu.

Le niveau de taxation des revenus des capitaux mobiliers a globalement connu une hausse entre 2008 et 2012, quelle que soit l'option d'imposition. D'une part, le taux marginal d'imposition appliqué sur la dernière tranche de revenus passe de 40 % à 41 % en 2010, et une nouvelle tranche est ajoutée en 2013 (sur les revenus 2012) portant le taux marginal de taxation à 45 %. D'autre part, les taux du PFL sont relevés en 2011 et 2012, de même que les taux des prélèvements sociaux (voir tableau 2). Notons que la hausse du taux de PFL applicable aux dividendes a été moins forte que celle appliquée aux intérêts, afin que le PFL reste plus avantageux que le barème pour les plus hauts revenus, malgré l'abattement de 40 % en cas de recours au barème.

Tableau 2 – Taux de prélèvement forfaitaire libératoire applicables

Période d'imposition		**Revenus 2008-2009**	**Revenus 2010**	**Revenus 2011**	**Revenus 2012**
Dividendes et revenus assimilés	Taux du PFL	18 %	18 %	19 %	21,0 %
	Prélèvements sociaux	12,1 %	12,3 %	13,5 %	15,5 %
	Total	**30,1 %**	**30,3 %**	**32,5 %**	**36,5 %**
Produits de placement à revenu fixe	Taux du PFL	18 %	18 %	19 %	24,0 %
	Prélèvements sociaux	12,1 %	12,3 %	13,5 %	15,5 %
	Total	**30,1 %**	**30,3 %**	**32,5 %**	**39,5 %**

Source : France Stratégie

[1] Avec cette option, les dividendes bénéficient d'un abattement de 40 %, au motif que les dividendes versés par les entreprises au vu de leurs bénéfices sont déjà taxés « en amont » via l'impôt sur les sociétés. S'y ajoute un abattement fixe de 1 525 euros pour un célibataire et de 3 050 euros pour un couple jusqu'en 2011.

1.1.2. La mise au barème des revenus des capitaux en 2013

Dans une volonté d'égaliser l'imposition entre revenus du capital et revenus du travail, la loi de finances pour 2013 met fin à la possibilité d'opter pour le prélèvement forfaitaire libératoire (PFL), dans la majorité des cas[1]. Elle conduit *de facto* les dividendes et les produits de placement à revenu fixe obtenus l'année *t* à être imposés au barème progressif de l'impôt sur le revenu l'année *t + 1*. Ainsi, la mise au barème des dividendes a entraîné une augmentation du taux marginal d'imposition des dividendes de 36,5 % (voir tableau 2) à 40,2 %[2] pour les contribuables les plus aisés qui utilisaient ce dispositif fiscal avant 2012. Leur taux marginal d'imposition sur les intérêts (produits de placement à taux fixe) est quant à lui passé de 39,5 % à 58,2 %[3], hors fiscalité dérogatoire[4]. L'augmentation de la taxation en 2013 a donc été beaucoup plus importante pour les intérêts que pour les dividendes, en raison de l'abattement de 40 % dont bénéficient ces dernières.

La réforme de 2013 a également introduit le principe de l'application du barème progressif de l'impôt sur le revenu pour les plus-values mobilières qui étaient en 2012 imposées forfaitairement à 39,5 % (y compris les prélèvements sociaux). Toutefois, suite au mouvement des « pigeons », la loi de finances pour 2014 a introduit de nouveaux abattements pour durée de détention (ADD). Les taux des ADD ont été majorés, en particulier pour les PME créées depuis moins de dix ans, et un abattement fixe de 500 000 euros peut être octroyé (sous certaines conditions) pour les cessions, par les dirigeants de PME communautaires partant à la retraite, des titres de leurs sociétés.

[1] Le PFL a été maintenu pour les produits de l'épargne solidaire donnés dans le cadre d'un mécanisme solidaire de versement automatique (PFL à taux réduit) et les intérêts versés vers un État ou territoire non coopératif (dont le PFL était plus élevé). Notons également que les livrets d'épargne réglementés et produits d'épargne contractuelle sont restés exonérés d'IR et de PFL.

[2] Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45 % sur les 60 % de dividendes imposables, compte tenu d'un abattement de 40 % sur les dividendes, auxquels s'ajoutent 15,5 % de prélèvements sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5,1 % de CSG : 40,2 % = 0,6 × 45 % + (15,5 % - 0,45 × 5,1 %).

[3] Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45 % plus 15,5 % de prélèvement sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5,1% de CSG : 58,2 % = 45 % + (15,5 % - 0,45 × 5,1 %).

[4] Les produits d'épargne solidaire sont encore soumis à un PFL au taux de 5 %. Les contrats d'assurance-vie détenus depuis 8 ans ou plus sont toujours soumis à un PFL de 7,5 %, et ceux détenus depuis moins de 8 ans sont soumis à un taux de 15 % ou 35 % (selon qu'ils sont supérieurs ou inférieurs à 4 ans). Les produits de placement payés dans un État non coopératif sont quant à eux imposés à un taux de 75 %.

Encadré 5 – Autres réformes ayant affecté les contribuables aisés, 2012- 2014

D'autres réformes fiscales mises en application sur la période 2012-2014 ont affecté plus particulièrement les contribuables les plus aisés :

– la suppression de l'abattement fixe annuel applicable aux dividendes imposés au barème à partir de 2012 ;

– l'obligation d'acquittement de cotisations sociales sur la rémunération en dividendes des dirigeants de SARL supérieure à 10 % du capital social instaurée par la loi de finances pour la sécurité sociale pour 2013. Cette réforme a été étudiée par Boissel et Matray (2019)[1] ;

– la mise en place en 2013 et 2014 de la « taxe à 75 % » sur les salaires supérieurs à 1 million d'euros. Cette taxe est payée par les entreprises pour les salariés recevant un salaire brut annuel supérieur à un million d'euros. Elle est calibrée pour que le taux marginal supérieur soit de 75 % (en incluant toutes les taxes, soit une hausse de 10 points). Les effets de la mise en place de cette taxe ont été étudiés par Guillot (2019)[2] ;

– l'abaissement du plafond du quotient familial en 2013 et 2014 : le plafonnement du quotient familial est passé de 2 336 euros par demi-part supplémentaire à 2 000 euros en 2013 et 1 500 euros en 2014. Les effets de cette réforme ont été étudiés notamment par Pacifico (2019)[3] et Sicsic (2020)[4] ;

– la création d'une tranche d'impôt sur le revenu avec un taux marginal à 45 % pour les revenus supérieurs à 150 000 euros en 2013 (sur les revenus 2012), étudié par Sicsic (2020)[5] ;

– la mise en place d'une Contribution exceptionnelle sur les hauts revenus (CEHR) en 2012. La CEHR dépend du revenu fiscal de référence (RFR) : de 3 % pour un RFR de plus de 250 000 euros (deux fois plus pour les couples) et 4 % pour une RFR de plus de 500 000 euros. Elle conduit à un TMP supérieur de 49 % compte tenu de la réforme de 2012.

[1] Boissel C. et Matray A. (2019), « Higher dividend taxes, no problem! Evidence from taxing entrepreneurs in France ».
[2] Guillot M. (2019), « Who paid the French 75% tax on millionaires? Effects on top wage earners and their employers ».
[3] Pacifico A. (2019), « Three empirical essays in French household taxation », Doctoral dissertation, Paris, EHESS.
[4] Sicsic M. (2020), « Does labor income react more to income tax or means-tested benefit reforms? », *CRED Working Papers*, n° 2020-8.
[5] *Ibid.*

1.2. La barémisation des dividendes a eu un effet très fortement négatif sur les montants versés

1.2.1. Données et méthodes

Les données fiscales

L'équipe de recherche du CRED mobilise les données fiscales de l'impôt sur le revenu (fichiers POTE[1]) et de l'impôt de solidarité sur la fortune (fichiers ISF/IFI) pour l'évaluation des réponses comportementales des foyers fiscaux à l'évolution de la fiscalité du capital, en particulier à la suppression du PFL en 2013[2]. Les fichiers POTE sont exhaustifs : ils renseignent pour chaque foyer fiscal français l'ensemble des informations de leur déclaration de revenus. Ils sont également « panélisables » : chaque foyer fiscal possède un identifiant crypté, unique et invariant dans le temps, permettant de le suivre individuellement d'année en année (ici sur la période 2008-2017). Ces données sont utilisées pour évaluer l'effet de la fiscalité sur les revenus du capital et les revenus d'activité. Les fichiers ISF sont quant à eux constitués des déclarations fiscales des foyers fiscaux qui étaient redevables à l'impôt de solidarité sur la fortune (avant sa suppression en 2018)[3]. Ces fichiers contiennent les différentes composantes du patrimoine taxable à l'ISF pour les redevables ayant un patrimoine taxable supérieur à 2,57 millions d'euros : l'actif immobilier, l'actif mobilier, le passif, les différentes déductions et le plafonnement de l'ISF[4]. Ils sont exhaustifs et comprennent les mêmes identifiants cryptés que les fichiers POTE, ce qui permet de combiner les deux fichiers. Ils sont mobilisés dans l'analyse de l'effet de la fiscalité du capital sur le niveau et la structure du patrimoine mobilier et immobilier des foyers fiscaux (ayant un patrimoine taxable supérieur à 2,57 millions d'euros).

Les travaux de Bach *et al.* (2020)[5] exploitent également les données fiscales de l'impôt sur le revenu rassemblées dans les fichiers POTE afin d'évaluer les effets de la

[1] La base de données POTE (fichier Permanent des occurrences de traitement des émissions) est mise à disposition des chercheurs sur le Centre d'accès sécurisées aux données (CASD) depuis le 12 juin 2019.

[2] Données mises à la disposition des chercheurs par la Direction générale des finances publiques (DGFiP) sur le Centre d'accès sécurisé aux données (CASD), après conformité au comité du secret statistique garantissant la protection des données individuelles.

[3] Foyers fiscaux dont la somme des patrimoines mobilier et immobilier excède un certain seuil. En 2008 le seuil d'assujettissement à l'ISF est fixé à 760 000 euros. Il est fixé à 770 000 euros en 2009, 790 000 euros en 2010 et 2011 et 1 300 000 euros en 2012.

[4] 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.

[5] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *op. cit*.

suppression du PFL en 2013. Ces travaux, contrairement à ceux de l'équipe du CRED, n'étudient pas la réaction du patrimoine des ménages et n'utilisent donc pas les fichiers ISF/IFI. Ils analysent en revanche l'effet de la réforme de 2013 sur le comportement des entreprises. Pour ce faire sont également mobilisées les données exhaustives des liasses fiscales d'entreprises fournies par la DGFiP, les données de l'Insee sur les rémunérations des indépendants (base non-salariés), les informations sur les liaisons financières et les données commerciales sur la composition de l'actionnariat des entreprises.

Les méthodes d'estimation

À partir des données présentées ci-dessus, l'équipe de recherche du CRED met en œuvre deux méthodes économétriques complémentaires pour évaluer l'effet de la taxation des revenus du capital.

La première méthode d'estimation est une méthode par doubles différences, exploitant la mise au barème de 2013 (la fin du PFL) pour étudier les réponses des foyers fiscaux à une modification de la fiscalité sur les revenus du capital. La méthode consiste à estimer l'impact causal de la réforme en comparant l'évolution des revenus des capitaux mobiliers de deux groupes avant et après la réforme. Le premier groupe, dit « de traitement », regroupe des foyers fiscaux affectés par la suppression du PFL, alors que le « groupe de contrôle » regroupe des contribuables non affectés. L'idée est que le groupe des contribuables non affectés jouent le rôle de contrefactuel, informant de ce qu'aurait été l'évolution des comportements des contribuables affectés par la suppression du PFL si celui-ci n'avait pas été supprimé. Dès lors que ce contrefactuel est considéré comme crédible, on peut considérer que les différences d'évolution des comportements entre les deux groupes relèvent de l'effet de la suppression du PFL. Plus précisément, le CRED compare l'évolution des revenus des capitaux mobiliers d'un groupe de « traités » composé des foyers fiscaux ayant déclaré des dividendes au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011[1] à celle d'un groupe de contrôle n'ayant jamais eu recours au PFL sur les dividendes (groupe de contrôle strict) ou seulement en partie (groupe de contrôle large). Par ailleurs, ne sont conservés dans le panel que les foyers fiscaux qui sont restés imposés à la tranche supérieure de l'impôt sur le revenu en 2008, 2009, 2010 et 2011[2]. Les différences de trajectoires entre

[1] Ce choix de traitement permet d'identifier les foyers qui ont opté de manière durable pour le PFL, alors que cette option pouvait être levée chaque année. Par ailleurs, les foyers fiscaux qui composent le panel cylindré doivent avoir déclaré des revenus d'activité, des revenus du capital et des dividendes positifs pour chaque année de la période étudiée (2008-2017).

[2] Comme le groupe de traitement a systématiquement eu recours au PFL pour les dividendes sur cette période, cela signifie qu'a priori, ses revenus d'activité lui suffisent pour atteindre chaque année la tranche supérieure.

groupes de contrôle et de traitement doivent en effet provenir uniquement de différences d'évolution des taux marginaux d'imposition des revenus du capital et non de différences d'imposition des revenus d'activité[1]. Notons que l'analyse de l'impact de la suppression du PFL sur les patrimoines des ménages soumis à l'ISF (et ayant un patrimoine supérieur à 2,57 millions d'euros) s'affranchit de cette restriction.

La suppression du PFL figurait explicitement dans le programme électoral de François Hollande[2], avant qu'il soit élu président de la République en mai 2012. Ainsi, même si elle a été mise en œuvre en 2013, il est plausible que les foyers à revenus du capital élevés (et majoritairement composés de dividendes) aient modifié par anticipation leurs comportements dès 2012. Cet effet d'anticipation pourrait avoir été renforcé par l'augmentation des taux marginaux d'imposition intervenue dès 2011. Pour ces raisons, c'est l'année 2011 et non l'année 2012 qui est retenue comme année de référence dans les estimations par doubles différences. Il est également important de rappeler qu'un grand nombre d'autres réformes fiscales ont été mises en place en 2012 et 2013 (voir encadré 5 ci-dessus). Or celles-ci ont surtout concerné les contribuables les plus aisés[3], c'est-à-dire un ensemble de foyers fiscaux proche de ceux constituant le groupe de traitement du CRED. Le risque est alors d'estimer l'effet de ces réformes concomitantes plutôt que l'effet de la seule mise au barème des revenus du capital. Plusieurs variantes du modèle en doubles différences sont proposées pour tenir compte de l'influence potentielle de ces autres réformes. Des tendances spécifiques à certains groupes de ménages sont introduites dans les variables de contrôle. En outre, les contribuables suspectés d'être gérants majoritaires de SARL sont exclus des tests de robustesse pour contrôler de la réforme des contributions sociales les affectant. Cette dernière restriction a pour objectif de neutraliser les effets de l'instauration de l'obligation d'acquittement de cotisations sociales sur la rémunération en dividendes des dirigeants de SARL supérieure à 10 % du capital social. Cette réforme introduite en 2013, étudiée par Boissel et Matray (2019), a eu un fort impact négatif sur les versements de dividendes. Notons cependant que la méthode utilisée par le CRED et Bach *et al.* (2020b) ne permet d'exclure ces contribuables que de manière imparfaite, ce qui pourrait biaiser à la hausse les estimations.

[1] Cette hypothèse conduit a priori à se focaliser pour le groupe de traitement sur des contribuables pour lesquels l'élasticité des dividendes reçus à leur taux de rétention est maximale, puisqu'ils disposent par ailleurs de revenus d'activité très élevés.

[2] 14e des 60 engagements du candidat François Hollande.

[3] Aghion P., Ciornohuz V., Gravoueille M. et Stantcheva S. (2019), *Reforms and dynamics of income: Evidence using new panel data*, mimeo Harvard et Collège de France.

Le CRED considère que la méthode des doubles différences permet de livrer des enseignements robustes quant à l'impact de la réforme de 2013, mais que ses enseignements sont plus difficilement généralisables quant aux effets à attendre d'autres réformes (en particulier celle de 2018) : la seconde méthode d'estimation, celles des variables instrumentales, est plus facilement utilisable si on cherche à appliquer ses enseignements à d'autres réformes. Elle présente en effet le double avantage de pouvoir prendre en compte les variations de taux marginaux engendrées par l'ensemble des réformes intervenues sur la période 2008-2017 et d'utiliser un échantillon plus large, parce qu'elle ne nécessite pas de se restreindre aux seul foyers fiscaux se situant dans la tranche supérieure de l'IR[1].

De leur côté, Bach *et al.* (2020b)[2] utilisent une méthode de doubles différences pour étudier l'effet de la mise au barème des seuls dividendes à la fois sur les comportements des ménages et sur celui des entreprises. La stratégie d'estimation ayant la préférence de l'IPP contrôle pour la part des dividendes dans les revenus en définissant trois groupes de foyers fiscaux : ceux dont les dividendes représentent en 2012 moins de 25 % de leur revenu fiscal de référence, ceux dont cette part est située entre 25 % et 50 %, et ceux au-dessus de 50 %. Selon les auteurs, il est par exemple probable que les foyers fiscaux dont les dividendes constituent une part importante de leurs revenus tendent à cibler de manière plus personnalisée les entreprises dans lesquelles ils investissent, et détiennent par conséquent davantage d'actions dans des entreprises non cotées. Or, la baisse des dividendes versés par les entreprises non-cotées a été nettement plus forte que celle des entreprises cotées. Ils mettent par ailleurs en œuvre, comme le CRED, une stratégie pour exclure les foyers susceptibles

[1] La stratégie empirique mise en œuvre par le CRED consiste à estimer des « élasticités comportementales », notamment la réaction des revenus du capital à leurs propres taux marginaux de rétention (définis comme le complément à 100 % du taux marginal d'imposition), en considérant que ces élasticités sont de nature structurelle. Une estimation « classique » (par les moindres carrés ordinaires) souffrirait d'un biais de simultanéité, parce que des chocs autres que fiscaux peuvent affecter les revenus des individus, induire un changement de tranche d'imposition et donc affecter également les taux marginaux d'imposition auxquels ils font face. C'est pourquoi le CRED a recours à une approche par doubles moindres carrés ordinaires utilisant la stratégie d'instrumentation initialement proposée par Auten et Carroll (1999) et popularisée par Gruber et Saez (2002), qui permet de corriger ce biais de simultanéité. L'instrument désigne une variable qui isole les variations de taux marginaux dont on est sûr qu'ils soient induits seulement par la modification de la législation fiscale. Il permet donc d'étudier l'impact causal des réformes sur la variation des revenus imposés. Voir Auten G. et Carroll R. (1999), « The effect of income taxes on household income ». *Review of economics and statistics*, *81*(4), p. 681-693 ; Gruber J. et Saez E. (2002), « The elasticity of taxable income: evidence and implications ». *Journal of public Economics*, *84*(1), p. 1-32.

[2] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *op. cit.*

d'être gérants majoritaires de SARL. Toutefois, à la différence du CRED, ils ne contrôlent pas pour d'autres réformes concomitantes.

S'agissant des ménages, contrairement à l'équipe du CRED, l'IPP construit ses groupes de traitement et de contrôle à partir de la seule année 2012 : le groupe de contrôle est constitué des foyers fiscaux au barème en 2012, le groupe de traitement des contribuables ayant déclaré des dividendes au PFL en 2012. Bach *et al.* (2020b) considèrent qu'imposer cette contrainte sur une seule année permet de limiter le phénomène de retour à la moyenne post-réforme. En effet, un foyer fiscal ayant des dividendes relativement importants plusieurs années de suite aura davantage de chances de connaître une baisse de ses dividendes les années suivantes, indépendamment des réformes de la fiscalité. L'IPP est plus sélectif que l'équipe du CRED en excluant les contribuables recevant moins de 1 000 euros de dividendes (le CRED retient tous les contribuables recevant un montant positif de dividendes pour chaque année de la période étudiée). Par ailleurs, ils ne retiennent que les foyers fiscaux dont le « revenu imposable augmenté »[1] par part est supérieur à 120 000 euros de 2009 à 2012, autre différence avec le CRED. Les auteurs expliquent que même pour les foyers se situant dans la tranche d'imposition à 41 %, dont le seuil d'entrée s'établissait en 2012 à 70 830 euros annuels par part fiscale, opter pour le PFL n'était pas toujours rentable[2]. Seuls 22 % des foyers fiscaux dont le revenu imposable augmenté par part se situe entre 70 830 et 120 000 euros choisissent le PFL, alors que cette proportion s'élève à 50 % parmi ceux dont le revenu est supérieur à 120 000 euros. S'agissant des entreprises, ils évaluent l'impact de la mise au barème des revenus du capital sur les dividendes versés et sur d'autres variables du compte de résultat et de bilan des entreprises (investissement, salaires versés, fonds propres). Les données fiscales d'entreprises ne permettent pas d'identifier si les actionnaires étaient au PFL ou au barème avant la réforme. Pour cette raison, le groupe de traitement est défini comme l'ensemble des sociétés possédées intégralement par des personnes physiques en 2011 et le groupe de contrôle comme l'ensemble des entreprises dont l'actionnariat est dispersé entre personnes morales et personnes

[1] Il est défini comme le revenu imposable auquel est ajouté le montant des dividendes déclarés au PFL, nets des abattements auxquels ces dividendes auraient été sujets s'ils avaient été soumis au barème progressif.

[2] En effet, si le revenu imposable augmenté d'un foyer situé dans la tranche marginale d'imposition à 41 % est constitué d'une part importante de dividendes, il est possible qu'une partie significative de ces dividendes soit taxée dans des tranches marginales d'imposition inférieures. Dès lors, le taux moyen d'imposition appliqué sur les dividendes au barème n'est pas nécessairement supérieur au taux du PFL (36,5 % en 2012). Le seuil de 120 000 euros pour le revenu imposable augmenté permet d'avoir un groupe qui a probablement intérêt à opter pour le PFL pour une partie non négligeable de ses dividendes.

physiques[1]. Ce choix repose sur le raisonnement suivant : puisque la réforme analysée concerne l'imposition des personnes physiques, les entreprises possédées largement par des personnes physiques sont davantage susceptibles de réduire leurs montants de dividendes versés. Pour chercher à rendre l'analyse plus robuste, plusieurs restrictions sur l'échantillon sont réalisées : les firmes absentes l'année précédant la réforme (2011) ou l'année de la réforme (2012) sont exclues, de même que les micro-entreprises et les SARL à dirigeants majoritaires[2].

1.2.2 L'impact sur les revenus des ménages

Un impact négatif marqué sur les dividendes

À partir des données exhaustives de déclarations d'impôt sur le revenu et d'une méthode de doubles différences, l'équipe de recherche du CRED estime donc l'impact de la mise au barème de 2013 des dividendes sur l'évolution des dividendes, des revenus des capitaux et des revenus d'activité perçus par les ménages. Le graphique 18 représente les résultats d'estimation de la spécification utilisant un groupe de contrôle large (les contribuables ayant eu recours en partie au PFL sur les dividendes) et intégrant des variables contrôlant pour les réformes concomitantes. Les coefficients estimés pour l'année *t* correspondent à la différence d'évolution des revenus entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement entre 2011 et l'année *t*[3]. Ce graphique montre que les revenus des groupes de contrôle et de traitement ont connu des évolutions très similaires jusqu'en 2011[4]. En revanche, les évolutions des revenus des capitaux – en particulier des dividendes reçus – dans le groupe traité divergent à partir de 2012, suggérant un effet causal négatif de la suppression du PFL. Les estimations

[1] Plus précisément, il s'agit de l'ensemble des entreprises dont les éventuels actionnaires physiques possèdent ensemble moins de 50 % du capital, et dont aucun actionnaire personne morale ne possède plus de 95 % des parts (cette dernière restriction permet de considérer un groupe d'entreprises dont la décision de versement n'est pas la conséquence d'une décision unilatérale d'une tête de groupe la possédant entièrement). On peut considérer que ces entreprises appliquent une politique de distribution de dividendes relativement indépendante d'actionnaires physiques qui ne la détiennent que très indirectement.

[2] Cette restriction permet d'exclure les sociétés exposées au dispositif « anti-abus » mis en place en 2013 et concernant les dirigeants majoritaires de SARL. Ce dispositif a consisté à imposer comme des salaires les dividendes de ces dirigeants, ce qui a entraîné une nette baisse des dividendes versés par leurs entreprises (Boissel et Matray, 2019).

[3] Pour convertir le coefficient estimé en un taux de variation évaluant l'effet de la réforme sur les revenus des traités entre l'année *t* et 2011 par rapport à l'évolution de ces mêmes revenus pour les contribuables du groupe de contrôle, on utilise la formule : taux de variation ≈ exp (coefficient estimé) – 1.

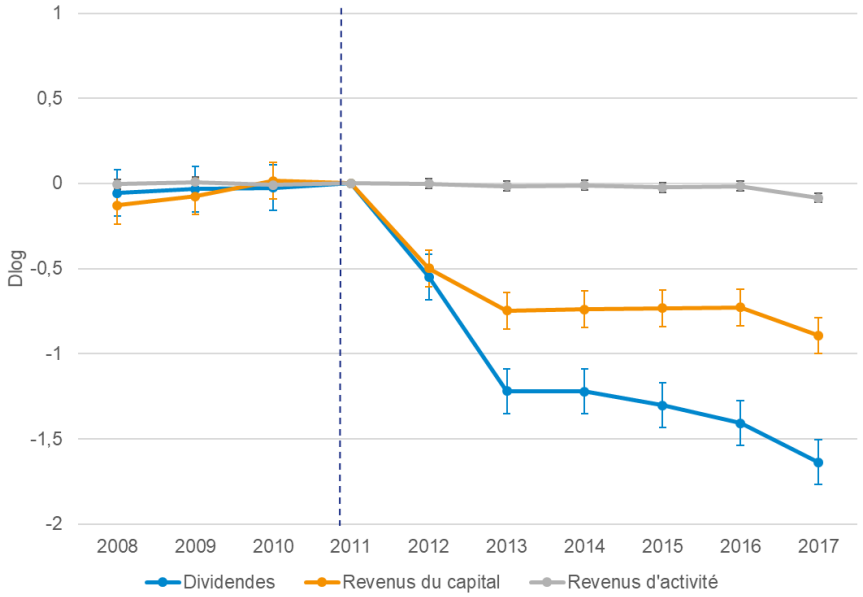
[4] L'hypothèse de tendances communes est néanmoins rejetée en 2008 et 2009, notamment à cause de l'étroitesse des intervalles de confiance.

indiquent que les foyers fiscaux qui ont eu systématiquement recours au PFL avant 2012 auraient vu leurs revenus du capital diminuer en 2013 de 53 %[1] par rapport à l'évolution de ces mêmes revenus pour les contribuables du groupe de contrôle.

Des estimations complémentaires révèlent en outre que la mise au barème des dividendes n'aurait eu d'impact causal que sur les dividendes, qui accuseraient une baisse de 70 %[2] en 2013 pour les contribuables du groupe traité relativement à l'évolution des dividendes reçus par les contribuables du groupe de contrôle. Aucun impact ne serait décelable sur les autres revenus du capital et notamment sur les revenus d'intérêt. Cela ne signifie pas que la réforme de 2013 n'a pas eu d'effets sur les plus-values ou les intérêts, mais simplement que la seule mise au barème des dividendes n'a pas eu d'impact sur l'évolution de ces autres revenus du capital.

Ces résultats semblent robustes : le recours à un groupe de contrôle strict (contribuables n'ayant jamais eu recours au PFL sur les dividendes), à des sous-échantillons, ou encore la suppression de variables de contrôle ne modifient pas sensiblement les conclusions.

Graphique 18 – Impact de la réforme 2013 sur les revenus des foyers fiscaux



Source : graphique 1.3 de Lefebvre et al. (2020). Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation de doubles différences. Intervalles de confiance à 99 %.

[1] −0,53 ≈ exp(−0,748) − 1.
[2] −0,7 ≈ exp(−1,219) – 1.

Les résultats d'estimation de Bach *et al.* (2020b)[1] suggèrent des effets quantitativement moins importants, mais qualitativement similaires. Leur estimation préférée indique ainsi une baisse moyenne de 44 % des dividendes perçus chez les foyers fiscaux ayant opté pour le PFL en 2012, par rapport aux foyers fiscaux ayant opté pour le barème la même année. Une estimation avec plus de variables de contrôle suggère une baisse relative des dividendes entre groupe traité et groupe de contrôle de l'ordre de 25 %.

Au total, Bach *et al.* (2020b) trouvent donc une baisse de dividendes plus faible que le CRED (2020) : 44 %, contre 70 %. Au moins trois explications peuvent être avancées.

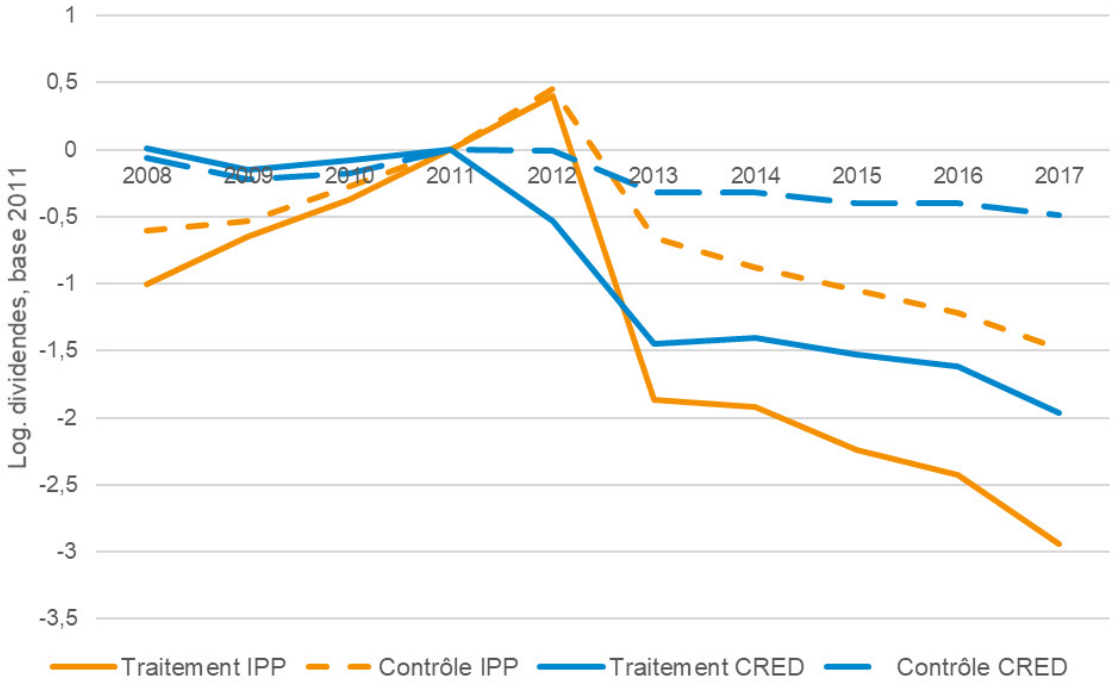
- D'abord, le groupe de traitement de l'équipe du CRED est beaucoup plus restreint que celui de Bach *et al.*, et vraisemblablement beaucoup plus réactif au taux marginal de rétention des dividendes : il est constitué de ménages ayant quatre années de suite opté pour le PFL et perçu des revenus d'activité très élevés. Le graphique 19 montre l'évolution des dividendes reçus par les groupes de traitement et de contrôle dans les deux études. S'il ressort dans chaque étude une baisse plus forte des dividendes pour le groupe de traitement, les tendances post 2013 sont assez différentes, avec une baisse nettement plus marquée dans l'étude de l'IPP.

- Ensuite, Bach *et al.* étudient l'impact de la réforme à partir de 2013, alors que le CRED commence en 2012 : mécaniquement, Bach *et al.* n'intègrent pas dans leur estimation la baisse intervenue dès 2012 observée dans l'étude du CRED.

- Enfin, cette différence peut être liée à l'introduction par Bach *et al* d'une variable de contrôle visant à tenir compte de différences dans la dynamique des dividendes déclarés par les foyers, en fonction de la part que ces dividendes représentent dans leurs revenus. Notons toutefois qu'à l'inverse, Bach *et al.* ne contrôlent pas pour les réformes concomitantes autres que celle portant sur les gérants majoritaires de SARL, ce qui pourrait conduire à une surestimation des effets de la barémisation. Ce sont ces contrôles différents qui expliquent qu'au final l'effet estimé par le CRED est plus élevé que celui de l'IPP (70 % contre 44 %), alors que cet effet apparaît de même ampleur avant contrôle, dans le graphique 19.

[1] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *op. cit.*

Graphique 19 – Évolution du logarithme des dividendes dans les échantillons du CRED et de l'IPP, en base 2011



Source : Bach et al. (2020b) pour l'IPP, et Lefebvre et al. (2020) pour le CRED

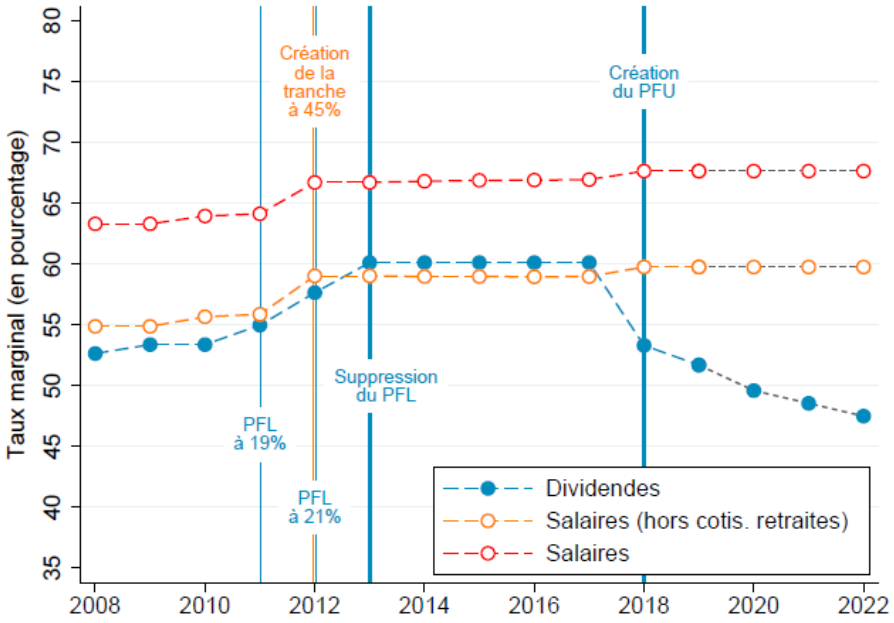
Dans tous les cas, la réaction estimée par les deux équipes est élevée, au regard de la faiblesse de l'augmentation de la taxation de dividendes en 2013, inférieure à 4 points (de 36,5 % à 40,2 %, hors IS).

Pas d'effet significatif sur les revenus d'activité

L'impact négatif de la suppression du PFL sur les dividendes perçus pourrait *a priori* résulter en partie d'un phénomène dit de redénomination des revenus (ou d'*income shifting*). La littérature suggère en effet que certaines personnes, lorsqu'elles le peuvent (indépendants, professions libérales, hauts dirigeants d'entreprise), sont incitées à se rémunérer sous la forme du revenu le moins taxé. De tels mécanismes de redénomination des revenus ont notamment été mis en évidence empiriquement en Israël (Romanov, 2006), en Norvège (Alstadsæter et Wangen, 2010), en Finlande (Pirttilä et Selin, 2011, Harju et Matikka, 2016) ou en Suède (Edmark et Gordon, 2013,

Alstadsæter et Jacob, 2016)[1]. Or, comme le soulignent Bach *et al.* (2019b)[2], le taux marginal de taxation des dividendes (y compris impôt sur les sociétés) est devenu légèrement plus important que celui des salaires (hors cotisations retraites) suite à la réforme de 2013 (voir graphique 20).

Graphique 20 – Évolution de la fiscalité des dividendes et des salaires (2008–2022)



Note : l'imposition forfaitaire des dividendes est rétablie en 2018 avec la création du PFU à 12,8 %, qui s'ajoute aux prélèvements sociaux de 17,2 % pour obtenir un taux de 30 %. S'ajoute, en amont de ces prélèvements, un impôt sur les sociétés de 33,3 %. Le taux marginal supérieur de taxation est donc de 33,3 % + 66,7 %*30 % = 53,3 %. A partir de 2019, la trajectoire de baisse du taux nominal de l'impôt sur les sociétés a été intégrée.

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

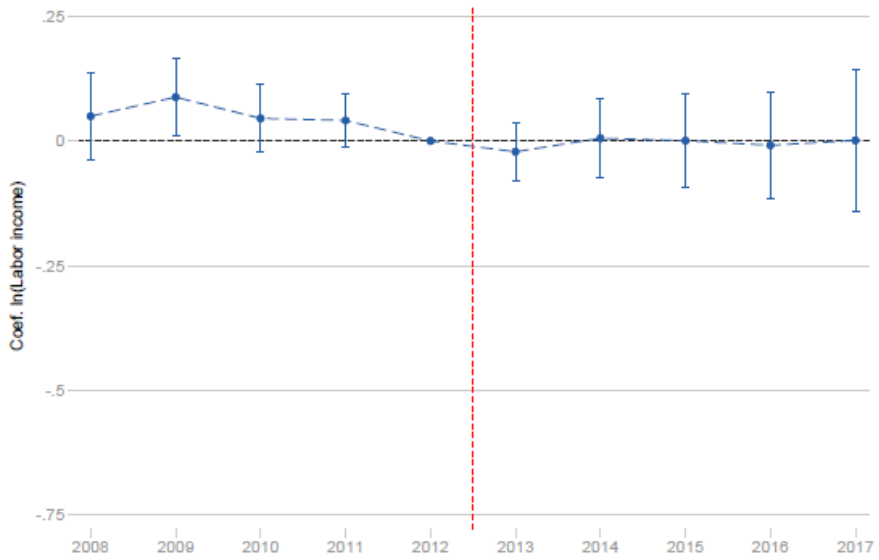
[1] Romanov D. (2006), « The corporation as a tax shelter: Evidence from recent Israeli tax changes », *Journal of Public Economics*, vol. 90 (10-11) ; Alstadsæter A. et Wangen K. R. (2010), « Small corporations' income shifting through choice of ownership structure – A Norwegian case », *Finnish Economic Papers*, vol. 23, n° 2, p. 73-87 ; Pirttilä J. et Selin H. (2011), « Income shifting within a dual income tax system: Evidence from the Finnish tax reform of 1993 », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 113-1, p. 120-144 ; Harju J. et Matikka T. (2016), « The elasticity of taxable income and income-shifting: What is real and what is not? », *International Tax and Public Finance*, vol. 23, p. 640-669 ; Edmark K. et Gordon R. H. (2013), « The choice of organizational form by closely-held firms in Sweden: Tax versus non-tax determinants », *Industrial and Corporate Change*, vol. 22, n° 1, p. 219-243 ; Alstadsæter A. et Jacob M. (2016), « Dividend taxes and income shifting », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 118 (4), p. 693-717.

[2] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2019), *Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes*, Rapport IPP n° 25, octobre.

Cela pourrait inciter les individus, lorsqu'ils sont à même de le faire, à se rémunérer davantage en salaires qu'en dividendes. Tant les résultats de l'équipe du CRED (voir graphique 18) et de l'IPP (voir graphique 21) suggèrent que les revenus d'activité ont en fait été peu sensibles à la réforme de 2013. Les différences d'évolution entre les deux groupes de contribuables sont imperceptibles jusqu'en 2016. Ce constat n'est pas modifié si l'on restreint l'échantillon aux contribuables indépendants, qui sont réputés avoir davantage de latitude pour ajuster leurs revenus d'activité que les travailleurs salariés[1]. Il faut aussi signaler que l'équipe du CRED détecte sur 2017 une baisse légère – mais statistiquement significative – de l'évolution des revenus d'activité du groupe traité par rapport à l'évolution des revenus d'activité du groupe de contrôle (voir graphique 18), mais celle-ci semble difficile à interpréter, compte tenu qu'elle survient très à distance de la réforme. Rappelons que l'augmentation de la taxation relative des dividendes par rapport aux salaires est restée de faible ampleur en 2013, ce qui peut expliquer la difficulté à identifier un « *income shifting* ».

En l'absence de tout phénomène de redénomination de dividendes sur les revenus des ménages, il convient d'étudier l'impact de ces moindres dividendes versés sur les comptes des entreprises concernées. La section suivante est consacrée à ce sujet.

Graphique 21 – Impact de la réforme de 2013 sur les salaires



Source : Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », op. cit.

[1] Saez E. (2010), « Do taxpayers bunch at kink points? » *American Economic Journal: Economic Policy*, *2*(3), p. 180-212.

1.2.3 L'impact sur les entreprises

L'analyse de Bach *et al.* (2020a)[1] sur données d'entreprises permet d'explorer les mécanismes concomitants à la baisse massive des dividendes reçus par les ménages.

Un impact négatif sur le montant des dividendes versés

Bach *et al.* (2020a) comparent les entreprises contrôlées exclusivement par des personnes physiques à des entreprises dont l'actionnariat est dispersé entre personnes morales et personnes physiques. Parce que la réforme de 2013 concerne l'imposition des personnes physiques, les entreprises possédées par des personnes physiques sont celles qui sont a priori les plus susceptibles de réduire leurs montants de dividendes versés. Les estimations en doubles différences confirment l'impact causal négatif de la réforme sur les versements de dividendes par les entreprises détenues exclusivement par des personnes physiques. Elles montrent que la réforme a entraîné une réduction de 20 % en moyenne des dividendes versés par ces entreprises (le groupe de traitement), par rapport à l'évolution des dividendes versés par le groupe de contrôle, constitué d'entreprises dont l'actionnariat est dispersé entre personnes morales et personnes physiques (voir graphique 22 page suivante)[2]. Elle aurait également eu un fort impact négatif sur la probabilité de verser des dividendes au sein du groupe de traitement (-8 points de pourcentage).

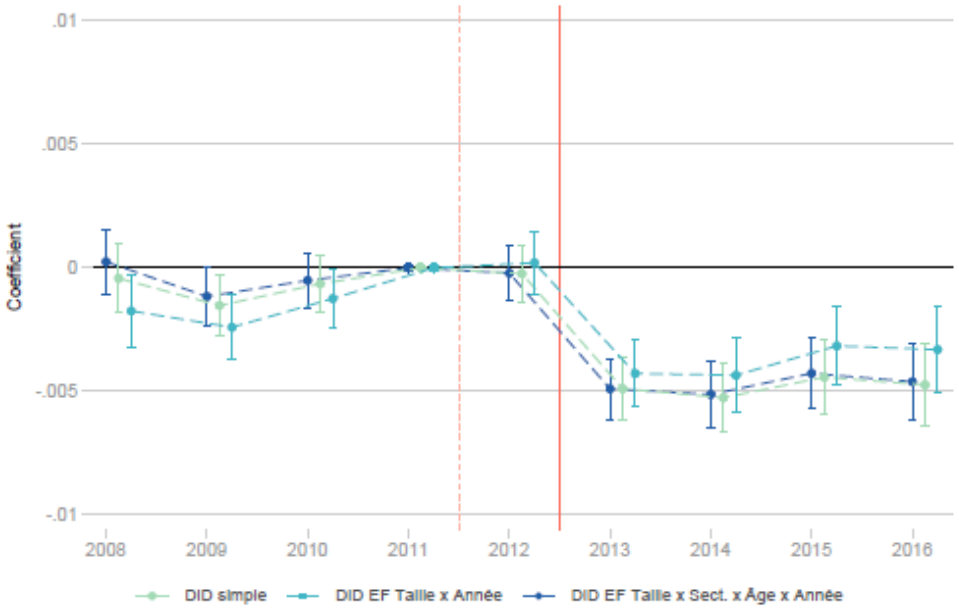
Les auteurs concluent que l'effet négatif observé sur les dividendes reçus par les ménages s'expliquerait par le comportement de versement de dividendes des entreprises non cotées et détenues largement par des personnes physiques. Cette interprétation repose sur trois arguments. Premièrement, la fiscalité des dividendes inter-entreprises n'a été affectée ni par la mise au barème des dividendes, ni par la mise en place du PFU. Ces réformes n'ont donc pas incité les sociétés détenues par des personnes morales à modifier leur politique de versement de dividendes. Deuxièmement, les séries statistiques agrégées indiquent que les entreprises cotées ont été globalement peu réactives aux réformes, même celles qui y sont a priori plus exposées en raison de la structure de leur actionnariat. Troisièmement, si l'effet estimé sur les entreprises est de moindre ampleur que pour les ménages, c'est sans doute

[1] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *op. cit.*

[2] Les entreprises dont aucun actionnaire personne morale ne possède plus de 95 % des parts, et dont les éventuels actionnaires physiques possèdent ensemble moins de 50 % du capital.

parce que seule une partie des entreprises du groupe de traitement a été affectée par la réforme[1], voire que certaines entreprises du groupe de contrôle ont été affectées[2].

Graphique 22 – Effet de la réforme sur les montants versés de dividendes (par euro de bilan)



Lecture : le coefficient estimé mesure l'impact causal de la réforme sur les montants versés de dividendes par euro de bilan, par les entreprises du groupe de traitement par rapport au groupe de contrôle. Trois variantes de l'approche pour doubles différences sont utilisées. Les résultats indiquent que la réforme a entraîné une réduction moyenne de 0,4 centime de dividendes distribués par euro de bilan, ce qui correspond à environ 20 % de la moyenne pré-réforme.

Source : Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », op. cit.

Pas d'impact sur l'investissement ou les salaires des dirigeants

Comptablement, on peut associer les variations de dividendes versés à des variations concomitantes d'autres variables d'entreprise (résultat net augmenté, investissement, émissions de fonds propres, etc.). Lorsqu'on applique cette méthode d'estimation en doubles différences à ces autres variables, il ressort en premier lieu que l'augmentation de la taxation des dividendes n'a pas eu d'effet significatif sur l'investissement (voir graphique 23e). Ce résultat est en décalage avec les théories économiques dites « classiques », selon lesquelles l'investissement dépend de la capacité à lever des fonds

[1] Il est probable qu'une partie des actionnaires physiques constituant le groupe de traitement n'aient pas opté pour le PFL avant 2013 et n'aient donc pas été affectés par la mise au barème des dividendes.
[2] Rappelons que des entreprises du groupe de contrôle ont des actionnaires physiques minoritaires.

sur les marchés, donc de la rentabilité nette, c'est-à-dire après impôt, pour l'actionnaire. Pour autant, il reste compatible avec d'autres corpus théoriques, qui accordent plus d'importance à la capacité des entreprises à accéder au crédit[1]. Surtout, il est en ligne avec l'ensemble des études empiriques publiées à ce jour, dont aucune n'est parvenue à mettre en évidence qu'une réforme portant sur la fiscalité des ménages en matière de revenu du capital a eu un impact significatif sur l'investissement des entreprises (voir les études sur données américaines[2] et suédoises[3]).

Les résultats conduisent également à rejeter l'hypothèse selon laquelle les dirigeants d'entreprise soumis à une hausse de la taxation des dividendes auraient décidé de s'octroyer des augmentations de salaire. On ne trouve en effet aucun effet significatif de la réforme sur les dépenses discrétionnaires (qui incluent les rémunérations versées aux dirigeants) des entreprises traitées (voir graphique 23b).

Les estimations montrent par ailleurs que la réforme a causé une nette augmentation des fonds propres (graphique 23d) chez les entreprises du groupe de traitement par rapport au groupe de contrôle.

Le double mouvement de baisse des dividendes versés et d'apport de fonds supplémentaires est cohérent avec l'hypothèse que certains actionnaires ont pu vouloir éviter des effets de la hausse de la fiscalité sur les revenus du capital au niveau de l'IR, en attendant la mise en place d'une taxation plus avantageuse des dividendes ou des plus-values. L'augmentation des ressources des entreprises (graphique 24) a pu servir à l'accumulation d'autres actifs (les liquidités, l'actif circulant net et les immobilisations financières), mais le coefficient estimé est non significatif (graphique 23f).

Enfin, on enregistre un effet négatif significatif sur le résultat net des entreprises, qui suggère plutôt une hausse des consommations intermédiaires. Celle-ci peut résulter de deux phénomènes. Elle pourrait être due à des dépenses personnelles supplémentaires des dirigeants prises en charge par leur entreprise (et non comptabilisées comme salaires). Elle pourrait aussi refléter des investissements intangibles (dépenses de publicité, logiciels, formation, etc.), comptabilisés comme des charges dans le compte de résultat plutôt que comme une augmentation de l'actif.

---

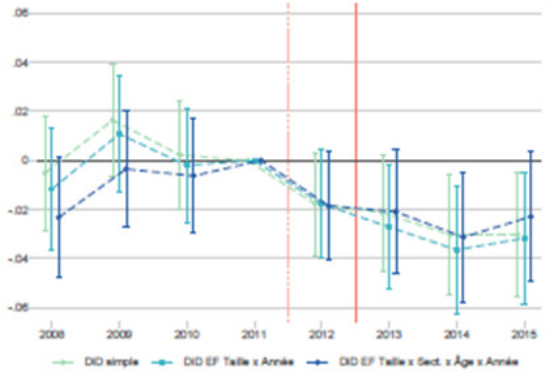
[1] Pour un résumé de la littérature sur les liens entre fiscalité du capital et investissement, le lecteur pourra se référer au chapitre 4 du premier rapport du comité d'évaluation.

[2] Yagan D. (2015), « Capital tax reform and the real economy: The effects of the 2003 dividend tax cut », *American Economic Review*, vol. 105(12), p. 3531-63.

[3] Alstadsæter A., Jacob M. et Michaely R. (2017), « Do dividend taxes affect corporate investment? », *Journal of Public Economics*, vol. 151, p.74-83.

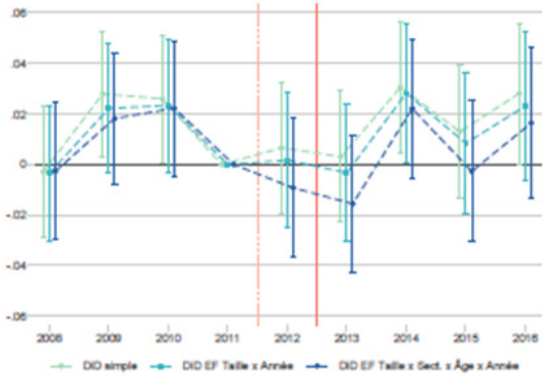
Graphique 23 – Effets de la réforme de 2013 sur la décomposition comptable des dividendes

(a) Résultat net augmenté

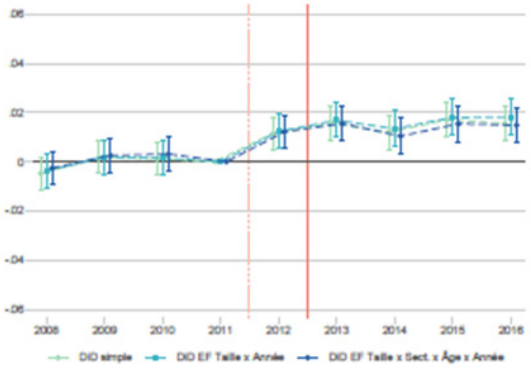


(b) Dépenses discrétionnaires (incl. salaires des dirigeants)

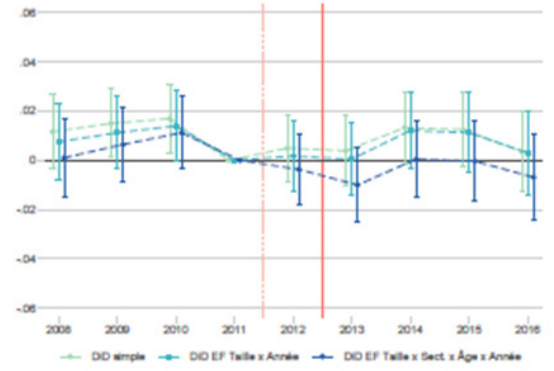
(c) Variations de dettes financières



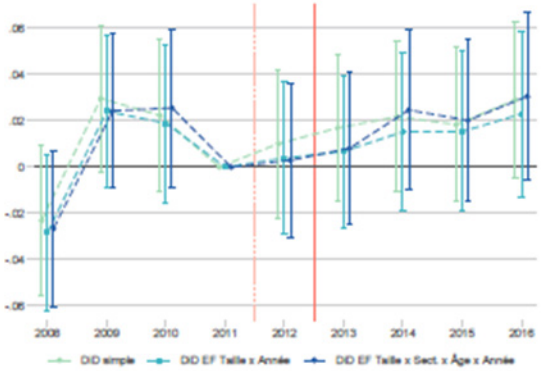
(d) Émissions de fonds propres



(e) Investissement



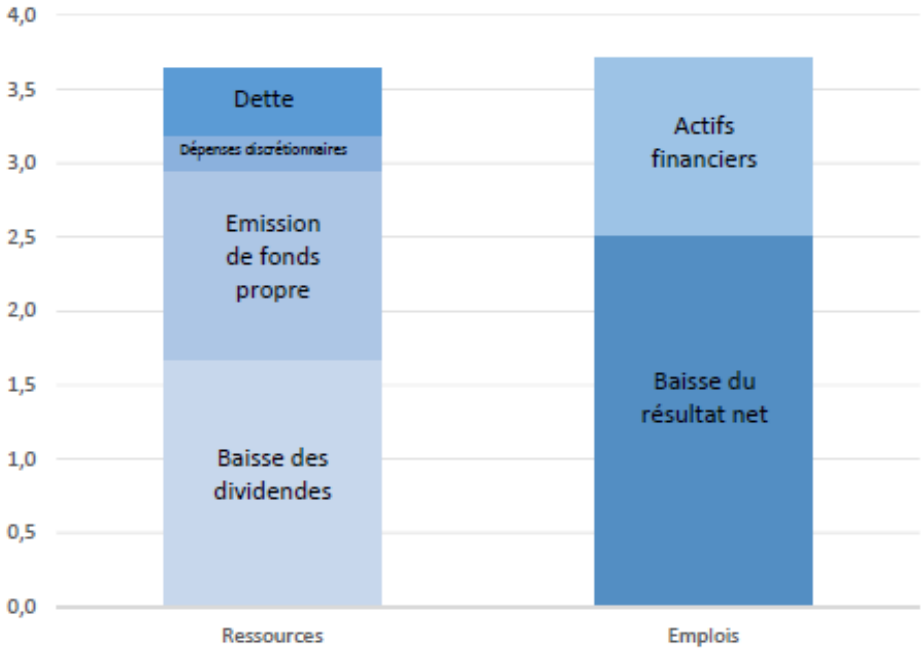
(f) Variations d'autres actifs



Lecture : chaque graphique représente des coefficients de régression obtenus par différence-de-différences dynamique utilisant une variable différente de la décomposition comptable des dividendes comme variable dépendante, avec des écarts-types groupés au niveau entreprise. Les panneaux représentent les effets sur (a) le résultat net augmenté des dépenses discrétionnaires ; (b) les dépenses discrétionnaires (incluant les salaires de dirigeants) ; (c) les variations de dettes financières ; (d) les émissions de fonds propres ; (e) l'investissement ; (f) les variations d'autres actifs. Les valeurs de chacune des variables sont winsorisées aux centiles 1 et 99. Les points représentent les coefficients estimés, les traits l'intervalle de confiance mesuré au seuil de risque de 5 %. Le groupe de traitement est composé des entreprises possédées à 100 %par des personnes physiques, le groupe de contrôle est constitué des entreprises possédées non intégralement par une personne morale.

Source : Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2019a), Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes, Rapport IPP n° 25, octobre, p. 168

Graphique 24 – Décomposition de l'impact de la réforme de 2013 sur les comptes des entreprises



Note : ce graphique présente les coefficients de régression des estimations en doubles différences pour chaque variable des comptes des entreprises. Ces coefficients s'interprètent comme les impacts de la réforme de 2013 en centimes par euro de capitaux propres en 2011.

Source : Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A. et Leroy C. (2019b), « Quelles leçons tirer des réformes de la fiscalité des revenus du capital ? », Note de l'IPP, n° 46, octobre

1.2.4. L'impact sur les finances publiques

À comportements inchangés, la mise au barème des dividendes aurait engendré un gain de recettes pour les finances publiques qui serait autour de 425 millions d'euros en 2013 (effet mécanique ou « statique »). Mais les résultats précédents sur l'évolution des dividendes suggèrent que, au moins à court terme, la suppression du PFL aurait entraîné une contraction de la base fiscale et même, pour ce qui est des dividendes, une perte sèche pour les finances publiques : selon les estimations de l'équipe de recherche du CRED (section 1.2.2), la fin du PFL aurait entraîné en 2013 une réduction de 70 % du montant des dividendes déclarés par les contribuables du groupe de traitement par rapport à ceux du groupe contrôle. Selon le CRED, la perte des recettes fiscales afférentes (y compris prélèvements sociaux) correspondrait ainsi à un montant compris entre 1,1 et 2,1 milliards d'euros en 2013. La fourchette basse est obtenue en appliquant la baisse estimée de 70 % des dividendes, multipliée par le taux d'imposition marginal sur le capital de 36,5 %, aux 4,1 milliards d'euros de dividendes déclarés au PFL par les contribuables se situant dans la tranche supérieure à 41 % de l'impôt sur le revenu. La fourchette haute est obtenue en appliquant cette baisse de

70 % à l'ensemble des dividendes déclarés au PFL (8 milliards), ce qui apparaît excessif, la réaction du contribuable moyen recevant des dividendes étant très probablement de moindre ampleur que celle des contribuables retenus dans le groupe de traitement. En intégrant le gain mécanique de recettes d'environ 0,4 milliard d'euros, le CRED obtient une perte globale de 0,7 à 1,7 milliard d'euros[1]. On peut remarquer que même la fourchette dite « basse », qui attribue à l'ensemble des contribuables de la tranche supérieure l'élasticité trouvée sur le groupe de traitement, pourrait elle-même conduire à une surestimation : le groupe de traitement n'est en aucun cas assimilable à l'ensemble des contribuables situés dans la tranche supérieure, qui comprend précisément des contribuables du groupe de contrôle, qui sont indifférents au taux marginal de rétention des dividendes (c'est-à-dire que leur élasticité est nulle…).

Cette estimation est toutefois cohérente avec celle de Bach *et al.* (2019b)[2] qui estiment pour leur part que le coût net pour les finances publiques de la mise au barème des dividendes s'élèverait à 900 millions d'euros en 2013. Elle se fonde sur une réaction comportementale à la taxation des dividendes de moindre ampleur (voir section 1.2.2) que celle du CRED. Notons que les auteurs appliquent la baisse estimée des dividendes de 44 % au montant de dividendes déclarés au PFL par les individus se situant dans les deux dernières tranches d'imposition (7,4 milliards). Ainsi, sur le plan méthodologique, cette estimation est à comparer avec la fourchette haute du CRED[3].

Ces résultats suggèrent que la mise au barème des dividendes à partir de 2013 aurait entraîné une telle contraction des dividendes qu'au lieu d'améliorer les comptes publics, ce qui était l'intention du législateur, elle les aurait au contraire dégradés. On ne peut exclure qu'une partie des pertes de recettes fiscales sur les dividendes soit la conséquence d'autres réformes mises en place en 2013, dont celle concernant les dirigeants majoritaires de SARL[4], et ne soit donc pas liée à leur mise au barème.

[1] Ce chiffrage néglige des effets de plus long terme, comme le possible surcroît de recettes lié à l'imposition des plus-values financières, dans le cas où des dividendes seraient réinvestis et amélioreraient ainsi la valorisation des sociétés.

[2] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A. et Leroy C. (2019b), « Quelles leçons tirer des réformes de la fiscalité des revenus du capital ? », *Note de l'IPP*, n° 46, octobre

[3] En outre, Bach *et al.* (2019b) appliquent à la baisse des dividendes le taux d'imposition après réforme (42 % en intégrant la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus payée par une partie des foyers de l'échantillon), contrairement au CRED qui utilise le taux d'imposition avant la réforme (36,5 %). Les recettes fiscales supplémentaires liées à l'effet mécanique sont de l'ordre de 400 millions. Appliquer le taux d'imposition après réforme ne modifie pas significativement l'impact estimé de la mise au barème des dividendes sur les recettes fiscales en 2013, avec une perte d'environ 800 millions d'euros.

[4] En reprenant les estimations de Boissel et Matray (2019), on peut évaluer à 2 milliards la baisse de dividendes imputable à la réforme concernant les dirigeants majoritaires de SARL entre 2012 et 2013.

Toutefois, la barémisation des plus-values et l'instauration d'un abattement pour durée de détention, renforcé pour les PME de moins de dix ans suite au mouvement dit des « pigeons », a pu inciter certains entrepreneurs à ne pas se verser de dividendes pour réaliser des plus-values. Cet effet n'est pas mesurable en l'état des données disponibles aujourd'hui.

Rappelons enfin que la barémisation a aussi concerné les intérêts, pour lesquels les effets comportementaux semblent de bien moindre ampleur, et ne paraissent donc pas de nature à réduire substantiellement l'estimation du gain pour les finances publiques, par rapport à l'estimation « statique ».

1.2.5. L'impact sur le patrimoine des ménages

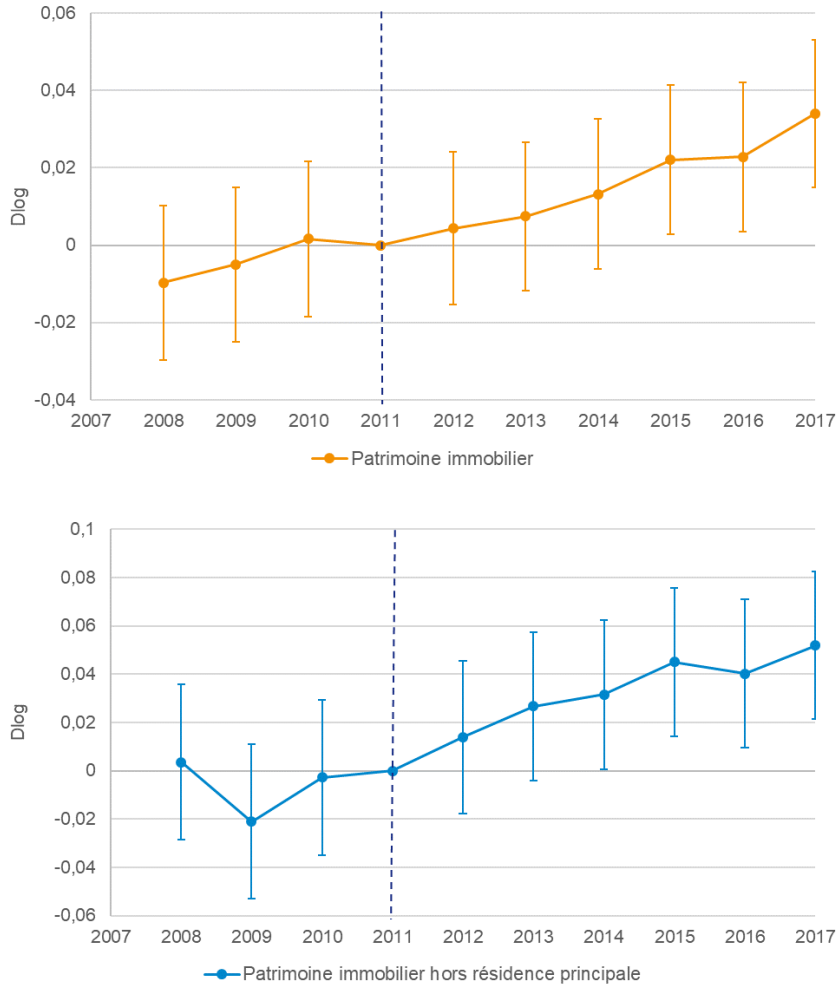
L'équipe du CRED a également évalué l'effet causal de la mise au barème des dividendes sur les patrimoines des contribuables soumis à l'ISF ayant un patrimoine taxable supérieur à 2,57 millions d'euros. La méthode économétrique et les variables de contrôle sont les mêmes que celles permettant d'évaluer l'effet de la réforme sur les revenus des ménages. Une variable indicatrice est toutefois ajoutée afin de tenir compte des évolutions particulières du marché immobilier de l'Île-de-France. L'équipe du CRED n'a cependant pas été en mesure de déterminer l'effet causal de la réforme sur l'évolution du patrimoine mobilier taxable à l'ISF, en raison du rejet de l'hypothèse de tendances communes entre groupe de contrôle et groupe de traitement sur la période qui précède la réforme. C'est pourquoi seuls les résultats sur le patrimoine immobilier taxable à l'ISF sont présentés ici.

Les effets de la suppression du PFL sur le patrimoine immobilier des ménages redevables à l'ISF étaient incertains lors de la mise en place de la réforme. D'un côté, la baisse du rendement du capital liée à la réforme aurait pu diminuer le niveau d'épargne et donc exercer mécaniquement une pression à la baisse sur l'accumulation de patrimoine immobilier. D'un autre côté, la hausse de la fiscalité sur le patrimoine

Cette réforme pourrait donc expliquer un quart de la baisse des dividendes déclarés au PFL (8 milliards sur cette période). Si on considère que les estimations du CRED et de l'IPP intègrent les réactions comportementales liées à la réforme concernant les dirigeants majoritaires de SARL, alors un quart de l'effet estimé pourrait être imputable à cette réforme et non à la mise au barème des dividendes. En reprenant les fourchettes du CRED, la réforme concernant les gérants majoritaires de SARL pourrait contribuer à expliquer jusqu'à 200 millions des pertes de recettes fiscales pour la fourchette basse et jusqu'à 400 millions pour la fourchette haute. Ces estimations sont néanmoins des majorants puisqu'il ne fait pas de doute que les deux équipes de recherche parviennent à exclure une partie significative des gérants majoritaires de SARL de leurs échantillons.

mobilier aurait pu inciter les ménages à substituer du patrimoine immobilier au patrimoine mobilier. Les résultats suggèrent que l'effet de substitution aurait été prépondérant. Les contribuables du groupe de traitement, affectés par la suppression du PFL, auraient connu une augmentation plus importante de leur patrimoine immobilier. Entre 2011 et 2017, la mise au barème des dividendes aurait ainsi entraîné une hausse causale d'environ 3,4 % du patrimoine immobilier des traités par rapport à l'évolution du patrimoine immobilier du groupe de contrôle (graphique 25). L'effet positif aurait d'ailleurs été plus fort dans l'immobilier hors résidence principale, dont la croissance entre 2011 et 2017 a été supérieure de 5,2 % dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. La faiblesse des effets (notamment le fait que l'hypothèse de tendance commune soit tout juste acceptée pour la résidence principale) invite à considérer ces résultats avec prudence.

Graphique 25 – Réponses du patrimoine immobilier en incluant (orange) ou en excluant (bleu) la valeur des résidences principales



Source : Lefebvre et al. *(2020)*

1.3. Les revenus du capital ont réagi de manière plus modérée lorsqu'on considère l'ensemble des réformes fiscales menées de 2008 à 2017

Une question importante pour l'interprétation des résultats présentés précédemment est de savoir s'ils peuvent être extrapolés à d'autres réformes ou à d'autres périodes. Selon l'équipe du CRED, leur validité est sujette à caution car les groupes de contrôle et de traitement sont définis à partir du recours au PFL avant sa suppression. Ces groupes de ménages correspondent à une fraction particulière de la population, caractérisée par des hauts revenus, avec une part importante de dividendes dans ces revenus. Bach *et al.* (2019a) remarquent en outre que « la réforme de 2013 peut avoir été perçue de façon particulière au sens où plusieurs réformes annoncées de façon concomitantes lors de la campagne présidentielle de 2012 ont pu jouer sur la perception de celles-ci – il est par exemple possible que les ménages aient perçu les hausses de taux de taxation comme plus importantes que ce qu'elles ont effectivement été ; une telle explication se retrouve renforcée par le constat qu'une partie des ménages avait opté en 2012 pour le PFL à tort, reflétant un manque de connaissance des détails de la législation fiscale »[1].

Pour pallier ce problème de validité externe, l'équipe du CRED a utilisé une méthode par variables instrumentales permettant d'estimer des élasticités comportementales qui tiennent compte de l'ensemble des réformes fiscales intervenues entre 2008 et 2017 et qui reposent sur une population élargie. Outre la mise au barème des revenus du capital en 2013 et les réformes concomitantes listées précédemment (voir encadré 5), ces dix années ont été marquées notamment par des variations des taux de prélèvements sociaux et du taux du PFL applicables sur les revenus du capital (voir tableau 2) ou encore par la suppression de l'abattement forfaitaire sur les dividendes en 2012.

L'approche par variables instrumentales mobilisée par le CRED permet d'estimer l'élasticité des revenus d'activité et des revenus du capital à leurs propres taux marginaux de rétention (1 - taux marginal d'imposition). Elle permet aussi d'étudier les réponses croisées, c'est-à-dire l'élasticité des revenus d'activité au taux marginal de rétention des revenus du capital et l'élasticité des revenus du capital au taux marginal de rétention des revenus d'activité. Notons que les raisonnements théoriques ne permettent pas de prédire les signes de ces élasticités croisées, qui résultent d'effets de substitution et d'effets de richesse pouvant prendre des signes opposés[2].

[1] Bach L. *et al.* (2019a), *Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes*, *op. cit.*, p. 152.

[2] Pour une présentation détaillée de ces mécanismes, voir le document de travail du CRED : Lefebvre M. N., Lehmann E. et Sicsic M. (2020a), « Évaluation de la mise au barème des revenus du capital ».

L'élasticité des revenus du capital à leurs propres taux marginaux de rétention est ainsi estimée à 0,67[1]. Autrement dit, une augmentation de 10 % du taux marginal d'imposition des revenus du capital se traduirait par une baisse autour de 6,7 % des revenus du capital, ce qui confirme la sensibilité des revenus du capital à leur taxation. Cette élasticité semble nettement inférieure à celle résultant de l'approche par doubles différences et portant sur la seule réforme de 2013, certes mesurée sur les seuls dividendes (d'une valeur de 12 pour le CRED et 7,5 pour l'IPP). Selon les auteurs, la réponse intervenue après 2013 reflèterait ainsi une réaction à l'ensemble des réformes qui ont augmenté les taux marginaux des revenus du capital depuis 2008. L'élasticité obtenue par la méthode des variables instrumentales serait donc plus pertinente en vue d'une évaluation *ex ante* d'une autre réforme de la fiscalité du capital.

En appliquant cette élasticité de 0,67 à l'ensemble des RCM déclarés au PFL (8 milliards de dividendes et 4 milliards d'intérêts), les pertes de recettes fiscales liées aux seules réponses comportementales ne seraient plus que de 0,4 milliard, nettement inférieures au gain « statique » [2].

L'élasticité des revenus du travail par rapport à leurs propres taux marginaux de rétention serait beaucoup plus faible que celle des revenus du capital, suggérant que les revenus du capital seraient plus sensibles à la taxation que les revenus du travail. Par ailleurs, l'élasticité croisée des revenus du travail au taux marginal de rétention des revenus du capital serait faiblement positive, confirmant l'absence de mécanisme de redénomination des revenus mis en évidence dans le cas de la mise au barème de 2013[3]. L'élasticité des revenus du capital au taux marginal de rétention des revenus d'activité serait quant à elle négative. Cela signifie qu'une hausse du taux marginal de taxation des revenus d'activité induirait une hausse des revenus du capital. Ce résultat peut s'interpréter de la manière suivante : l'anticipation d'une hausse de la taxation des revenus d'activité incite les individus à augmenter leur taux d'épargne, et donc à terme leurs revenus du capital, pour financer cette hausse de la taxation.

[1] Cette estimation est robuste à de nombreuses variantes de spécifications économétriques.

[2] Le taux marginal de rétention des dividendes a diminué de 5,8 % entre 2012 et 2013. Avec une élasticité de 0,67 on aboutit à une baisse des dividendes de 3,9 % en 2013, soit 0,3 milliard. En appliquant le taux de prélèvements de 36,5 %, la perte de recettes fiscales s'élève à 0,1 milliard. Le taux marginal de rétention des intérêts a diminué de 30,9 % entre 2012 et 2013. Avec une élasticité de 0,67, on aboutit à une baisse des dividendes de 20,7 % en 2013, soit 0,8 milliard. En appliquant le taux de prélèvements de 39,5 %, la perte de recettes fiscales s'élève à 0,3 milliard.

[3] Des comportements de redénomination seraient cohérents avec une élasticité *négative*.

2. Les effets sur l'assiette fiscale de la fiscalité sur le patrimoine dans la littérature internationale

Le premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital a présenté les principaux enseignements d'une littérature empirique qui s'est développée ces dernières années, analysant les effets de la fiscalité du patrimoine sur le montant de patrimoine déclaré par les ménages[1]. L'examen de quatre études portant sur la Suède[2], le Danemark[3], les Pays-Bas[4] et la Suisse[5] a mis en évidence une sensibilité assez importante du niveau de patrimoine à sa taxation. Dans le cas des Pays-Bas, par exemple, Zoutman (2018) trouve qu'une augmentation de 0,1 point du taux de taxation du patrimoine induit une réduction du niveau de patrimoine de 1,4 % au bout de 5 ans. Le tableau 3 synthétise les résultats de ces études sur l'impact d'une taxation du patrimoine sur son niveau (les estimations étant étalonnées sur une réduction de 0,1 point du taux de taxation du patrimoine).

Tableau 3 – Résumé des effets de la taxation du patrimoine, premier rapport

Papiers	Pays	Méthode	Effet d'une réduction de 0,1 point du taux de taxation
Seim (2017)	Suède	*Bunching*	< 0,03 %
Jakobsen *et al.* (2018)	Danemark	*Bunching*	< 0,03 %
Jakobsen *et al.* (2018)	Danemark	Doubles différences	0,5 % (individus entre le top 2 % et top 1 % de la richesse), 2,2 % (top 1 %), horizon 8 ans
Zoutman (2018)	Pays-Bas	Doubles différences	1,4 %, horizon 5 ans
Brülhart *et al.* (2017)	Suisse	Doubles différences	2,5 %-3,5 %, horizon 3 ans

Note : on se réfère à titre d'illustration au cas d'une réduction du taux de taxation, néanmoins les études citées évaluent dans certains cas les effets d'une hausse de la fiscalité et ne se prononcent pas sur la symétrie de l'effet. La méthode de *bunching* exploite les seuils de revenus ou de richesse autour desquels la fiscalité change : l'idée est que les personnes se situant *ex ante* au-delà du seuil de taxation vont *in fine* déclarer un revenu ou un patrimoine un peu moindre, créant *ex post* un effet de concentration juste en deçà du seuil.

Source : premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital (2019)

[1] Pour une présentation plus détaillée de cette littérature, voir le premier rapport, chapitre 4.

[2] Seim D. (2017), « Behavioral responses to wealth taxes: Evidence from Sweden », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 9(4), p. 395-421.

[3] Jakobsen Ka., Jakobsen Kr., Kleven H. et Zucman G. (2018), « Wealth taxation and wealth accumulation: Theory and evidence from Denmark », *NBER Working Paper*, n° w24371, National Bureau of Economic Research, mars.

[4] Zoutman F. (2018), « The elasticity of taxable wealth: Evidence from the Netherlands », *mimeo.*

[5] Brülhart M., Gruber J., Krapf M. et Schmidheiny K. (2016), « Taxing wealth: Evidence from Switzerland », *NBER Working Paper*, n° w22376, National Bureau of Economic Research, juin.

Trois grands types d'explications sont avancés pour comprendre les effets de la fiscalité du patrimoine sur son accumulation. D'abord, l'impôt sur le capital fait mécaniquement varier le rendement du patrimoine et donc son accumulation. Ensuite, les contribuables peuvent adopter des stratégies d'évitement fiscal légal, comme l'expatriation fiscale ou la modification de la composition du patrimoine, et illégal, comme la sous-déclaration des actifs possédés. Enfin, ils peuvent modifier le niveau ou l'utilisation des flux de revenus épargnés. En se fondant sur les résultats de la littérature disponible lors de la sortie du premier rapport, on pouvait conclure que les variations du niveau de patrimoine liées à l'évolution de la fiscalité étaient principalement dues à des changements de comportements d'épargne. Le rôle de la mobilité et des stratégies d'évitement illégal était jugé a priori limité, bien qu'ayant fait l'objet de peu d'investigations.

Trois nouvelles études parues depuis la sortie du premier rapport ont été recensées. La première correspond à une version améliorée de Brülhart *et al.* (2017). Les deux autres études, de Duran-Cabré *et al.* (2019)[1] et Londoño-Velez et Ávila-Mahecha (2020)[2], fournissent des résultats pour deux nouveaux pays, l'Espagne et la Colombie. Enfin, dans le cadre du contrat de recherche lancé par France Stratégie, l'IPP a essayé d'estimer l'impact de l'ISF en analysant le comportement des ex-gérants de PME.

2.1. L'impact de la fiscalité sur le niveau de patrimoine

Brülhart *et al.* (2019)[3] actualisent et étendent les résultats de Brülhart *et al.* (2017) sur la Suisse[4]. Rappelons qu'en Suisse la fiscalité sur le patrimoine est déterminée au niveau des cantons et des municipalités, et qu'elle ne concerne pas seulement les contribuables très fortunés (un tiers des contribuables paient un impôt sur la

[1] Duran-Cabré J. M., Esteller-Moré A. et Mas-Montserrat M. (2019), « Behavioural responses to the (re) introduction of wealth taxes. Evidence from Spain », *IEB Working Paper 2019/04*.

[2] Londoño-Velez J. et Ávila-Mahecha J. (2020), « Can wealth taxation work in developing countries? Quasi-experimental evidence from Colombia », *Working Paper*, mars.

[3] Brülhart M., Gruber J., Krapf M. et Schmidheiny K. (2019), « Behavioral responses to wealth taxes: Evidence from Switzerland », *CESifo Working Paper Series 7908*.

[4] La principale différence méthodologique entre les deux versions du document de travail est le recours systématique aux variations de la fiscalité du patrimoine entre cantons plutôt qu'entre communes. Selon les auteurs, les changements de fiscalité sont trop faibles au niveau communal pour offrir suffisamment de pouvoir statistique. Par ailleurs, les nouvelles estimations permettent un recul temporel plus important (6 ans contre 3 ans dans la première version du papier).

fortune[1]). Par ailleurs, comme c'est le cas en France pour l'ISF, les patrimoines taxables sont déclarés par les contribuables eux-mêmes et non par des tiers.

L'analyse en panel au niveau des 26 cantons suisses montre que le niveau de patrimoine déclaré est fortement sensible à la variation de la fiscalité sur le patrimoine. Les résultats de l'approche par doubles différences indiquent qu'en moyenne, au niveau agrégé, une baisse de 0,1 point du taux marginal de taxation du patrimoine a causé une augmentation de 4,3 % du patrimoine déclaré au bout de 6 ans. Ce résultat est robuste à des variations du modèle empirique, et les très riches ne réagissent pas sensiblement plus que les autres individus redevables de l'impôt sur la fortune. En se concentrant seulement sur les 10 plus fortes réductions cantonales de l'impôt sur le patrimoine, les auteurs trouvent une augmentation moyenne de 9,6 % des patrimoines consécutivement à la baisse de 0,1 point de l'impôt. Enfin, à partir de données individuelles, les auteurs comparent la réforme intervenue dans le canton de Lucerne en 2009 à celle de Berne d'ampleur plus limitée[2]. L'analyse en doubles différences révèle qu'en raison de la plus forte réduction de l'impôt sur la fortune à Lucerne (écart de 0,18 point de pourcentage), la croissance cumulée du patrimoine y a excédé de 41 % celle de Berne. Ce qui implique une semi-élasticité de 23 % pour une variation de 0,1 point de l'imposition sur le patrimoine.

Ces résultats suggèrent d'une part que la sensibilité des patrimoines à leur taxation est encore plus importante qu'on ne le pensait en Suisse. D'autre part, ils tendraient à montrer que les réformes particulièrement saillantes entraînent des réactions comportementales plus marquées. La section suivante présente les changements comportementaux à l'origine de la hausse du patrimoine déclaré. S'agissant des finances publiques, le cas de Lucerne montre que l'augmentation du montant total de patrimoine déclaré n'a compensé que partiellement les pertes de recettes fiscales induites par la réduction du taux d'imposition.

Duran-Cabré *et al.* (2019) étudient la réintroduction de l'impôt sur la fortune en Espagne en 2011. Pour des raisons de disponibilité des données, l'étude ne porte que sur la Catalogne, qui collecte près de la moitié des recettes nationales de l'impôt sur la fortune. Les auteurs exploitent les variations d'exposition à la réintroduction de

[1] En 2015, le seuil d'assujettissement variait entre 25 000 et 200 000 francs suisses.

[2] Lucerne a réduit de moitié son taux de taxation du patrimoine, les taux maximaux passant de 0,56 % à 0,28 %, alors que ceux de Berne baissent seulement d'un dixième de point de pourcentage (de 0,74 % à 0,64 %).

l'impôt pour évaluer empiriquement la réaction des contribuables[1]. Les résultats d'estimation par doubles différences révèlent qu'une augmentation de 0,1 point de pourcentage du taux moyen de l'impôt sur le patrimoine a conduit à une réduction de 3,24 % de l'assiette fiscale au bout de 4 ans. Duran-Cabré *et al.* (2019) évaluent la perte cumulée de recettes fiscales imputable à cette attrition de l'assiette fiscale à 2,6 fois les recettes de l'impôt sur la fortune de 2011[2].

Enfin, Londoño-Velez et Ávila-Mahecha (2020) sont les premiers à analyser les effets de l'impôt sur la fortune dans un pays en développement. Ils étudient l'effet des réformes successives de l'impôt sur la fortune en Colombie sur les niveaux de patrimoine. Les résultats obtenus avec une méthode de *bunching*[3] indiquent qu'une augmentation de 0,1 point du taux marginal d'imposition sur la fortune a réduit de 0,2 % le niveau des patrimoines. Précisons que la méthode du *bunching* tend à donner des estimations beaucoup plus faibles que celles obtenues par la méthode de doubles différences car elle ne capte a priori pas tout à fait les mêmes phénomènes. Les estimations par *bunching* mesurent tout autant, sinon plus, un effet d'évitement fiscal (notamment par sous-déclaration) qu'un effet réel sur le niveau de patrimoine[4]. Les auteurs estiment que les réponses comportementales observées ont réduit d'au moins 20 % les recettes fiscales issues de l'impôt sur la fortune.

Le tableau 4 page suivante synthétise les résultats de ces nouvelles études sur l'impact d'une taxation du patrimoine sur son niveau. Au total, ces résultats confirment la forte sensibilité du patrimoine à sa taxation et suggéreraient même de la revoir à la hausse.

[1] Des contribuables de même niveau de patrimoine peuvent en effet être très différemment affectés par la réforme en fonction de la composition de leur patrimoine (poids de la résidence principale, des plus-values de long terme, des actions d'entreprises non-cotées).

[2] L'impôt sur la fortune a été réintroduit de manière chaotique et ce n'est que fin 2011 que les contribuables ont appris sa mise en place. Les auteurs estiment donc pertinent de prendre 2011 comme année de référence puisque les contribuables n'ont pas eu le temps de modifier leurs comportements.

[3] La méthode de *bunching* exploite les seuils de revenus ou de richesse autour desquels la fiscalité change. L'idée du *bunching* est que les personnes se situant *ex ante* au-delà du seuil de taxation vont *in fine* déclarer un revenu ou un patrimoine un peu moindre, créant *ex post* un effet de concentration juste en deçà du seuil.

[4] Le lecteur pourra se référer au chapitre 4 du premier rapport du comité d' évaluation des réformes de la fiscalité du capital pour une comparaison plus détaillée des méthodes de *bunching* et de doubles différences.

Tableau 4 – Synthèse actualisée des effets de la taxation du patrimoine dans la littérature

Papiers	Pays	Méthode	Effet d'une réduction de 0,1 point du taux de taxation
Duran-Cabré *et al.*, 2019	Espagne (Catalogne)	Doubles différences	3,2 % (top 50 % des redevables à l'impôt sur la fortune), horizon de 4 ans
Londoño-Velez et Ávila-Mahecha, 2020	Colombie	*Bunching*	0,2 % (top 1 %)

Note : on se réfère à titre d'illustration au cas d'une réduction du taux de taxation, or les études citées évaluent dans certains cas les effets d'une hausse de la fiscalité et ne se prononcent pas sur la symétrie de l'effet. La méthode de *bunching* exploite les seuils de revenus ou de richesse autour desquels la fiscalité change : l'idée est que les personnes se situant *ex ante* au-delà du seuil de taxation vont *in fine* déclarer un revenu ou un patrimoine un peu moindre, créant *ex post* un effet de concentration juste en deçà du seuil.

Source : France Stratégie

2.2. L'évitement fiscal à l'origine des variations de patrimoine

L'analyse menée par Brülhart *et al.* (2019) à partir de données individuelles de contribuables permet d'identifier les changements de comportements à l'origine de l'augmentation du montant de patrimoine déclaré dans le canton de Lucerne par rapport à celui de Berne.

Elle révèle que seulement 6 % de l'augmentation agrégée du patrimoine déclaré s'explique par une augmentation de l'épargne des ménages, en incluant l'effet mécanique de la réduction de l'impôt sur l'accumulation du patrimoine. Contrairement à leur étude antérieure (Brülhart *et al.*, 2017) portant sur le seul canton de Berne, les auteurs concluent à un rôle important de la mobilité des contribuables. Les migrations nettes de contribuables expliqueraient près du quart du différentiel d'accumulation de patrimoine entre Lucerne et Berne. Les trois quarts de cet effet seraient imputables à l'arrivée de contribuables en provenance d'autres cantons, contre un quart pour les migrations de contribuables internationaux. La hausse de la valeur du patrimoine immobilier, probablement tirée par l'arrivée de contribuables fortunés, expliquerait quant à elle 20 % du différentiel d'accumulation du patrimoine entre Lucerne et Berne. Enfin, la moitié du différentiel serait imputable à la variation du patrimoine financier des contribuables résidents. La piste privilégiée par les auteurs pour expliquer la forte hausse du patrimoine financier déclaré à Lucerne est celle du recul des comportements d'évitement et d'évasion fiscale : en réponse à la forte baisse de l'impôt sur la fortune, les contribuables ont pu être incités à déclarer à l'administration fiscale du patrimoine autrefois dissimulé. Cette interprétation est cohérente avec l'observation d'une hausse graduelle du patrimoine déclaré. En effet, des montants importants de patrimoine

dissimulé ne peuvent se déclarer que progressivement pour ne pas éveiller les soupçons des autorités.

Il convient de tenir compte des spécificités de la Suisse avant de tirer des enseignements de cette expérience pour d'autres pays. Rappelons que les contribuables suisses déclarent eux-mêmes le montant de patrimoine qu'ils possèdent, ce qui a pu faciliter la dissimulation de patrimoine. De plus, il est probable que la petite taille des espaces où s'opèrent les changements de fiscalité, qui plus est au sein d'un même pays, ait rendu plus aisées les migrations pour des raisons fiscales.

En combinant des données individuelles issues de l'administration fiscale et des données provenant des *Panama papers,* Londoño-Velez et Ávila-Mahecha (2020) montrent que des dispositifs permettent de limiter l'érosion de l'assiette taxable liée à l'évasion fiscale. Entre 2015 et 2017, le gouvernement colombien a mis en place une série de dispositifs visant à améliorer le recouvrement de l'impôt sur le patrimoine : renforcement du contrôle et des sanctions, clémence envers les contribuables divulguant leur patrimoine autrefois dissimulé, etc. L'imposition sur la fortune avait en effet incité les contribuables colombiens à dissimuler la partie de leur patrimoine qui n'était pas (ou imparfaitement) transmise à l'administration fiscale par des entités tierces. Les contribuables les plus fortunés ont souvent eu recours à des entités *offshore* pour dissimuler leurs actifs. Ainsi les individus du top 0,01 % avaient quarante fois plus de chances d'être nommés dans les *Panama Papers* que ceux du top 5 %. Selon les auteurs, les dispositifs mis en place se sont révélés efficaces pour améliorer le recouvrement de l'impôt. Par exemple, 40 % des individus du top 0,01 % ont révélé du patrimoine dissimulé entre 2015 et 2017.

Duran-Cabré *et al.* (2019) explorent quant à eux les stratégies d'évitement de l'impôt sur la fortune réintroduit en Catalogne en 2011. Les contribuables catalans ont réagi à la taxation du patrimoine non pas en faisant varier leur épargne, mais en exploitant (de manière légale) diverses exemptions[1] et un seuil d'assujettissement à l'impôt[2]. L'impôt sur la fortune a ainsi encouragé des changements de composition des portefeuilles d'actifs et des revenus. Les individus possédant des entreprises ont été incités à accroître leurs participations, celles-ci étant exemptées. À l'inverse, les contribuables détenant trop peu de parts d'entreprises ont été incités à réduire leur revenu imposable

[1] Les exemptions concernent les œuvres d'art, les plans de pension, la résidence principale (jusqu'à 300 000 euros), et les participations dans des sociétés lorsque le contribuable possède au moins 5 % de l'entreprise et qu'au moins 50 % de ses revenus proviennent d'activités entrepreneuriales.

[2] Lorsque le revenu imposable est relativement bas par rapport au patrimoine taxable, les contribuables ne sont pas redevables à l'impôt sur le patrimoine. Notons que les plus-values à long terme (celles issues d'actifs détenus depuis au moins un an) sont exclues du revenu imposable.

pour bénéficier de l'exonération de l'impôt sur la fortune. Ils ont pu le faire en investissant notamment dans des fonds d'investissement, de manière à accroître la part de leurs plus-values de long terme, qui sont exclues du calcul du revenu imposable. Ces résultats suggèrent que les modalités de l'imposition sur le patrimoine déterminent largement l'impact de cette imposition sur les recettes fiscales ainsi que ses effets redistributifs.

Au total, ces nouveaux travaux apportent un éclairage sur le rôle central des stratégies d'évitement fiscal légal (notamment la mobilité des contribuables) et illégal de l'impôt sur le patrimoine. Ils montrent enfin que les stratégies visant à échapper à l'impôt peuvent être contrecarrées par des dispositifs complémentaires reposant sur un contrôle renforcé ou des incitations à la divulgation du patrimoine dissimulé.

2.3. Quel impact de l'ISF sur le comportement d' « exil fiscal » des ex-gérants de PME ?

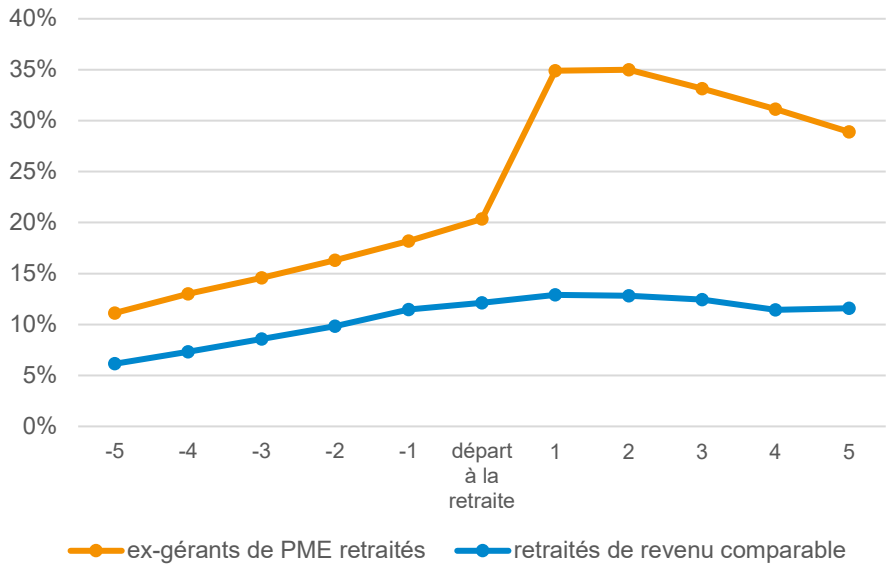
À ce jour, il n'existe pas de travaux sur l'effet causal de l'ISF en termes d' « exil fiscal ». La méthode mise en œuvre sur la Suisse par Brülhart *et al.* ne peut être appliquée à la France, faute de variations locales de taux d'imposition. La méthode des doubles différences n'est d'aucun secours puisqu'elle nécessite que les individus soient observés en continu avant et après exposition à l'ISF. L'étude des réformes passées peut être une piste intéressante, notamment en utilisant les données de panel de la DGFiP, mais elle n'a pas encore fait l'objet de publication.

Sans mettre en évidence d'effet causal, Bach *et al.* (2020a) analysent la probabilité de quitter la France des ex-gérants de PME partis à la retraite, qui ont vendu leurs parts, et de ce fait ne bénéficient plus de l'exonération d'ISF au titre du contrôle de l'entreprise. Entre 2006 et 2017, 35 000 gérants de PME ont cédé leur entreprise pour partir à la retraite. Toute la difficulté est de construire un groupe de contrôle. L'IPP en retient deux. Le premier « large » est constitué de 600 000 actifs qui, juste avant le passage à la retraite, avaient un revenu supérieur à un quart des ex-gérants de PME. Le second « strict » se restreint aux 60 000 actifs qui, juste avant le passage à la retraite, ont un revenu supérieur aux trois quarts des ex-gérants de PME. Ces deux groupes de contrôle restent très imparfaits, car contrairement au groupe de traitement, ils ne bénéficient pas d'une forte augmentation de la liquidité de leur patrimoine.

Le passage à la retraite implique pour les ex-gérants de PME une hausse de la probabilité d'être soumis à l'ISF, puisqu'ils ne bénéficient plus de l'exonération au titre du contrôle de l'entreprise. La part de contribuables assujettis à l'ISF passe de 20 % à

35 % l'année suivant le départ à la retraite. Il s'agit bien d'un effet causal puisque la part de contribuables ISF parmi les actifs de revenus comparables ne bouge pas quand ils prennent leur retraite (voir graphique 26).

Graphique 26 – Probabilité d'être redevable à l'ISF autour de l'année de départ à la retraite



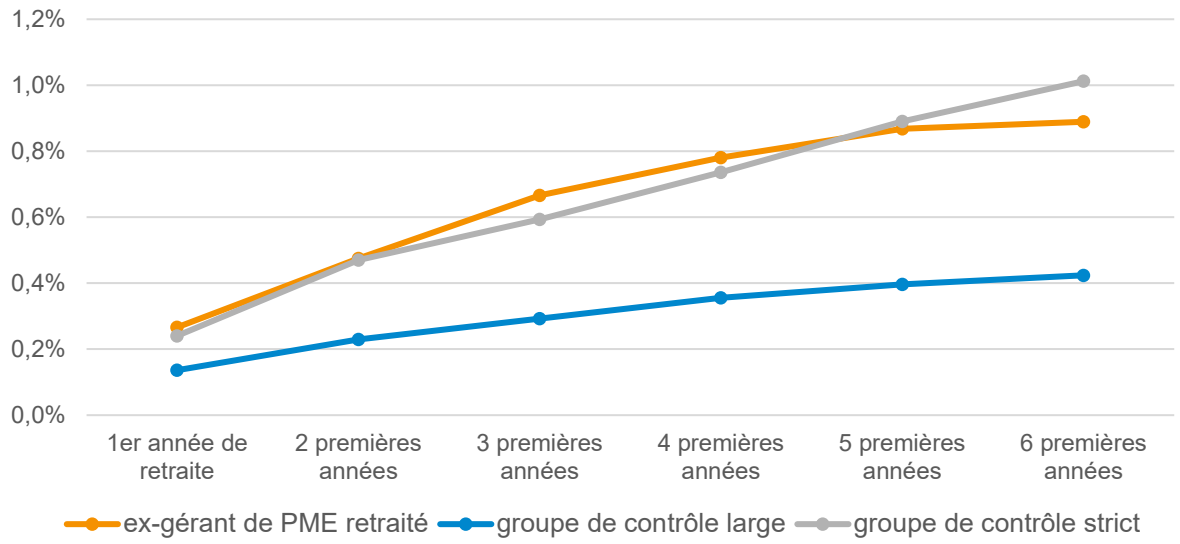
Lecture : parmi les gérants ayant cédé leur PME pour partir à la retraite, 20 % étaient assujettis à l'ISF l'année de leur départ en retraite.

Note : les retraités à revenus comparables aux ex-gérants sont ceux dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui du quart des gérants les moins aisés (premier quartile).

Source : Bach et al. (2020a)

Le graphique 27 montre qu'ils sont également entre deux et trois fois plus nombreux à s'exiler que les autres retraités du groupe de contrôle large, dans les premières années après leur départ à la retraite. Néanmoins, cet écart ne peut s'interpréter comme un effet causal. Les autres retraités ont des revenus et des patrimoines beaucoup plus faibles que les ex-gérants. Or le revenu et le patrimoine influent également sur le choix de s'exiler, et pas simplement pour des raisons fiscales. Ainsi les retraités du groupe de contrôle strict, dont les revenus sont comparables aux ex-gérants de PME s'exilent dans les mêmes proportions qu'eux. Cet exil reste d'ailleurs limité : cinq ans après la retraite, il concernerait en cumulé au plus 1 % de ces retraités très aisés. L'effet de l'ISF en termes d'exil fiscal devra faire l'objet de travaux complémentaires, tant ces résultats sont préliminaires et partiels.

Graphique 27 – Probabilité de quitter la France après le départ à la retraite



Lecture : parmi les ex-gérants de PME partis à la retraite, 0,25 % ont quitté la France lors de leur première année de retraite, et 0,5 % l'ont quittée au cours des deux premières années de retraite.

Note : les retraités à revenus comparables aux ex-gérants sont ceux dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui du quart des gérants les moins aisés (premier quartile) ; les retraités à revenus élevés rassemblent les retraités dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui des trois quarts des gérants les moins aisés (troisième quartile).

Source : Bach et al. (2020a)

CHAPITRE 3

PREMIERS RÉSULTATS CHIFFRÉS SUR LES RÉFORMES DE 2018

Dans la continuité du premier rapport publié, ce chapitre vise à fournir des résultats mis à jour et complémentaires à ceux de l'an passé sur les impacts identifiables des réformes de la fiscalité du capital mises en place en 2018. Les tentatives d'identification et éventuellement de quantification de ces impacts sont menées à différentes échelles et selon des angles d'observation divers. Ces résultats restent de la statistique descriptive ; ils ne relèvent pas d'exercices d'évaluation *ex post* des réformes (pas d'identification ni de mesure d'éventuels effets de causalité).

Le chapitre observe dans un premier temps l'évolution récente des variables macroéconomiques susceptibles d'avoir été affectées par les réformes, qui concernent le financement de l'économie. Ces variables agrégées étant affectées par bien d'autres facteurs que les réformes de 2018, aucun résultat tangible n'est à espérer de ce type d'approche.

Dans un deuxième temps, le chapitre décrit de façon détaillée l'évolution des revenus et des patrimoines, à partir de données de déclarations fiscales individuelles. Cette section vise notamment à identifier les catégories de contribuables qui ont pu bénéficier de ces réformes, ainsi que d'éventuels indices de modifications de comportement (redénomination de revenus, changements dans la composition des patrimoines, etc.).

La troisième section s'intéresse aux entrées et sorties du territoire national des contribuables assujettis à l'impôt sur le patrimoine et à leurs évolutions suite à la transformation de l'ISF en IFI. Enfin, la quatrième section commente les travaux récents qui ont tenté d'évaluer l'impact sur les finances publiques des réformes.

1. Éléments de cadrage macroéconomique sur le financement de l'économie

La mise en place du PFU et le remplacement de l'ISF par l'IFI se sont traduits par une moindre imposition des revenus du capital. Ces mesures ont eu pour effet de baisser le rendement des actifs immobiliers par rapport aux autres actifs, puisque les hauts patrimoines immobiliers restent taxés à un taux pouvant aller jusqu'à 1,5 % et que les revenus fonciers ne sont pas soumis au PFU et peuvent être taxés à l'IR jusqu'à 45 %[1]. Par ailleurs, la mise en place du PFU a pu inciter les sociétés non financières à rémunérer davantage les ménages actionnaires via une hausse des versements de dividendes.

Ainsi, ces deux mesures ont pu engendrer non seulement une augmentation du revenu et du patrimoine des ménages[2], mais aussi une modification de la structure de ce patrimoine, en renforçant en particulier l'attractivité des actions. Ces évolutions ont pu bénéficier aux sociétés non financières (SNF), créant un environnement plus propice au financement de leurs investissements en fonds propres.

Cette première section investigue les données de comptabilité nationale et tente de déceler d'éventuels signaux sur ces changements. Ces signaux ne peuvent être dans le meilleur des cas que des signaux faibles, car le recul temporel depuis les réformes reste trop court. Surtout, les montants d'épargne ainsi que les décisions de placements des ménages sont susceptibles d'avoir évolué sous l'influence d'autres facteurs que les mesures fiscales relatives au PFU et à l'IFI, notamment la perception des risques politiques et économiques (crise des gilets jaunes, *Brexit*, tensions commerciales), les anticipations de rendement sur les différents produits liés à l'évolution de la réglementation (taux d'intérêt sur les produits d'épargne réglementée), de la politique

[1] Jusqu'à 49 % avec la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus. Ces chiffres sont hors prélèvements sociaux.

[2] Le patrimoine brut des ménages (particuliers et entrepreneurs individuels) se définit comme la valeur des actifs détenus par les agents économiques à un instant donné ; le patrimoine net s'entend comme la différence entre le patrimoine brut et les dettes contractées. De manière simplifiée, le patrimoine des ménages se compose d'un patrimoine immobilier, professionnel (lorsque le ménage a une activité d'indépendant) et financier (numéraire, dépôts, titres, assurance-vie et produits d'épargne retraite). D'une période à l'autre, le patrimoine des ménages varie en fonction de quatre types de flux : les opérations d'acquisition, de cession ou d'engagement, les réévaluations dues aux variations de prix de marché, la dépréciation causée par l'usure des biens et, enfin, les autres changements retraçant les reclassifications, créations ou retraits d'entités. Les données de flux présentées et analysées dans ce chapitre correspondent aux flux d'opérations d'acquisition, de cession ou d'engagement uniquement et ne comprennent pas les variations relatives aux fluctuations des prix de marché.

monétaire et des marchés financiers (hausse globale des marchés actions sur l'année 2019, après une baisse sur la fin 2018), ce qui rend l'analyse de leur évolution délicate. Il en va de même pour les décisions de financement des SNF.

Par ailleurs, il faut rappeler que les données de comptabilité nationale ne sont définitives que trois années après leur publication, si bien que les derniers chiffres connus doivent être analysés avec précaution. Les révisions qui interviennent d'une année sur l'autre peuvent être d'une ampleur non négligeable (voir encadré 7).

Aussi, les données agrégées sur les évolutions de la structure de placement des ménages et de financement des entreprises doivent être interprétées en tenant compte du contexte des taux d'intérêt et des marchés financiers, qui a connu d'importantes variations. D'une part, le taux à dix ans sur les OAT, qui s'était stabilisé un peu en-dessous de 1 % en 2017-2018, a fortement baissé en 2019 pour atteindre des niveaux négatifs au cours du second semestre. D'autre part, le rebond des marchés boursiers en 2019 (+26,4 % après -10,6 % en 2018 pour le CAC 40) a complètement inversé la hiérarchie des rendements des placements financiers des ménages par rapport à 2018. Entre 2018 et 2019, la performance annuelle des fonds non monétaires est passée de -10,6 % à +11,5 % et celle des contrats d'assurance-vie en unités de compte de -8,1 % à +12,2 %. En revanche, le rendement des fonds monétaires est resté négatif à -0,3 %. Le livret A, en l'absence de changement de taux, a continué de servir un rendement de 0,75 %. Enfin, la performance de l'assurance-vie en support euros a diminué de 0,4 point de pourcentage (1,4 % en 2019 après 1,8 % en 2018).

1.1. Hausse en 2019 des placements financiers des ménages

Le patrimoine financier brut des ménages[1] s'élève à 5 437,3 milliards d'euros au 31 décembre 2019 (hors placements divers)[2]. Ce patrimoine était détenu à 69,7 % sous forme de titres et assurance-vie et à hauteur de 30,3 % sous forme de dépôts, billets et pièces. En 2019, les flux de placements financiers des ménages ont atteint 143,1 milliards d'euros (voir tableau 5), un niveau historiquement élevé (voir graphique 28) et en hausse de 47,9 milliards par rapport à 2018, après une hausse de

[1] S'entend ici comme particuliers les entrepreneurs individuels et les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM), voir la nomenclature des secteurs institutionnels en comptabilité nationale. Ce périmètre est légèrement différent de celui de la comptabilité nationale mais correspond à celui utilisé pour le rapport sur l'épargne réglementée et dans le *Stat Info* « Épargne des ménages » de la Banque de France.

[2] C'est-à-dire hors provisions techniques d'assurance-dommages et autres comptes à recevoir ou à payer, voir la nomenclature des instruments financiers en comptabilité nationale.

5,3 milliards entre 2017 et 2018. Cette forte hausse des placements financiers est à rapprocher de celle du pouvoir d'achat du revenu disponible brut (RDB, +2,1 % en 2019, sa plus forte progression depuis 2007) et de la hausse du taux d'épargne (+0,6 point de pourcentage, à 15 % du RDB en 2019, son plus haut niveau depuis 2012). Cette forte injection de pouvoir d'achat a particulièrement concerné la classe moyenne (+50 % sur le bonus de la prime d'activité, exonération de charges sur les heures supplémentaires, etc.), ce qui explique probablement pourquoi les placements en dépôts ont représenté la majorité des flux totaux : l'augmentation des placements financiers en 2019 a pour une large part été le fait de ménages dont l'épargne est peu concernée par les réformes de 2018.

Tableau 5 – Placements financiers des ménages, flux en milliards d'euros

	2015	2016	2017	2018	2019
Placements financiers* (I + II)	**123,0**	**76,4**	**89,9**	**95,2**	**143,1**
Numéraire et dépôts (I)	45,0	56,2	66,6	67,4	89,0
Titres, assurance-vie (II)	78,0	20,2	23,3	27,8	54,1
Titres de créance détenus directement	-5,5	-1,7	-6,9	-8,3	-4,1
Titres de créance détenus indirectement (OPC non monétaires)	-9,0	-10,5	-4,4	-8,7	0,1
Actions et autres participations détenues directement	27,7	1,1	2,9	23,7	18,8
Actions détenues indirectement (OPC non monétaires)	-7,1	-17,0	-7,5	-15,3	-4,3
Titres d'OPC monétaires	3,3	-2,8	-1,8	-1,4	-0,9
Assurance-vie	48,4	40,4	31,5	36,3	49,0
dont assurance-vie en unités de compte	*16,1*	*13,0*	*24,8*	*17,5*	*4,3*
Fonds immobiliers	-1,4	0,5	2,1	-0,8	0,0
Autres	21,6	10,2	7,4	2,3	-4,5

* Placements financiers hors placements divers nets (provisions techniques d'assurance-dommages, autres comptes à recevoir ou à payer).

Source : Banque de France

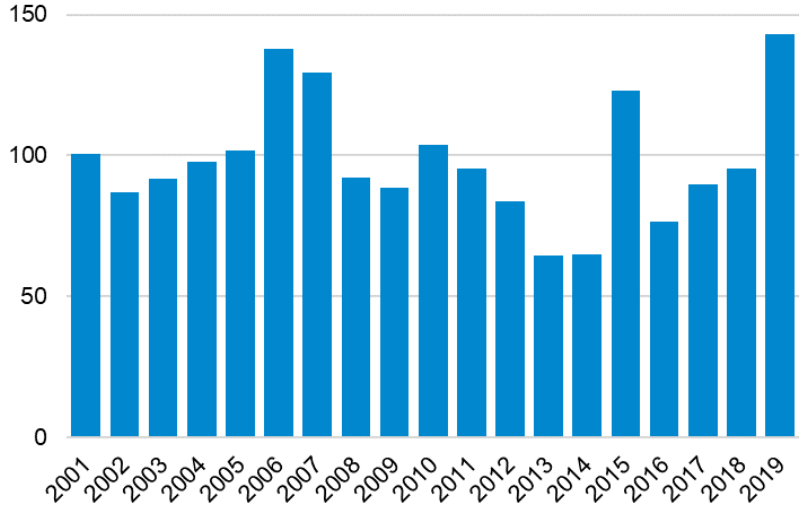
Ainsi, les placements en titres et assurance-vie ont représenté 37,8 % des flux totaux de placements financiers des ménages en 2019 (voir graphique 28), en hausse de 8,6 points de pourcentage par rapport à l'année 2018, tandis que les placements sous forme de dépôts, billets et pièces ont représenté 62,2 % des flux totaux (en baisse symétriquement de 8,6 points de pourcentage). Si la part des placements en titres et assurance-vie des ménages dans les flux de placements financiers totaux de ces derniers a augmenté, elle est restée, en 2018 comme en 2019, bien en deçà de la

moyenne sur la période 2001-2019 (voir graphique 28). Cependant, en tenant compte des effets de valorisation, la part des titres et assurance-vie dans l'encours de patrimoine financier brut des ménages a augmenté en 2019, de 68,6 % à 69,7 %. Elle reste légèrement inférieure à celle observée en 2017 (70,3 %).

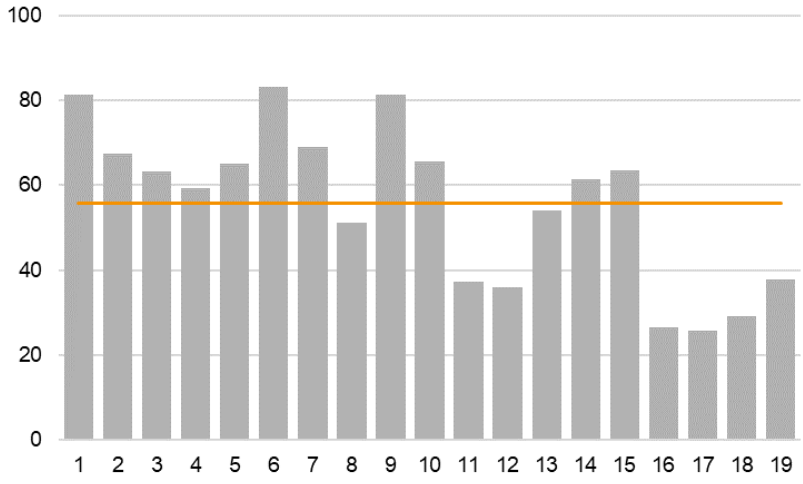
Ces données restent provisoires, comme l'attestent les révisions intervenues depuis le rapport de l'année précédente sur l'année 2018 (voir encadré 6).

Graphique 28 – Flux de placements financiers des ménages

Total, en milliards d'euros



Dont part des titres et assurance-vie, en %



Source : Banque de France

Encadré 6 – Révisions des flux de placements financiers des ménages

Les données de comptabilité nationale d'une année n ne sont définitives que trois ans après la fin de l'exercice n+3. Ce délai permet d'intégrer des informations non disponibles lors des premières estimations publiées en année n+1. Les révisions correspondent principalement à l'intégration des données de Balance des paiements, du dispositif des statistiques structurelles d'entreprises de l'Insee (ESANE), des déclarations exhaustives des sociétés d'assurance et des données relatives aux comptes des administrations publiques.

Les données concernant l'année 2018 ont ainsi été révisées de manière significative depuis le premier rapport du comité d'évaluation, de même que celles de l'année 2016. Les flux de placements financiers des ménages en 2018 ont été révisés à la baisse de -18,5 milliards d'euros. Les flux de placements en actions cotées et non cotées ont été revus à la hausse (+5,2 milliards d'euros et +2,8 milliards, respectivement), tandis que les flux de placements dans les autres types d'instruments financiers ont été revus à la baisse.

Tableau 6 – Flux des placements financiers des ménages, données disponibles fin mai 2019, en milliards d'euros

	2014	2015	2016	2017	2018
Placements financiers**	**65,0**	**123,1**	**120,2**	**95,1**	**113,6**
Numéraire et dépôts	25,0	45,0	56,2	66,6	67,4
Titres, assurance-vie	40,0	78,0	64,0	28,5	46,3
Titres de créance détenus directement	*-10,4*	*-5,5*	*-1,1*	*-6,2*	*-4,7*
Titres de créance détenus indirectement (OPC non monétaires)	*-1,4*	*-9,0*	*-11,2*	*-7,3*	*-8,0*
Actions et autres participations détenues directement	*6,9*	*27,7*	*44,7*	*9,4*	*18,1*
Actions détenues indirectement (OPC non monétaires)	*-3,5*	*-7,1*	*-12,4*	*-0,8*	*-18,1*
OPC monétaires	*-4,3*	*3,3*	*-3,1*	*-1,8*	*-1,3*
Assurance-vie	*50,0*	*48,4*	*40,4*	*28,6*	*51,0*
dont assurance-vie en unités de compte	*6,5*	*16,1*	*13,0*	*21,9*	*17,0*
Fonds immobiliers	*0,5*	*-1,4*	*3,2*	*1,2*	*2,0*
Autres	*2,2*	*21,6*	*3,5*	*5,5*	*7,4*

Source : France Stratégie (2019), Premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital

1.2. La comptabilité nationale ne permet pas de suivre l'effet des réformes sur le patrimoine immobilier

Certaines conséquences possibles du PFU et de la transformation de l'ISF en IFI sur le patrimoine des ménages, en particulier la diminution attendue de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total des ménages, sont difficiles à appréhender via les données de comptabilité nationale. Les comptes nationaux présentent des résultats pour l'ensemble des ménages et ne permettent pas de distinguer entre catégories de ménages. Rappelons que si les ménages éligibles à l'IFI ou déclarant de hauts revenus fonciers décidaient de revendre une partie de leurs biens immobiliers et que ceux-ci étaient rachetés par d'autres ménages, la valeur du patrimoine immobilier des ménages dans leur ensemble ne serait pas affectée au niveau macroéconomique, au-delà d'éventuels effets de valorisation accompagnant la hausse des transactions. L'année 2019 a été marquée par un niveau record du nombre de ventes de logements anciens (1 068 000 ventes après 965 000 environ en 2018 et 2017[1]).

Ce mouvement pourrait toutefois s'expliquer davantage par l'augmentation du revenu des ménages, le faible niveau des taux d'intérêt sur les crédits immobiliers et la dynamique générale du marché immobilier que par une vente, de la part de ménages fortunés, de biens assujettis à l'IFI au profit d'investissements en valeurs mobilières.

1.3. Le financement par la dette des sociétés non financières est resté dynamique en 2019

Les réformes de la fiscalité du capital ne semblent pas avoir affecté les flux de financement des entreprises au niveau macroéconomique. Pour les sociétés non financières, la part des actions cotées (2,3 %) et non cotées (32,7 %) dans les flux de financement des SNF ainsi que celle des autres participations (9,2 %) ont été inférieures à la moyenne observée au cours de la période 2001-2019 (8,8 %, 39,8 % et 12,9 % respectivement, voir tableau 7). À l'inverse, le financement par la dette est resté relativement dynamique sur l'année 2019 : la part des titres de créance (25,6 %) ainsi que celle des emprunts contractés auprès des banques (30,1 %) ont été supérieures à la moyenne sur la période 2001-2019. À noter cependant que le montant des emprunts contractés auprès des banques a été inférieur en 2019 (46,3 milliards d'euros) aux niveaux observés au cours des trois années précédentes.

[1] CGEDD d'après DGFiP (MEDOC) et bases notariales.

Tableau 7 – Financement des sociétés non financières, flux au passif (sauf mention contraire) en milliards d'euros et part dans les flux de financement en %

	2015	2016	2017	2018	2019	*Moyenne 2001-2019*
Emprunts bancaires	34,1	57,7	62,4	74,4	46,3	*34,8*
Part des emprunts bancaires, en %	*17,0*	*35,0*	*28,5*	*34,2*	*30,1*	*20,8*
Titres de créance	23,6	31,4	21,1	28,8	39,3	*24,0*
Part des titres de créance, en %	*11,7*	*19,1*	*9,6*	*13,2*	*25,6*	*17,7*
Actions cotées	15,7	9,1	24,1	38,8	3,6	*13,0*
Part des actions cotées, en %	*7,8*	*5,5*	*11,0*	*17,8*	*2,3*	*8,8*
Actions non cotées	90,7	62,7	110,2	63,8	50,3	*56,2*
Part des actions non cotées, en %	*45,1*	*38,1*	*50,3*	*29,3*	*32,7*	*39,8*
Autres participations	36,8	3,8	1,2	12,0	14,1	*17,2*
Part des autres participations, en %	*18,3*	*2,3*	*0,5*	*5,5*	*9,2*	*12,9*
Actions et autres participations	143,2	75,6	135,5	114,6	68,0	*86,4*
Actions et autres participations, nettes*	93,8	-24,7	16,7	-54,5	23,2	*3,4*

* Passif – actif.

Source : Banque de France

1.4. Après une forte hausse en 2018, les dividendes restent à un niveau élevé en 2019

Le premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital soulignait que l'année 2018 avait été marquée par une forte hausse des dividendes versés par les entreprises et déclarés par les ménages. Ce résultat suggérait que la mise en place du PFU avait pu permettre de retrouver des niveaux de rémunération du capital investi dans les entreprises proches de ceux observés avant 2013. Les données les plus récentes indiquent à la fois que la hausse des dividendes en 2018 est un peu plus importante que prévu et que les dividendes versés aux ménages progresseraient encore en 2019.

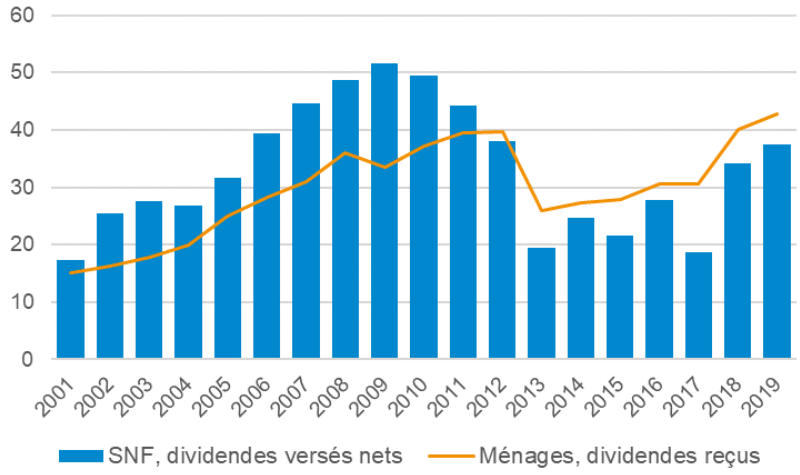
Les dividendes versés par les SNF (nets des dividendes reçus) se sont élevés à 37,4 milliards d'euros en 2019, soit 8,9 % de l'excédent brut d'exploitation (EBE)[1] des SNF (voir graphique 29). Rapportés à l'EBE des SNF, les dividendes versés nets sont restés stables par rapport à 2018, mais ils sont supérieurs aux niveaux observés entre

[1] L'excédent brut d'exploitation est égal à la valeur ajoutée diminuée de la rémunération des salariés, des autres impôts sur la production et augmentée des subventions d'exploitation.

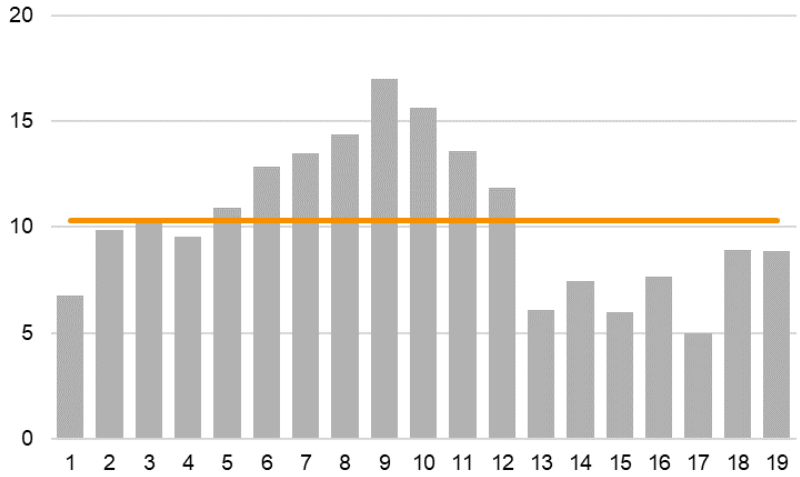
2013 et 2017, tout en demeurant inférieurs à la moyenne observée au cours de la période 2001-2019 (10,3 %). Les dividendes reçus par les ménages marquent une nette hausse en 2018 et 2019 pour dépasser les 40 milliards d'euros et le niveau atteint en 2012, avant la suppression du prélèvement forfaitaire libératoire et la soumission des dividendes au barème de l'impôt sur le revenu.

Graphique 29 – Dividendes nets versés par les sociétés non financières et reçus par les ménages

Dividendes, en milliards d'euros



Dividendes versés par les SNF, nets en % de l'EBE

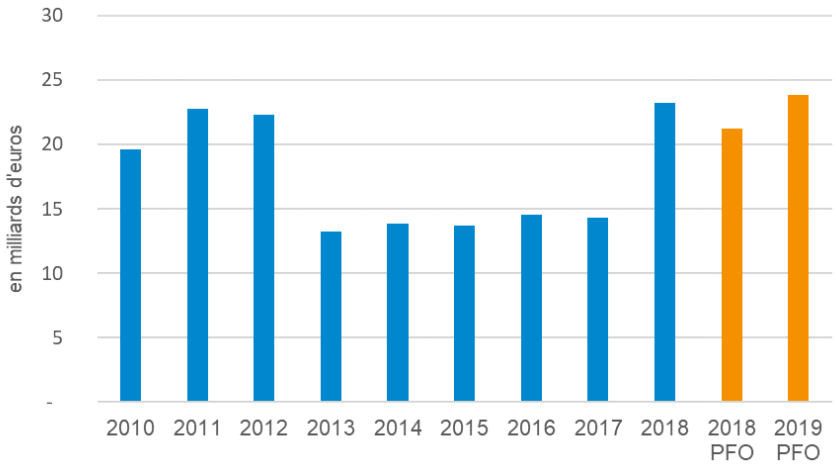


Note : hors ISBLSM et entrepreneurs individuels, faute de données.

Source : Insee, Banque de France

Les dividendes déclarés à l'impôt sur le revenu par les ménages résidents avaient fortement augmenté entre 2017 et 2018, de 14 à 23 milliards d'euros. Ces données ne sont pas encore disponibles pour l'année 2019. Toutefois, les remontées du prélèvement à la source sur les dividendes (au titre du prélèvement forfaitaire obligatoire) incitent à penser que les dividendes de 2019 se situent à un niveau proche et même légèrement supérieur à celui de 2018 (voir graphique 30)[1].

Graphique 30 – Évolution des dividendes versés aux ménages résidents entre 2010 et 2019



Note : pour l'année 2019, seules les données relatives au prélèvement forfaitaire obligatoire (PFO) sont actuellement disponibles. Le PFO est un acompte au titre de l'impôt sur le revenu pouvant faire l'objet d'exonération sous conditions de ressources. Ainsi, l'assiette soumise au PFO est différente de celle finalement déclarée et soumise à l'impôt sur le revenu dans les conditions de droit commun. L'assiette de PFU déclarée en 2019 sera connue avec l'impôt sur le revenu 2020 au titre des revenus 2019. Par conséquent, afin d'appréhender l'évolution des dividendes entre 2018 et 2019, il est préférable de comparer à ce stade l'évolution du PFO entre 2018 et 2019 (en rouge dans le graphique). La barre 2018 (en bleu) correspond, quant à elle, à l'assiette définitive de PFU, telle que déclarée dans l'IR 2019 sur les revenus 2018.

Source : données DGFiP, 4e émission POTE, remontées PFO pour 2018 et 2019

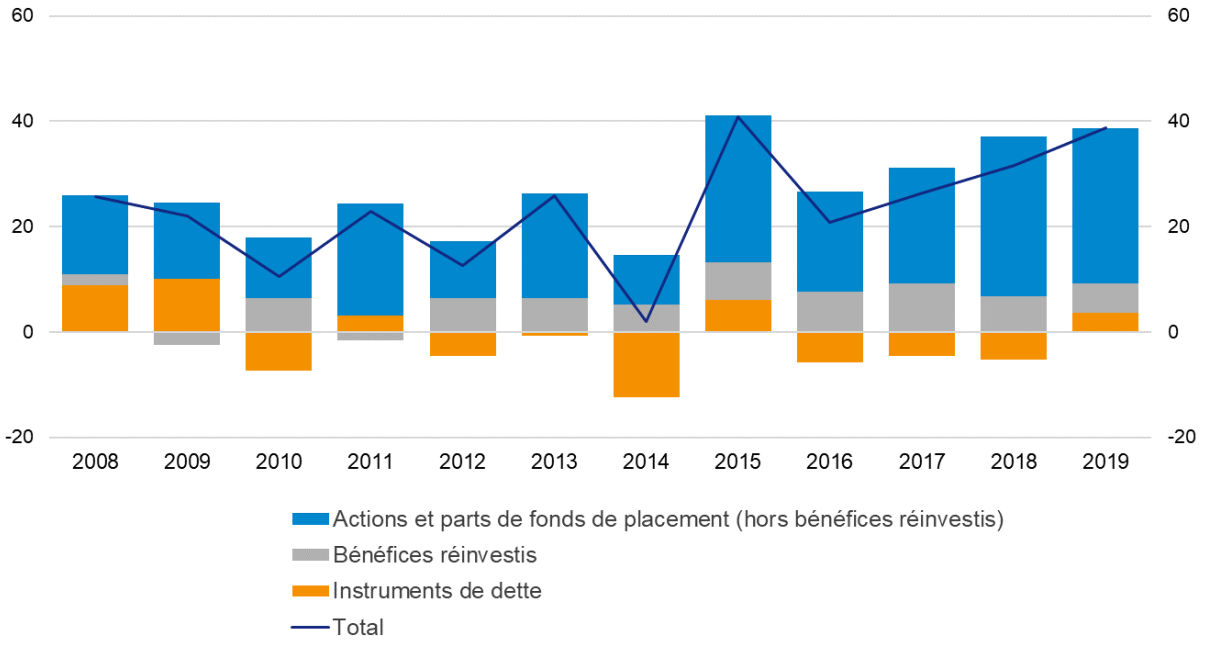
1.5. Les investissements directs étrangers ont continué leur progression en 2019

Les réformes de la fiscalité du capital ont pu renforcer l'attractivité internationale des entreprises françaises. Les flux d'investissement directs étrangers en France se sont

[1] La différence entre les dividendes déclarés à l'impôt sur le revenu par les ménages résidents issus des données POTE (qui ont progressé de 14 milliards d'euros à 23 milliards entre 2017 et 2018) et les dividendes reçus par les ménages indiqués dans le graphique 29 de gauche (qui ont progressé de 19 milliards d'euros à 34 milliards) provient du fait que les données POTE n'incluent ni les dividendes liés à la détention d'actions sur PEA ni les dividendes des sociétés assujetties à l'IRPP.

élevés à 38,8 milliards d'euros en 2019, après 31,6 milliards d'euros en 2018 et 26,3 milliards en 2017. On observe notamment une accélération des investissements en actions et autres participations en 2018 et 2019, au-dessus du précédent record de 2015. D'autres événements pourraient toutefois expliquer ces chiffres (*Brexit*, réformes du marché du travail par exemple).

Graphique 31 – Flux d'investissements directs étrangers en France
(principe directionnel étendu, en milliards d'euros)



Source : Banque de France

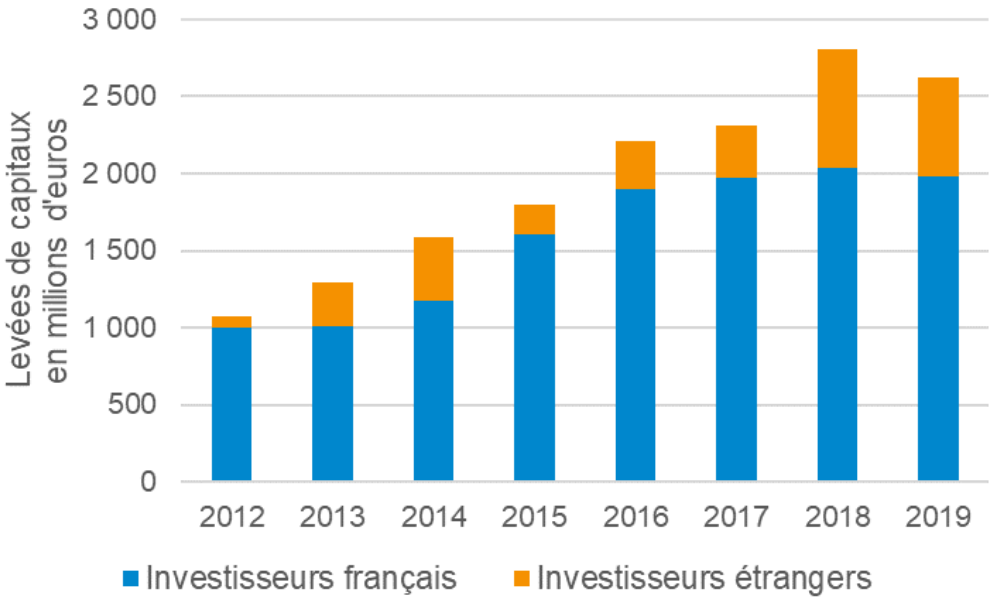
1.6. Les levées de fonds de capital investissement auprès des investisseurs particuliers plafonnent depuis 2016

Les données de France Invest publiées chaque année (voir encadré 6) permettent le suivi des levées de fonds de capital investissement. Il en ressort les conclusions suivantes :

– les levées de fonds globales sont en progression régulière, après un point bas autour de 10 milliards d'euros en 2014-2015. L'augmentation constatée en 2018 et 2019, de l'ordre de 2 milliards chaque année, pour atteindre près de 21 milliards, ne semble pas marquer d'inflexion particulière par rapport à 2016 et 2017 ;

- les levées de fonds auprès des investisseurs particuliers (personnes physiques ou Family Offices[1]) sont en croissance régulière depuis 2012 (voir graphique 32). L'augmentation a été particulièrement forte en 2018 (+500 millions d'euros, contre +250 millions en moyenne de 2012 à 2017), sous l'effet des investisseurs étrangers, mais elle a été suivie en 2019 d'une contraction de près de 200 millions d'euros. Si on se concentre sur les levées de fonds des investisseurs particuliers français, potentiellement bénéficiaires des réformes de la fiscalité du capital intervenues en 2018, elles semblent plafonner entre 1,9 et 2,0 milliards d'euros depuis 2016, après une progression forte et régulière de 2012 à 2016 (de 1,0 à 1,9 milliard) ;
- au moment de la réforme, en 2018, la baisse des fonds levés via les Fonds communs de placement dans l'innovation (FCPI) et des Fonds d'investissement de proximité (FIP) qui bénéficiaient auparavant du dispositif fiscal ISF-PME a été compensée par une hausse des fonds levés via d'autres véhicules.

Graphique 32 – Levées de capitaux auprès des Family Offices et personnes physiques



Source : France Invest

[1] Un Family Office (bureau de gestion de patrimoine ou gestionnaire de grande fortune) est une organisation privée destinée à détenir et à contrôler le patrimoine d'une ou de quelques familles.

Encadré 7 – Étude France Invest sur l'investissement dans l'économie non cotée

Le comité d'évaluation avait, l'an passé, auditionné des représentants de France Invest[1] (séance du 2 juillet 2019) et repris en les résumant dans son rapport deux notes présentées au comité : « Les montants levés auprès des personnes physiques des Family Offices en 2018 » et « Quelques éléments d'éclairage sur l'investissement dans l'économie non cotée de personnes privées fortunées (HNWI[2]) françaises en 2018 ». France Invest a, cette année, fourni des éléments de mise à jour de ces études au comité, éléments qui sont rapportés ici[3].

Pour rappel, au sein des levées de capitaux réalisées dans les véhicules de capital-investissement français auprès des personnes physiques et des Family Offices, France Invest distingue le cas des Fonds communs de placement dans l'innovation (FCPI) et des Fonds d'investissement de proximité (FIP), qui sont des véhicules d'investissement destinés aux investisseurs particuliers et qui ont été directement affectés par la suppression du dispositif ISF-PME.

Créés par la loi de finances pour 1997, les FCPI investissent au moins 70 % de leurs actifs dans des PME à caractère innovant. Ce critère s'apprécie par un niveau minimal de dépenses en R & D ou par obtention de la qualification via un organisme public compétent. Les FIP, quant à eux, ont été créés en 2003 par la loi Dutreil, et investissent au moins 70 % de leurs actifs dans des PME régionales créées depuis moins de huit ans et situées dans une zone géographique limitée à quatre régions.

Ces véhicules ouvrent droit à certaines incitations fiscales pour les particuliers, notamment la réduction d'impôt sur le revenu égale à 18 % des montants souscrits (limités à 12 000 euros pour les personnes seules et 24 000 euros pour les couples). En 2018, la suppression du dispositif fiscal ISF-PME a entraîné l'arrêt des souscriptions à ceux des FCPI et FIP qui ouvraient une possibilité de réduction d'impôt sur la fortune.

[1] France Invest, nouveau nom de l'Association française des investisseurs pour la croissance, regroupe tous les acteurs du capital investissement qui concourent au financement des sociétés non cotées.

[2] *High-net-worth individual*.

[3] Ces notes sont publiques : www.afg.asso.fr/wp-content/uploads/2020/03/afg-franceinvest-levees-des-fip-fcpi-2019.pdf ; www.franceinvest.eu/wp-content/uploads/Etudes/Activité/France-Invest-Études-2020_Activité-2019.pdf.

Focus sur les levées de capitaux dans les FCPI et FIP en 2019

Selon l'étude commune AFG-France Invest (2018), *les fonds levés par les FIP et FCPI avaient été divisés par trois entre 2017 et 2018, passant de 1 084 millions d'euros à 355 millions*. Cette forte diminution était expliquée par quatre facteurs :

– la suppression du dispositif fiscal ISF-PME ;

– l'incertitude en 2018 quant à une hausse éventuelle de 18 % à 25 % du taux de réduction d'impôt sur le revenu au titre de l'IR-PME, dans l'attente de l'accord de la Commission européenne sur la conformité du dispositif IR-PME avec les règles européennes des aides d'État ;

– l'augmentation exceptionnelle, de l'ordre de 150 millions d'euros, des souscriptions en 2017, suscitée par l'autorisation d'imputation de la réduction d'impôt de l'ISF-PME sur l'IFI dû au titre de 2018 ;

– l'instauration au 1er janvier 2019 du prélèvement à la source pour la collecte de l'impôt sur le revenu, qui a conduit certains particuliers à reporter leur décision d'investissement au titre de l'IR-PME, incertains sur la manière dont s'appliquerait la réduction d'impôt sur cette année charnière.

En 2019, l'étude AFG-France Invest actualisée[1] indique que la collecte de capitaux par les FCPI et les FIP se serait stabilisée en 2019, après la chute de 2018. Les FIP et FCPI ont levé par une trentaine de fonds 318 millions d'euros en 2019 contre 355 millions en 2018 (et 1 084 millions en 2017) (voir tableau ci-dessous).

L'absence de rebond en 2019 peut s'expliquer selon France Invest par :

– l'incertitude sur la hausse éventuelle du taux de réduction d'impôt sur le revenu de 18 % à 25 % au titre de l'IR-PME, qui perdure en 2019[2] et qui a pesé négativement sur les souscriptions ;

– le passage au prélèvement à la source pour la collecte de l'impôt sur le revenu à compter du 1er janvier 2019, qui a pu entraîner des difficultés de commercialisation de la part des gérants. En effet, l'avantage fiscal qu'offrent ces véhicules prend désormais la forme d'un crédit d'impôt intervenant au cours de

[1] Étude accessible sur le site internet de France Invest.

[2] Précisions : la Commission européenne a donné son accord sur la conformité du dispositif IR-PME aux règles européennes sur les aides d'État le 26 juin 2020. La mise en application de l'augmentation du taux de 18 % à 25 % doit encore être précisée par voie de décret dans les deux mois suivant la notification de son accord par la Commission européenne.

l'année qui suit la souscription et non plus d'une réduction d'impôt effective dès la souscription.

Les levées de capitaux globales poursuivent leur forte hausse en 2019 malgré une légère contraction des levées auprès des personnes physiques et des Family Offices.

En 2019, la levée de capitaux globale s'élève à 20,9 milliards d'euros pour les entreprises non cotées. Elle constitue un nouveau record, en progression de 2,2 milliards (+12 %) sur le précédent record de 2018 (suite à une augmentation de 13 % par rapport à 2017 qui était aussi déjà un point haut) (voir tableau 8).

Cette dynamique a été entièrement portée par les investisseurs institutionnels (principalement des fonds de fonds, compagnies d'assurance/mutuelles, caisses de retraite) qui représentaient, en 2019, 87 % de cette collecte.

Les investisseurs étrangers ont représenté en 2019 un poids dans les montants globaux levés inférieur à l'année précédente (43 % en 2019 contre 48 % en 2018). Ils se maintiennent toutefois à un niveau supérieur à la moyenne des dix dernières années (40 %), suggérant toujours une forte attractivité internationale du capital-investissement français.

Les montants levés auprès des personnes physiques et Family Offices ont quant à eux baissé de 7 % entre 2018 et 2019. Leur poids dans la collecte globale s'est par conséquent légèrement contracté, passant de 15 % à 13 %. La baisse est plus modérée si on se concentre sur les investisseurs français (de 2 040 millions d'euros en 2018 à 1 984 millions en 2019, soit -3 %) et les montants levés sur les investisseurs totaux ou français uniquement en 2019 restent supérieurs aux montants levés en 2017.

Au final, au regard du relatif maintien des levées de fonds auprès des Family Offices et des personnes physiques françaises, France Invest estime, comme l'an passé, que l'appétit de ces derniers pour l'investissement dans le non-coté s'est maintenu, malgré la disparition du dispositif de crédit d'impôt ISF-PME.

France Invest souligne par ailleurs que la réforme visant à diffuser le capital-investissement comme support en unités de compte de contrat d'assurance-vie initiée par la loi Pacte a été parachevée par la publication du décret n° 2019-1174 du 14 novembre 2019 et que le recul est encore insuffisant pour savoir si cette réforme a produit des effets auprès des entreprises d'assurance et auprès des particuliers souscripteurs de contrats d'assurance-vie[1].

[1] Voir le premier rapport du comité d'évaluation de la loi Pacte pour des éléments d'analyse sur ce point.

Tableau 8 – Évolution des levées de capitaux dans les véhicules de capital-investissement français

			2017	2018	2019
Données France Invest	Levées de capitaux globales	*En milliards d'euros*	16,5	18,7	20,9
	Levées de capitaux auprès des personnes physiques et Family Office	*En millions d'euros*	2 311	2 811	2 623
		En % des levées globales	14 %	15 %	13 %
	Dont investisseurs étrangers	*En millions d'euros*	335	771	639
	Dont investisseurs français	*En millions d'euros*	1976	2 040	1 984
Données France Invest + AFG	Souscriptions FCPI et FIP*	*En millions d'euros*	1 083	355	318
	Dont FCPI/FIP IR	*En millions d'euros*	502	355	318
	Dont FCPI/FIP ISF	*En millions d'euros*	581	0	0
	Levées hors	*En millions d'euros*	1 212	1714	1 684

* Les périmètres des chiffres de levées de capitaux et des chiffres FCPI/FIP n'étant pas strictement identiques, il subsiste un différentiel entre le montant agrégé des levées de capitaux auprès des personnes physiques et Family Office français et leurs décompositions en souscription FCPI/FIP et hors FCPI/FIP.

Source : France Invest, AFG (2020), Levées de capitaux par les FCPI et les FIP en 2019, et France Invest (2020), Activité des acteurs français du capital-investissement en 2019

1.7. La crise du covid va rendre encore plus complexe l'identification des effets des réformes de 2018

Pour l'année 2020, les statistiques monétaires et financières à fin mai permettent d'établir une première photographie de l'impact de la crise du Covid-19 sur la situation financière des ménages et des entreprises. Cette photographie est encore partielle et provisoire car certaines données des comptes financiers ne sont pas encore disponibles. Néanmoins, plusieurs évolutions marquées se dégagent d'ores et déjà :

– une forte augmentation des dépôts (y compris numéraire) du côté des ménages, liée aux restrictions sur la consommation induites par les mesures de confinement, associées à de possibles comportements de thésaurisation, dans un contexte économique incertain. L'épargne accumulée (hors placements non bancaires) depuis mars 2020, atteint 87 milliards d'euros. À l'inverse, les données préliminaires pointent vers une baisse des flux nets de placement en assurance-vie depuis le mois de mars 2020, tout particulièrement sur les fonds en euros ;

– une envolée de la dette brute des sociétés non financières (+ 178 milliards d'euros en cumul sur mars-mai, dont 119 milliards pour les seuls crédits bancaires) et une progression quasi conjointe de leur trésorerie (dépôts et OPC monétaires, +174 milliards), Il convient néanmoins de souligner que les entreprises ayant accumulé de la trésorerie ne sont pas nécessairement celles qui ont le plus recouru à l'endettement durant cette période, les entreprises réalisant beaucoup de transactions avec d'autres entreprises.

Ces premiers chiffres sur l'épargne des ménages et le financement des entreprises seront complétés au deuxième semestre par de nouvelles données, qui devraient être marquées par les répercussions de la crise liée à l'épidémie du Covid-19. Les données de comptabilité nationale de l'année 2020 seront de ce fait difficilement exploitables pour analyser les effets des réformes de la fiscalité du capital, car il sera difficile d'isoler les effets de la crise économique liés à l'épidémie des effets liés aux réformes de la fiscalité du capital.

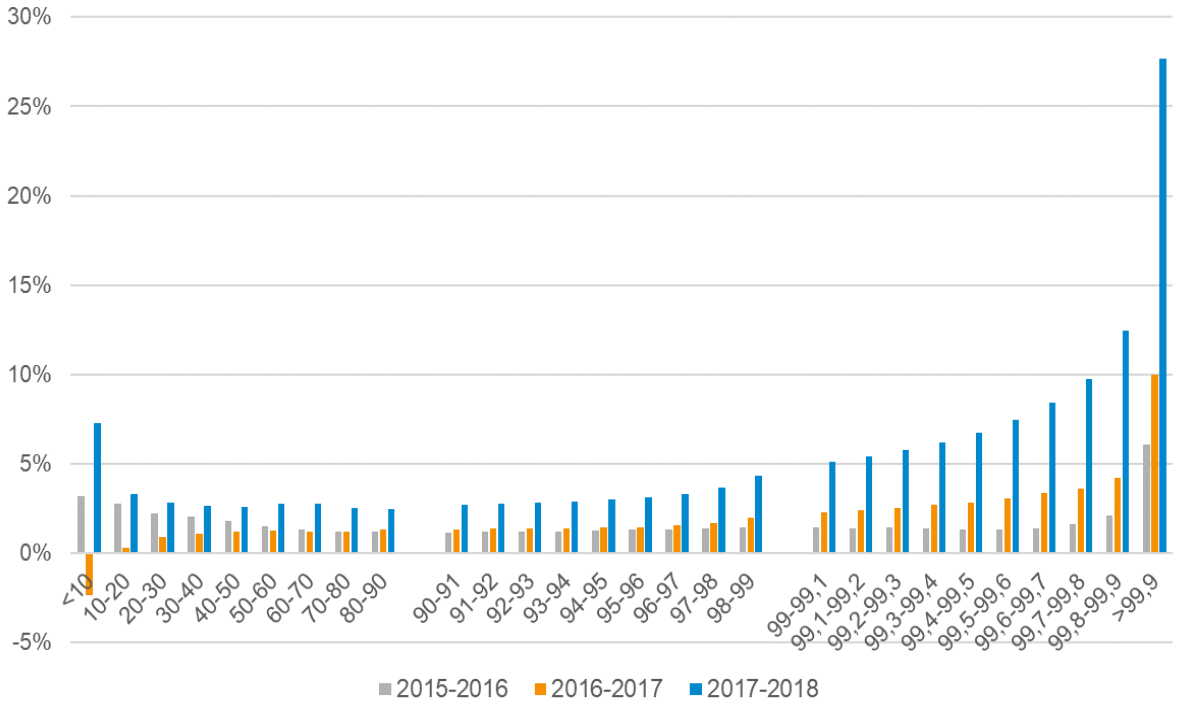
2. Évolution en 2018 des revenus et des patrimoines imposables à partir des données individuelles

2.1. La forte augmentation des dividendes en 2018 est très concentrée

Entre 2017 et 2018, les revenus du haut de la distribution augmentent très fortement (voir graphique 30). La moyenne des revenus déclarés par les 0,1 % les plus aisés de 2018 (soit 38 000 foyers fiscaux) est supérieure de 27,5 % à la moyenne des revenus déclarés par les 0,1 % les plus aisés de 2017[1]. La médiane des revenus déclarés par les 1 % les plus aisés (soit 380 000 foyers fiscaux) progresse de 7,5 %, tandis que la hausse du revenu médian de l'ensemble des foyers est de 2,5 %. Le contraste est fort avec les deux années précédentes : le revenu moyen des 0,1 % les plus aisés augmentait beaucoup plus que le restant de la population, mais dans de moindres proportions qu'en 2018 (+6 % en 2016, +10 % en 2017 ; la progression du revenu des 0,9 % les plus aisés suivants était la même que celle du revenu médian en 2016 (+1,5 %) et seulement un peu plus élevée en 2017 (+2 % contre +1,2 %).

[1] Ce ne sont pas forcément les mêmes foyers présents en 2017 et 2018 dans un quantile donné de la distribution. L'approche en panel, qui suit au fil du temps les mêmes foyers pour s'intéresser à la véritable évolution de leurs revenus, est développée *infra*.

Graphique 33 – Évolution annuelle des différents quantiles de la distribution de revenu



Lecture : le revenu moyen des 0,1 % des foyers fiscaux les plus aisés en 2018 est 27,5 % plus élevé que celui des 0,1 % les plus aisés de 2017. Ce ne sont pas forcément les mêmes foyers présents d'une année à l'autre dans un quantile donné de la distribution.

Note : les foyers sont classés chaque année selon leur niveau de revenu fiscal de référence par part fiscale[1].

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

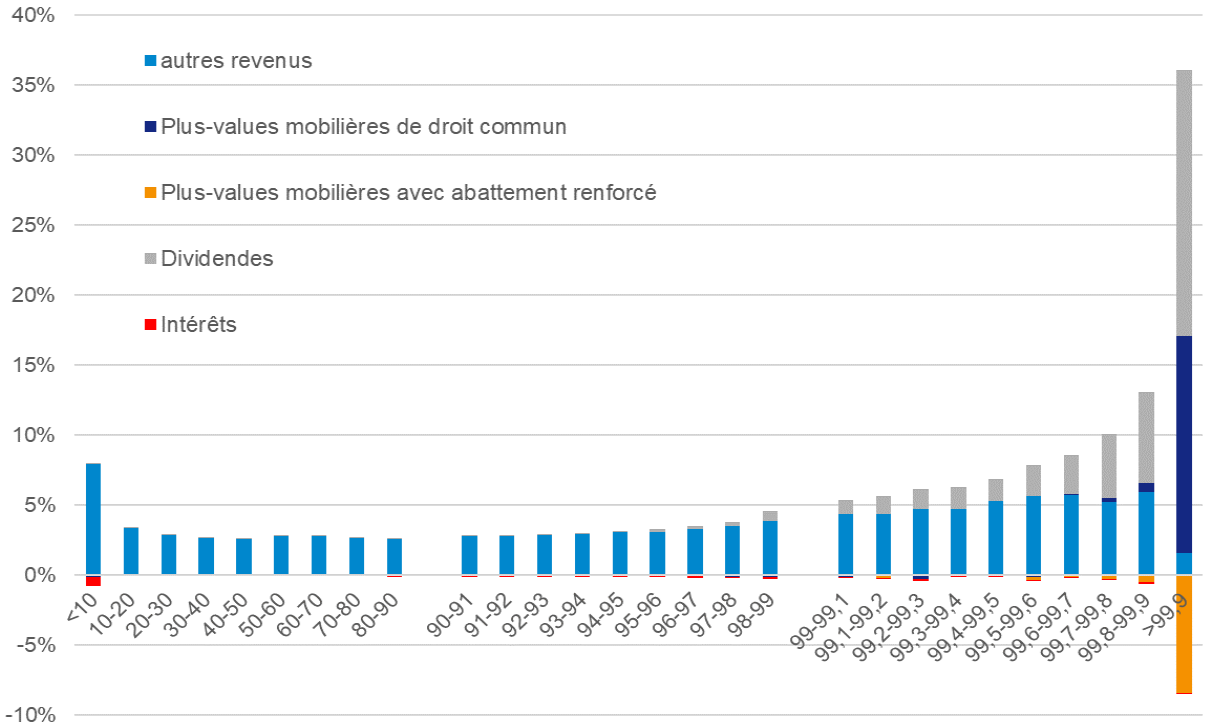
En 2018, la hausse des revenus en haut de la distribution est tirée par les revenus du capital, alors que ces derniers jouent un rôle négligeable pour les autres groupes de revenus (voir graphique 34). Cela est d'abord lié à un effet de structure. Les dividendes ne contribuent pas significativement aux hausses constatées jusqu'au seuil des 1 % les plus aisés. Au-delà de ce seuil, ils contribuent d'autant plus à la hausse que le revenu s'élève : ils contribuent pour la moitié de la hausse des revenus de la catégorie regroupant chaque année les 0,2 % les plus aisés.

Les plus-values mobilières contribuent seulement à l'évolution des revenus de la catégorie regroupant chaque année les 0,1% les plus aisés. L'ensemble des plus-values contribuent pour un tiers à la hausse des revenus de cette catégorie. Les plus-

[1] La variation 2015-2016 est surestimée car les plus-values avec abattement renforcé sont comptabilisées nettes de l'abattement en 2015.

values pour abattement renforcé sont en forte diminution pour cette catégorie 0,1 %, tandis que les plus-values de droit commun augmentent fortement. On note enfin que les intérêts, c'est-à-dire les produits de placement à revenus fixes, contribuent de façon négligeable à la hausse des revenus.

Graphique 34 – Décomposition de la hausse des revenus entre 2017 et 2018, par type de revenu et quantile



Lecture : les dividendes contribuent à une hausse de 19% des revenus de la catégorie regroupant chaque année les 0,1 % les plus aisés. Ce ne sont pas forcément les mêmes foyers présents en 2017 et 2018 dans un quantile donné de la distribution.

Note : contribution des revenus « i » = hausse des revenus i entre 2017 et 2018/revenus total du quantile en 2017.

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Il faut toutefois garder en mémoire que cette comparaison entre la photographie des revenus de 2017 et celle de 2018 par quantile de revenu ne donne qu'une information indirecte sur l'évolution des revenus des foyers fiscaux. En effet, d'une année sur l'autre, les quantiles de revenus ne sont pas constitués des mêmes foyers, même si la position des foyers sur une échelle de revenu ne change pas du tout au tout. Au sein des 0,1 % les plus aisés en 2017, un foyer sur deux fait toujours partie de cette catégorie en 2018 (voir tableau 9). Au sein des 1 % les plus aisés en 2017, cette proportion s'élève à sept foyers sur dix.

Tableau 9 – Table de mobilité des revenus entre 2017 et 2018

Position en 2017	Position en 2018				
	0,1 % les plus aisés	0,9 % suivants	9 % suivants	90 % restants	Total
0,1 % les plus aisés	51 %	27 %	12 %	10 %	100 %
0,9 % suivants	3 %	68 %	24 %	5 %	100 %
9 % suivants	0 %	2 %	80 %	18 %	100 %
90 % restants	0 %	0 %	2 %	98 %	100 %

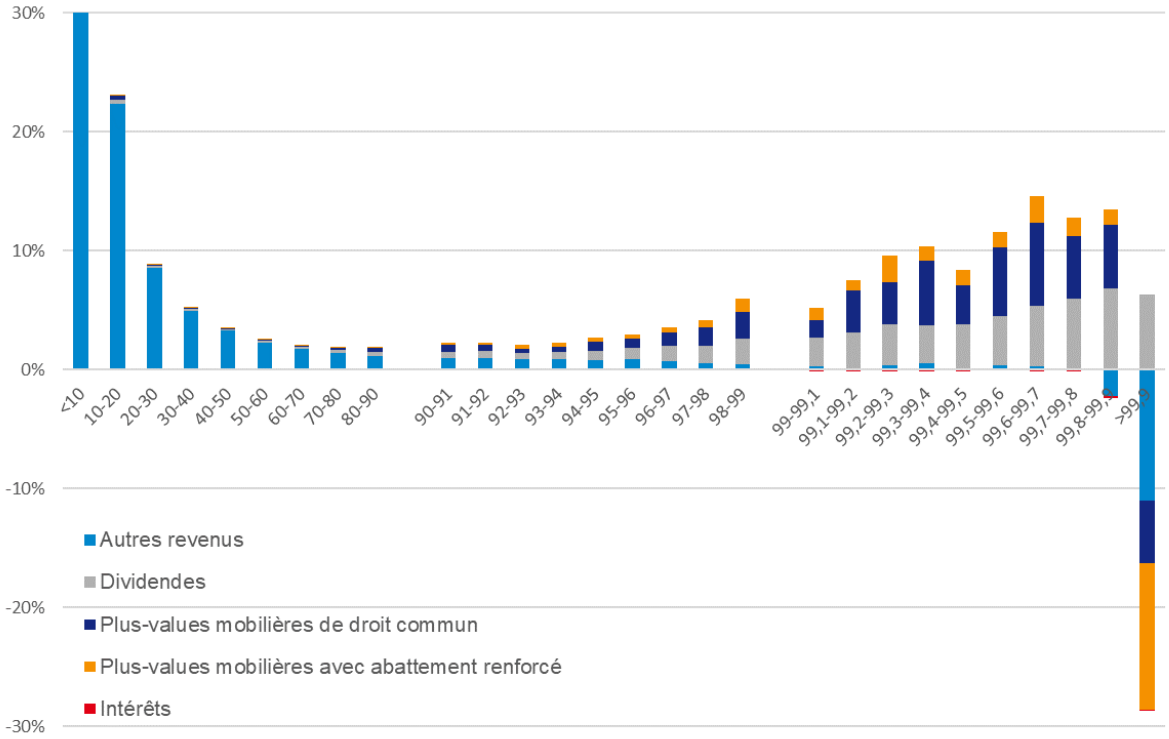
Lecture : parmi les 0,1 % les plus aisés de 2017, 51 % font toujours partie des 0,1 % les plus aisés en 2018.

Source : France Stratégie

L'évolution des revenus selon la position de départ, en 2017, des foyers dans la distribution des revenus est présentée dans le graphique 35, réalisé à partir des données en panel de la DGFiP. Les données présentées se concentrent sur les 34 millions de foyers constitués des mêmes déclarants en 2017 et 2018 (neutralisation des mises en couple et séparations, en particulier). Si on excepte les 0,1 % les plus aisés de 2017, on constate que les revenus au sein des 1 % les plus riches ont augmenté de 10 % en moyenne.

Cette hausse s'explique essentiellement par l'augmentation des dividendes et des plus-values de droit commun. Les revenus des foyers « intermédiaires » augmentent beaucoup moins rapidement et n'enregistrent pas de hausse notable de revenus du patrimoine. En haut et en bas de la distribution des revenus de 2017, on constate de fortes variations de revenus (à la baisse parmi les foyers les plus aisés, à la hausse parmi les plus modestes). Ce phénomène très classique s'observe mécaniquement chaque année. C'est celui dit du « retour vers la moyenne », qui veut que certains foyers se situant tout en bas et tout en haut de l'échelle des revenus une année donnée le sont pour des raisons « ponctuelles », qui disparaissent ou au moins s'atténuent l'année suivante.

Graphique 35 – Évolution du revenu des foyers fiscaux selon leur position en 2017, décomposée par type de revenu



Note : la hausse des revenus des 10 % des foyers les moins aisés en 2017 s'établit à 300 %, soit dix fois le seuil maximal de l'axe retenu pour le graphique. Les revenus annuels déclarés de cette catégorie sont passés en moyenne de 400 euros à 1 600 euros entre 2017 et 2018.

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

2.2. La hausse des revenus du capital tirée par les gros dividendes et les grosses plus-values

En 2017, 20 % des foyers fiscaux ont déclaré avoir perçu des dividendes, pour un montant total de 14,3 milliards d'euros. La distribution des dividendes est en réalité très concentrée dans la population. 96 % de ce montant, soit 13,7 milliards d'euros, ont été perçus par 1,6 % des foyers fiscaux (soit 600 000 foyers). 53 % du montant total de dividendes déclarés ont été versés à 0,1 % des foyers (soit 38 000 foyers), dont 22 % à 0,01 % des foyers (3 800 foyers).

En 2018, la progression des dividendes déclarés est de 62 %, à 23,2 milliards d'euros. 97 % de ce montant, soit 22,6 milliards, ont été perçus par 1,7 % des foyers fiscaux. 64 % du montant total de dividendes déclarés ont été versés à 0,1 % des foyers (soit 38 000 foyers), dont 33 % à 0,01 % des foyers (3 800 foyers).

Tableau 10 – Distribution des montants de revenus du capital en 2017

Dividendes	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100 €	93,81 %	116	1 %
100 à 1 000 €	4,59 %	522	4 %
1 000 à 10k €	1,01 %	1 303	9 %
10 k à 100 k €	0,53 %	6 013	42 %
100 k à 1 m€	0,06 %	4 890	34 %
Plus de 1 m€	0,00 %	1 437	10 %
Total	100 %	14 282	100 %

Intérêts	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100€	89,75 %	123	2 %
100 à 1000€	6,89 %	1 011	19 %
1000 à 10k€	3,25 %	3 302	62 %
10k à 100k€	0,12 %	767	14 %
100k à 1m€	0,00 %	77	1 %
Plus de 1m€	0,00 %	15	0 %
Total	100 %	5 294	100 %

Plus-values	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100€	99,46 %	1	0 %
100 à 1000€	0,15 %	26	0 %
1000 à 10k€	0,24 %	349	4 %
10k à 100k€	0,12 %	1 403	17 %
100k à 1m€	0,03 %	2 762	33 %
Plus de 1m€	0,003 %	3 831	46 %
Total	100 %	8 372	100 %

Plus-values à abattement renforcé	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100€	99,964 %	0,0	0,0 %
100 à 1000€	0,001 %	0,2	0,0 %
1000 à 10k€	0,003 %	5,7	0,1 %
10k à 100k€	0,012 %	213	3,2 %
100k à 1m€	0,016 %	2 275	33,6 %
Plus de 1m€	0,004 %	4 271	63,1 %
Total	100 %	6 765	100 %

Tableau 11 – Distribution des montants de revenus du capital en 2018

Dividendes	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100 €	93,85 %	113	0 %
100 à 1 000 €	4,49 %	517	2 %
1 000 à 10 k€	1,00 %	1 297	6 %
10 k à 100 k€	0,56 %	6 632	29 %
100 k à 1 m€	0,09 %	8 294	36 %
Plus de 1 m€	0,01 %	6 393	28 %
Total	100 %	23 246	100 %

Intérêts	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100 €	90,59 %	122	3 %
100 à 1 000 €	6,38 %	933	20 %
1 000 à 10 k€	2,93 %	2 963	63 %
10 k à 100 k€	0,09 %	597	13 %
100 k à 1 m€	0,00 %	66	1 %
Plus de 1 m€	0,00 %	9	0 %
Total	100 %	4 691	100 %

Plus-values	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100 €	99,65%	0	0 %
100 à 1000 €	0,08%	14	0 %
1000 à 10 k€	0,15%	224	2 %
10 k à 100 k€	0,09%	1 077	8 %
100 k à 1 m€	0,03%	3 091	23 %
Plus de 1 m€	0,006%	8 998	67 %
Total	100%	13 405	100 %

Plus-values à abattement renforcé	% de foyers concernés	Montants en millions	Montants en % du total
0 à 100 €	99,973 %	0,0	0,0 %
100 à 1 000 €	0,001 %	0,1	0,0 %
1 000 à 10 k€	0,003 %	5,7	0,1 %
10 k à 100 k€	0,009 %	169	4,4 %
100 k à 1 m€	0,012 %	1 508	39,7 %
Plus de 1 m€	0,002 %	2 114	55,7 %
Total	100,000 %	3 797	100 %

Source : France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Ainsi, les dividendes déclarés sont très concentrés sur un petit nombre de foyers, en 2017 et plus encore 2018. En outre, les foyers qui concentrent les dividendes sont pour beaucoup les mêmes d'une année sur l'autre. Plus précisément, on observe que les dividendes reçus ont augmenté de plus de 100 000 euros entre 2017 et 2018 pour 20 000 foyers (soit 0,05 % des foyers fiscaux), pour une hausse totale de 8,6 milliards d'euros soit 100 % de la hausse nette des dividendes reçus par l'ensemble des foyers fiscaux (et 71 % de la hausse brute, c'est-à-dire sans déduire les baisses de dividendes enregistrées concomitamment par 3,6 millions de foyers fiscaux). Parmi eux, 1 500 foyers (soit 0,004 % des foyers fiscaux) enregistrent une augmentation de plus de 1 million d'euros du montant de leurs dividendes, pour une masse totale de 4,4 milliards soit la moitié de la hausse globale observée.

Tableau 12 – Distribution des hausses et des baisses de dividendes entre 2017 et 2018

Évolution du montant de dividendes déclarés	**% de foyers concernés**	**hausse/baisse totale** (en millions d'euros)	**Montants en % du total**
Baisse	6,9 %	- 3 587	-42 %
Hausse < 100 €	91,3 %	40	0 %
100 à 1 000 €	1,1 %	112	1 %
1 000 à 10 000 €	0,4 %	512	6 %
10 000 à 100 000 €	0,3 %	2 832	33 %
100 000 à 1 million €	0,05 %	4 218	49 %
> 1million €	0,004 %	4 442	52 %
Total	100 %	8 569	100 %

Source : France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Entre 2017 et 2018, on constate une augmentation des plus-values mobilières de 60 % (hors plus-values avec abattement renforcé), encore plus concentrée que pour les dividendes. Les 3 800 foyers (0,01 % des foyers) déclarant les plus-values les plus élevées concentrent 75 % du total des plus-values en 2018 contre 62 % en 2017. En 2017, 11 500 contribuables (soit 0,03 % des foyers fiscaux) ont déclaré des plus-values supérieures à un million d'euros, pour un montant représentant 46 % des 8,4 milliards de plus-values déclarées au niveau national. En 2018, leur nombre a doublé (25 000 contribuables, soit 0,06 % des fichiers fiscaux) pour un montant de plus-values représentant 67 % des 13,4 milliards déclarés au niveau national. Toutefois, ces résultats sur les plus-values sont incomplets car ils n'intègrent pas en 2017 les plus-values bénéficiant d'un abattement renforcé pour cession d'une PME de moins de dix ans ou pour départ à la retraite.

Les données de la DGFiP montrent une chute de 2 milliards des plus-values bénéficiant des abattements renforcés en 2018 par rapport à 2017 (voir tableau 13). Il

se peut que cette baisse traduise une option massive en faveur du PFU (plutôt que pour le barème avec abattement renforcé). Toutefois, le barème reste nettement plus intéressant pour les PME détenues au moins huit ans et pour les départs à la retraite. En outre, les plus-values nettes de l'abattement majoré avaient fortement augmenté en 2017, si bien que la baisse observée en 2018 ne peut s'interpréter comme un simple effet de la réforme du PFU.

Les plus-values avec abattement renforcé sont légèrement moins concentrées en 2018 que l'année précédente. Les plus-values avec abattement renforcé de plus d'un million d'euros comptent pour 57 % du total en 2018 contre 63 % en 2017.

Tableau 13 – Évolution des plus-values déclarées à l'impôt sur le revenu

Type de plus-value	Montants totaux déclarés par année (en milliards d'euros)		
	2016	2017	2018
Plus-values de droit commun	7,8	8,4	13,4
Plus-values avec abattement pour durée de détention renforcé ou pour départ à la retraite	4,4	6,8	3,8

Source : calculs France Stratégie d'après DGFiP

La distribution des intérêts déclarés par les foyers fiscaux est beaucoup moins concentrée et elle évolue très peu entre 2017 et 2018. Les 0,1 % des foyers déclarant les montants d'intérêts les plus élevés représentent 15 % du montant total des intérêts en 2017 comme en 2018. Les montants d'intérêts déclarés par l'ensemble des ménages ont baissé de 10 % entre 2017 et 2018.

2.3. Pas de signe apparent d'une redénomination de revenus au détriment des revenus d'activité en 2018

La forte hausse des dividendes constatée a-t-elle pour cause un simple mécanisme fiscal de redénomination des revenus, suite à la réforme du PFU et à la baisse de l'IS ? Comme l'a montré Yagan (2015), la baisse de la fiscalité des dividendes par rapport à celle portant sur les autres revenus peut inciter les chefs d'entreprise à diminuer leurs revenus d'activité et à se rémunérer en dividendes. En première approche, les données portant sur les revenus de 2018 ne font pas apparaître un phénomène de ce type. Les foyers ayant augmenté leurs dividendes de plus de 10 000 euros ont également déclaré plus de plus-values en moyenne que les autres foyers, mais leurs autres revenus n'ont pas évolué différemment en moyenne du restant des autres contribuables. Les contribuables dont les dividendes ont augmenté de plus de 1 million

d'euros entre 2017 et 2018 ont vu également leurs plus-values mobilières augmenter fortement, mais leurs autres revenus ont également augmenté beaucoup plus fortement en moyenne que le reste des foyers.

Toutefois, au sein des contribuables ayant vu leurs dividendes augmenter de plus de 100 000 euros, la progression moyenne des autres catégories de revenus qu'ils ont perçus en 2018, apparait négligeable en euros, comparée à celle de leurs dividendes (voir graphiques 36 et 37).

Enfin, la proportion de foyers déclarant en 2018 une baisse substantielle de plus de 15 % de leurs revenus d'activité semble plutôt plus faible pour ceux affichant les plus fortes hausses de dividendes[1] (voir tableau 14).

Rappelons toutefois qu'il n'est pas étonnant de ne pas détecter de redénomination des revenus en 2018. Cette année étant « blanche » pour les revenus d'activité, réduire son salaire en 2018 ne pouvait générer aucune économie d'impôt sur le revenu. Il faudra donc attendre les données 2019 pour conclure.

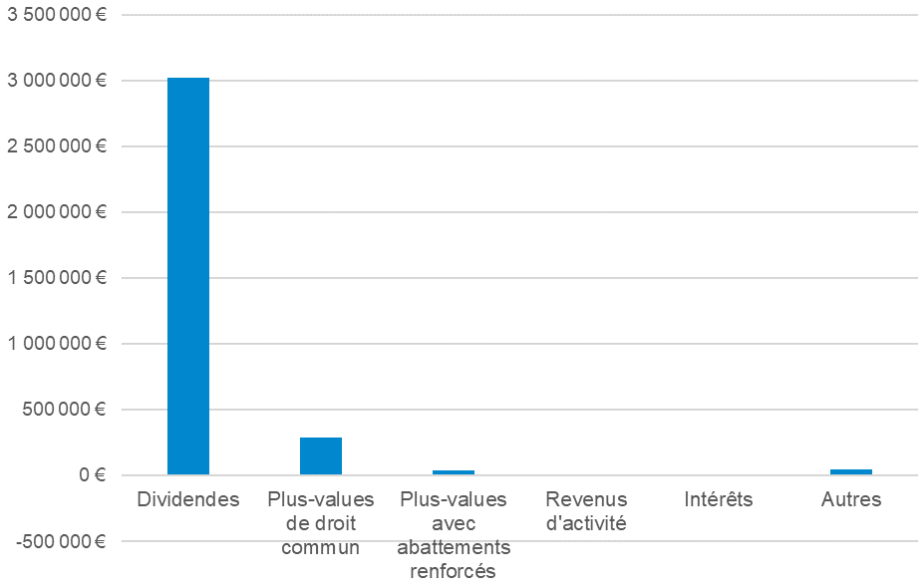
Tableau 14 – Évolution des revenus par catégorie, selon la hausse des dividendes déclarés par les foyers fiscaux entre 2017 et 2018

Évolution des dividendes déclarés entre 2017 et 2018	**% des foyers**	**Taux d'accroissement des différents types de revenus** (en % des revenus de 2017)					**Proportion de foyers dont le revenu d'activité a baissé de 15 %**
		Dividendes	Plus-values de droit commun	Plus-values avec abattement renforcé	Intérêts	Autres revenus	
Baisse	6,9 %	-56 %	89 %	-30 %	-14 %	1 %	58 %
Hausse < 100€	91,3 %	3 %	18 %	-39 %	-8 %	3 %	50 %
100 à 1000€	1,1 %	17 %	35 %	-41 %	-10 %	2 %	62 %
1000 à 10k€	0,4 %	39 %	27 %	-1 %	-8 %	5 %	50 %
10k à 100k€	0,3 %	138 %	100 %	-14 %	-10 %	3 %	44 %
100 à 1m€	0,05 %	343 %	92 %	-24 %	-17 %	3 %	44 %
> 1m€	0,004 %	944 %	143 %	437 %	-3 %	27 %	38 %

Source : France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

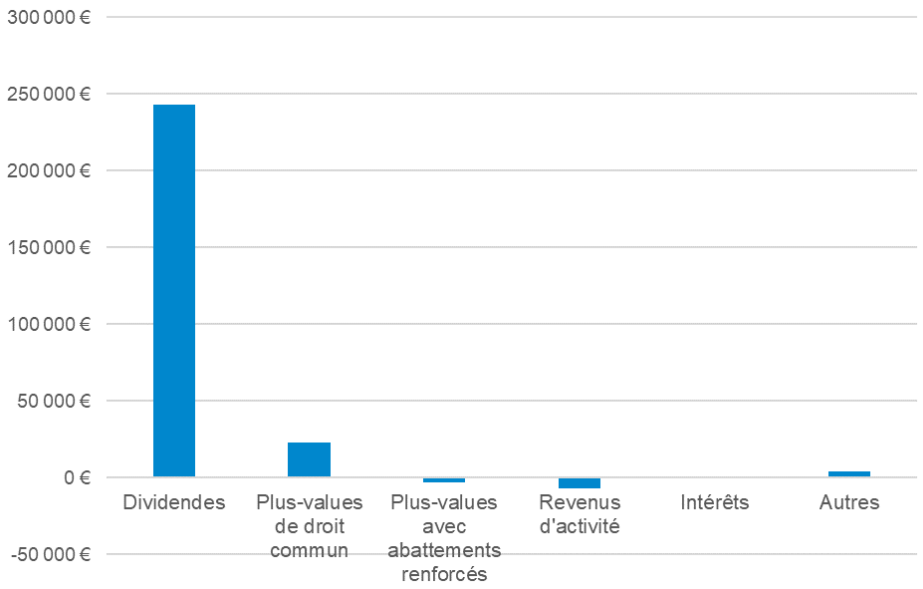
[1] L'année blanche fiscale a pu affecter le degré de précision des déclarations des revenus d'activité. Ceci peut expliquer le niveau élevé de la part des foyers dont le revenu d'activité a baissé de 15% ou plus.

Graphique 36 – Évolution moyenne des différentes catégories de revenus déclarés par les foyers dont les dividendes ont augmenté de plus de 1 million d'euros en 2018



Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Graphique 37 – Évolution moyenne des différentes catégories de revenus déclarés par les foyers dont les dividendes ont augmenté de 100 000 euros à 1 million d'euros en 2018



Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Le tableau 15 présente des données complémentaires des foyers ayant déclaré des hausses de dividendes. Les foyers dont les dividendes ont augmenté de plus de 100 000 euros étaient situés en majorité dans les 1 % les plus aisés de 2017, mais sans systématiquement faire partie des 0,1 %. Une partie limitée était située sous le neuvième décile de revenus. Les hausses de plus de 1 million d'euros de dividendes sont le fait, pour un tiers, de foyers qui faisaient partie des 0,1 % les plus aisés en 2017, et, pour près de 40 %, des 0,9 % de foyers suivants. Les dividendes représentaient une part importante, mais non majoritaire, de leurs revenus en 2017.

Tableau 15 – Niveau et composition des revenus des foyers en 2017, selon la hausse des dividendes déclarés en 2018

Hausse dividendes	% des foyers	Répartition dans la distribution des revenus en 2017				Composition des revenus en 2017				
		<90	90 à 99	99 à 99,9	>99,9	Dividendes	Plus-values mobilières	Plus-values mobilières avec abattement renforcé	Intérêts	Autres revenus
Baisse	6,95 %	77 %	20 %	3 %	0 %	6 %	2 %	2 %	1 %	89 %
Hausse < 100€	91,25 %	91 %	8 %	1 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	99 %
100 à 1000€	1,08 %	63 %	31 %	6 %	1 %	3 %	3 %	1 %	1 %	92 %
1000 à 10k€	0,40 %	47 %	38 %	13 %	2 %	10 %	5 %	1 %	1 %	84 %
10k à 100k€	0,27 %	39 %	40 %	17 %	3 %	17 %	5 %	2 %	1 %	75 %
100k à 1m€	0,05 %	15 %	36 %	36 %	13 %	26 %	9 %	5 %	1 %	59 %
> 1m€	0,004 %	7 %	20 %	38 %	35 %	40 %	25 %	1 %	1 %	34 %

Lecture : parmi les foyers dont les dividendes ont augmenté de plus de 1 million d'euros entre 2017 et 2018, 7 % étaient sous le 9e décile de revenus en 2017 et 40 % de leurs revenus déclarés en 2017 étaient constitués de dividendes.

Source : France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

2.4. Les foyers qui ont fortement augmenté leurs dividendes en 2018 sont-ils ceux qui les avaient baissés en 2013 ?

Cette question est intéressante dans l'optique d'une évaluation de l'effet du PFU. En effet, si c'était le cas, puisque la causalité de la réforme de 2013 sur la baisse des versements de dividendes est désormais établie (voir chapitre 2, partie 2), cela renforcerait la probabilité que la réforme du PFU ait eu un impact causal sur la hausse des dividendes.

Pour répondre à cette question, on distingue parmi les 24 millions de foyers fiscaux observés de 2012 à 2018 neuf groupes, selon qu'ils ont beaucoup, moyennement ou peu modifié leurs montants de dividendes déclarés en 2013 d'une part et en 2018 d'autre part. Les foyers dont les dividendes reçus ont baissé de plus de 100 000 euros en 2013 représentent 0,07 % des foyers fiscaux. Ceux dont les dividendes ont augmenté de plus de 100 000 euros en 2018 représentent 0,06 % des foyers fiscaux. Ceux dont les dividendes ont à la fois fortement baissé en 2013 et fortement augmenté en 2018 représentent seulement 0,01 % de l'ensemble des foyers, donc une minorité de ceux ayant connu une forte de baisse de dividendes en 2013 (un sur sept) comme de ceux ayant connu une forte hausse de dividendes en 2018 (un sur six).

Tableau 16 – Répartition des foyers fiscaux selon l'évolution des dividendes déclarés en 2013 et en 2018

Répartition des foyers du panel 2012-2018		2012-2013			Total
		Hausse ou baisse inférieure à 10 000 €	Baisse entre 10 000 € et 100 000 €	Baisse supérieure à 100 000 €	
2017-2018	Baisse ou hausse inférieure à 10 000 €	99,17 %	0,43 %	0,05 %	99,65 %
	Hausse entre 10 000 € et 100 000 €	0,23 %	0,05 %	0,01 %	0,29 %
	Hausse supérieure à 100 000 €	0,04 %	0,01 %	**0,01 %**	0,06 %
Total		99,43 %	0,50 %	0,07 %	100 %

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Pour autant, ces 3 800 foyers pèsent de manière significative dans l'évolution des montants globaux de dividendes en 2013, comme en 2018. Ils totalisent à eux seuls 1,1 milliard de baisse de dividendes entre 2012 et 2013, soit 15 % de la baisse constatée sur l'ensemble du panel des 24 millions de foyers observés de 2012 à 2018, et 12,5 % de la baisse totale constatée sur l'ensemble des foyers fiscaux. Entre 2017 et 2018, leurs dividendes ont à l'inverse augmenté de 1,7 milliard, soit 25 % de la hausse nette totale des dividendes constatée sur l'ensemble du panel et 20 % de la hausse totale constatée sur l'ensemble des foyers fiscaux.

Tableau 17 – Évolution des montants de dividendes déclarés par catégorie entre 2012 et 2013

Évolution des montants nets 2012-2013		2012-2013			Total
		Hausse ou baisse inférieure à 10 000 €	Baisse entre 10 000 € et 100 000 €	Baisse supérieure à 100 000 €	
2017-2018	Baisse ou hausse inférieure à 10 000 €	1,1	-3,1	-3,1	-5,1
	Hausse entre 10 000 € et 100 000 €	0,3	-0,4	-0,5	-0,6
	Hausse supérieure à 100 000 €	0,3	-0,1	**-1,1**	-0,9
Total		1,7	-3,6	-4,7	-6,6

Lecture : les foyers ayant déclaré en 2013 une baisse supérieure à 100 000 euros des dividendes et en 2018 une hausse supérieure à 100 00 euros des dividendes contribuent au total à hauteur de 1,1 milliard d'euros à la baisse totale des dividendes en 2013.

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Tableau 18 – Évolution des montants de dividendes déclarés par catégorie entre 2017 et 2018

Évolution des montants nets 2017-2018		2012-2013			Total
		Hausse ou baisse inférieure à 10 000 €	Baisse entre 10 000 € et 100 000 €	Baisse supérieure à 100 000 €	
2017-2018	Baisse ou hausse inférieure à 10 000 €	-1,5	-0,5	-0,3	-2,3
	Hausse entre10 000 € et 100 000 €	1,6	0,4	0,1	2,1
	Hausse supérieure à 100 000 €	4,3	0,8	**1,7**	6,8
Total		4,4	0,7	1,5	6,6

Lecture : les foyers ayant déclaré en 2013 une baisse supérieure à 100 000 euros des dividendes et en 2018 une hausse supérieure à 100 000 euros des dividendes contribuent au total à hauteur de 1,7 milliard d'euros à la hausse totale des dividendes en 2018.

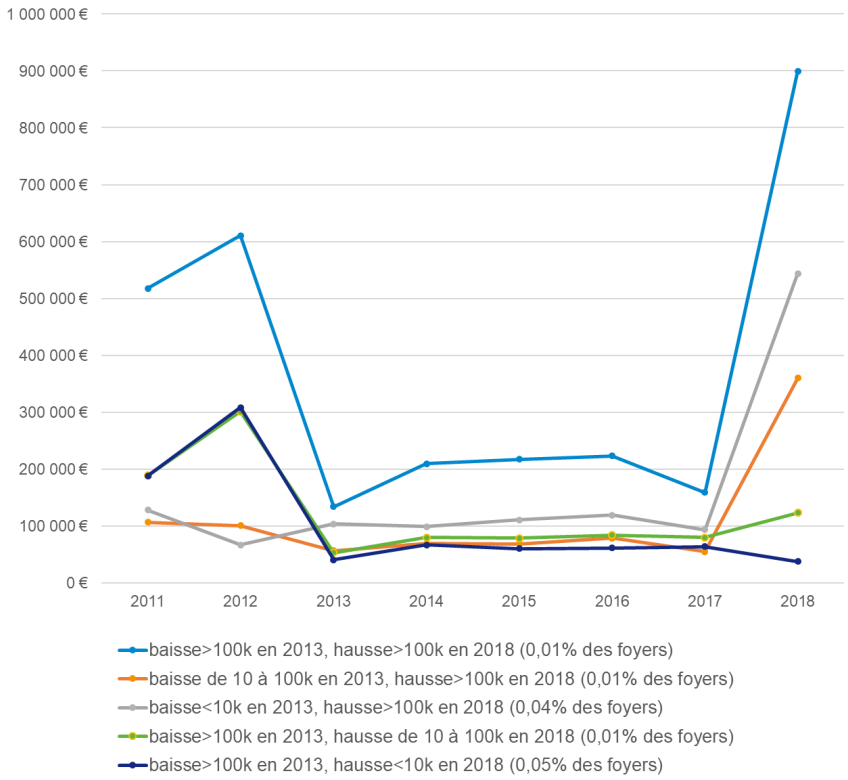
Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

Par ailleurs, dans seulement un quart des cas, les foyers dont les dividendes ont fortement baissé en 2013 puis augmenté en 2018 sont des foyers ayant indiqué dans leur déclaration d'impôt sur le revenu 2018 être gérants ou associés de société. Au

demeurant, 80 % de ces gérants ont connu de faibles évolutions de dividendes en 2013 et en 2018.

L'analyse au sein de ce panel de contribuables des niveaux de dividendes moyens reçus entre 2011 et 2018 montre que ceux dont les revenus ont fortement baissé puis fortement augmenté ont déclaré en moyenne autour de 200 000 euros de dividendes entre 2013 et 2017. C'est un niveau moyen deux fois plus élevé que celui reçu en moyenne durant ces mêmes années par les autres catégories ayant fortement réagi à une seule des deux réformes (voir graphique 38). Mais c'est aussi un niveau moyen trois fois moins élevé et quatre fois et demi moins élevé que celui qu'ils ont déclaré en 2012 et en 2018.

Graphique 38 – Évolution des dividendes moyens déclarés par catégorie de foyers fiscaux



Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

2.5. Des patrimoines immobiliers toujours plus élevés en moyenne depuis 2017, mais une plus forte proportion de foyers ont affiché une baisse substantielle en 2018

Un des objectifs explicites de l'IFI est d'inciter les propriétaires d'actifs immobiliers à réallouer leur portefeuille vers des actifs financiers. Aucune enquête ou base de

données ne permet aujourd'hui d'observer les réallocations de patrimoine éventuelles. Par ailleurs, la vente d'un bien immobilier prend du temps et les réallocations de patrimoine, si elles sont mises en œuvre, ne pourront être observées qu'au bout de plusieurs années. Il faudra sans doute attendre la prochaine enquête Patrimoine de l'Insee en 2021 pour disposer des premières données longitudinales sur l'évolution des portefeuilles des ménages après la réforme de 2018[1].

Les données de l'IR et de l'ISF/IFI de la DGFiP permettent néanmoins d'observer l'évolution à court terme des gros patrimoines immobiliers. Aucun mouvement significatif de vente des biens immobiliers chez les contribuables exposés à l'IFI n'est à ce jour observable sur les quartiles des plus hauts patrimoines. Le graphique 39 présente l'évolution de l'actif immobilier des contribuables à l'ISF/IFI entre 2015 et 2018 avec un patrimoine immobilier de départ de 3 millions soit environ 11 000 foyers (voir construction de l'échantillon en encadré 8). Au sein de cet échantillon, le patrimoine immobilier médian reste stable à environ 4 millions d'euros de 2015 à 2018 et il est stable aussi entre 2018 et 2019. La distribution devient légèrement plus hétérogène au cours du temps.

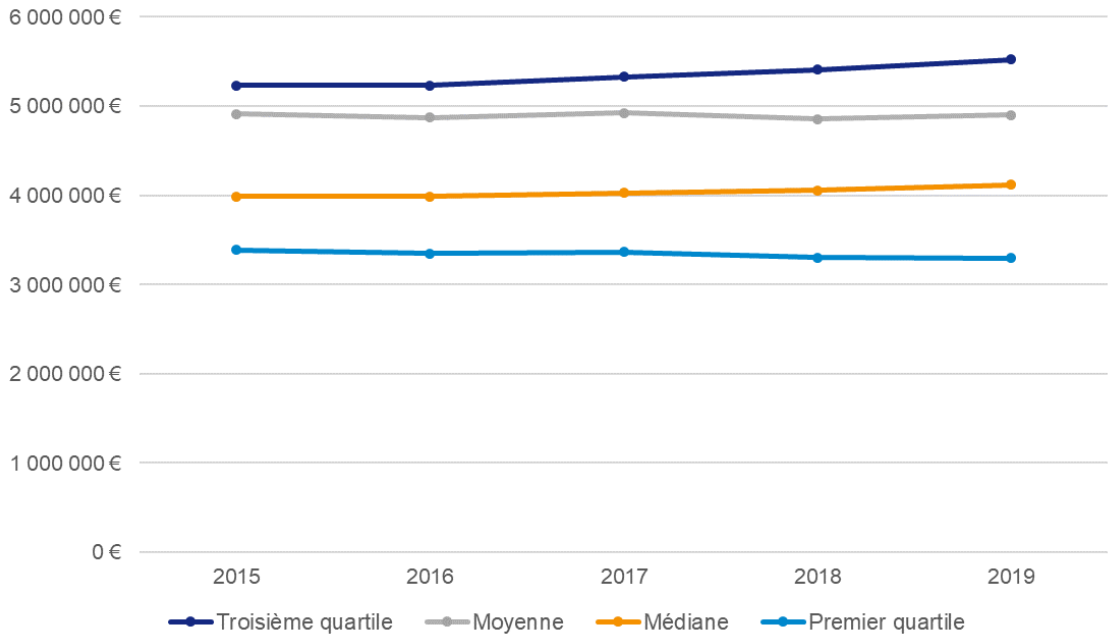
Si l'on tient compte des contribuables qui sont sortis de l'ISF/IFI entre 2016 et 2018, identifiés avec les fichiers d'impôt sur le revenu, le constat est le même[2].

Encadré 8 – Construction du panel de hauts patrimoines immobiliers 2015-2019

L'échantillon contient tous les foyers disposant de plus de 3 millions d'euros d'actif immobilier après abattements en 2015 et résidant en France et/ou contribuables à l'ISF les années suivantes. L'appariement des données de l'ISF/IFI et de l'impôt sur le revenu permet de tenir compte des contribuables qui ne sont plus contribuables à l'ISF ou l'IFI entre 2015 et 2018. L'échantillon est constitué d'environ 11 000 foyers fiscaux composés des mêmes individus entre 2015 et 2019, afin de neutraliser les variations de patrimoine liés à un mariage, un divorce ou un décès. L'immobilier est mesuré à champs constant sans inclure l'immobilier indirect.

[1] Depuis 2015, l'enquête Patrimoine est menée en panel. Une partie des enquêtés de l'année n l'est également l'année n+3, ce qui permet de mesurer l'évolution de la structure de leur patrimoine.
[2] Faute d'observer le patrimoine immobilier des sortants de l'ISF/IFI, il n'est pas possible de calculer un patrimoine immobilier moyen.

Graphique 39 – Évolution du patrimoine immobilier, au sein des contribuables disposant de plus de 3 millions d'euros d'actifs immobiliers en 2015, hors sortants de l'ISF-IFI



Lecture : le patrimoine médian en 2018 des contribuables qui avaient plus de 3 millions d'immobilier en 2015 s'élève à 4 millions d'euros parmi ceux qui ont rempli une déclaration d'IFI en 2018.

Source : calculs France Stratégie à partir des données ISF/IFI et IR de la DGFiP

Toutefois, le nombre de foyers ayant connu une baisse significative de la valeur de leur actif immobilier augmente fortement en 2018 (voir tableau 19).

Tableau 19 – Part des contribuables dont le patrimoine immobilier a le plus fortement varié au sein des contribuables à haut patrimoine immobilier (avec sortants ISF-IFI)

Évolution du patrimoine immobilier par rapport à 2015	Sortants de l'ISF/IFI	Proportion de foyers			
		en 2016	en 2017	en 2018	en 2019
Hausse supérieure à 25 %	exclus	3 %	5 %	9 %	11 %
	inclus	3 %	5 %	9 %	*non disp.*
Baisse supérieure à 25 %	exclus	4 %	6 %	11 %	12 %
	inclus	7 %	10 %	16 %	*non disp.*

Lecture : 9 % des contribuables ayant déclaré plus de 3 millions d'euros d'immobilier en 2015 ont vu leur patrimoine immobilier augmenter de plus de 25 % en 2018 par rapport à 2015. 11 % des contribuables ayant déclaré plus de 3 millions d'euros d'immobilier en 2015 (et assujettis à l'IFI en 2018) ont vu leur patrimoine immobilier baisser de plus de 25 % en 2018 par rapport à 2015. Cette proportion passe à 16 % lorsqu'on intègre les contribuables qui ne sont plus assujettis à l'IFI en 2018.

Source : calculs France Stratégie à partir des données POTE de la DGFiP

De leur côté, Paquier, Schmitt et Sicsic (2019) mettent en évidence une légère hausse des montants d'immobilier déclarés entre 2017 et 2018, parmi les contribuables ayant plus de 2,5 millions de patrimoine à l'ISF en 2017. Cette année a été marquée par plus de mouvement sur la valeur déclarée des biens immobiliers à la hausse mais aussi à la baisse : seulement 20 % des contribuables ont déclaré la même valeur entre 2017 et 2018, contre 40 % entre 2016 et 2017. L'anticipation de contrôles plus importants car recentrés sur le seul immobilier aurait pu inciter certains contribuables à réévaluer leur bien, à la hausse. À l'inverse, d'autres contribuables ont pu optimiser leur portefeuille pour des raisons fiscales.

3. En 2018, moins de départs à l'étranger et plus de retours des contribuables IFI

Encadré 9 – Précisions méthodologiques

Les données présentées dans le rapport ont été établies à partir des informations collectées par la DGFIP jusqu'au 30 avril 2020. Pour mémoire, celles présentées dans le précédent rapport s'arrêtaient au 30 avril 2019.

Un contribuable ISF/IFI ayant quitté le territoire français au cours d'une année N est identifié :

– soit à l'occasion du dépôt de sa déclaration d'ISF/IFI auprès des services de la direction interrégionale des non-résidents (DINR) l'année suivant son départ, c'est-à-dire en année N+1, s'il dispose encore d'un patrimoine taxable à l'ISF/IFI en France en tant que non-résident ;

– soit à partir du changement d'adresse indiqué dans sa déclaration de revenus déposée en année N ou N+1 ;

– soit à l'occasion d'opérations de relance ou de contrôle opérées par les services des impôts, permettant de détecter les défaillants et d'effectuer des régularisations de contribuables sur leur situation au regard de l'ISF/IFI.

Si un contribuable ne déclare pas son départ et n'est pas détecté par les services des impôts, il ne sera pas comptabilisé dans les départs. De plus, un contribuable peut partir à l'étranger tout en restant assujetti à l'ISF/IFI en France. Dans ce cas, il ne sera pas dénombré parmi les départs dans les statistiques présentées ici.

À l'inverse, les entrées de contribuables ISF/IFI sont identifiées à partir des déclarations en année N+1 mentionnant un déménagement en année N avec une nouvelle adresse en France au 1er janvier de l'année N+1.

Les caractéristiques des départs des redevables de l'ISF/IFI en N (niveau de revenu, de patrimoine, âge moyen, etc.) sont comparées à celles des données générales de l'ISF/IFI et de l'IR payés en année N, l'IR étant dû au titre des revenus N-1.

Les caractéristiques des retours des redevables de l'ISF/IFI en N sont comparées à celles des données générales de l'ISF/IFI au titre de l'année suivant le retour (N+1) et de l'IR au titre des revenus N. Notons qu'un contribuable peut revenir en France tout en étant déjà assujetti à l'ISF/IFI en France. Dans ce cas, il ne sera pas dénombré parmi les retours dans les statistiques présentées ici.

Les données relatives aux départs pour l'étranger et retours en France de l'année N présentées dans ce rapport sont établies à partir d'informations collectées jusqu'au 30 avril N+2. En effet, même si la plupart des départs intervenus au cours d'une année N sont connus au début de l'année N+2, le nombre de départs n'est pas définitivement stabilisé à cette date, d'autres départs étant détectés ultérieurement. Ainsi, les données sur les départs et retours de l'année 2018 rassemblent des informations collectées jusqu'au 30 avril 2020. Pour les départs, les caractéristiques des redevables sont examinées par rapport à l'IFI 2018 et aux revenus 2017, et pour les retours elles sont examinées par rapport à l'IFI 2019 et aux revenus 2018.

Compte tenu des modalités et des délais de recensement, les chiffres figurant dans le présent rapport peuvent être révisés. Ils pourront l'être, au fur et à mesure des relances et analyses des dossiers par les services des impôts des particuliers.

Précisons par ailleurs que les statistiques présentées sur les départs et les retours ne concernent que les contribuables français, et ne disent donc rien de l'attractivité de la France vis-à-vis des étrangers.

S'agissant de données reposant sur des données déclaratives, elles restent fragiles et doivent être prises avec précaution. Des travaux sont en cours à la DGFiP pour améliorer la méthodologie de ces statistiques et ainsi leur fiabilité.

Enfin, les estimations concernant des populations de taille restreinte, une révision, même modeste, du nombre de redevables recensés est susceptible de modifier substantiellement les résultats obtenus (patrimoine moyen, âge moyen, etc.). Les résultats présentés doivent donc être interprétés avec une grande prudence.

3.1. Les données relatives aux départs des redevables de l'ISF et des redevables de l'IFI à compter de 2018

Après avoir fortement progressé entre 2003 et 2006, le nombre de départs enregistrés de redevables de l'ISF est resté stable puis a diminué fortement en 2011, pour s'établir à 555 (voir tableau 20). Mais cette baisse est en trompe-l'œil : elle s'explique par le relèvement du seuil d'imposition de l'ISF au titre de l'année 2011, qui a écarté de nombreux contribuables de son champ d'application. Les foyers disposant d'un patrimoine net imposable inférieur à 1,3 million d'euros au 1er janvier 2011 n'étaient ainsi plus redevables de l'ISF, si bien qu'ils n'ont pas été identifiés lors de leur éventuel départ pour l'étranger intervenu en 2011.

En recensant les seuls départs des redevables dont le patrimoine est supérieur au seuil d'imposition de 1,3 million d'euros, on constate que leur nombre progresse entre 2003 et 2014 de 200 à plus de 900, avec une stabilisation entre 2006 et 2011 aux alentours de 500 à 550. Mais on constate une nouvelle progression en 2012 et 2013, au moment où le nouveau gouvernement fait voter une contribution additionnelle en 2012, la pérennise en 2013 et impose au barème progressif de l'IR les revenus financiers et le plus-values. Le nombre de départs recensés reflue à 750 en 2015 puis 630 en 2016. En 2017, dans un contexte où le candidat puis président élu annonce qu'il supprimera l'ISF pour le remplacer par l'IFI, le nombre de départs chute nettement, à 380. Il faut revenir douze ans en arrière pour retrouver un niveau aussi bas, et cette tendance se poursuit avec la mise en place de l'IFI en 2018.

Entre 2017 et 2018, on observe une division par plus de deux du nombre de départs recensés : le nombre de redevables à l'IFI ayant quitté le territoire durant l'année 2018 s'établit à 163 (voir tableau 20). Notons toutefois que les chiffres présentés pour les années 2017 et 2018 ne sont pas directement comparables. La comptabilisation des départs en 2018 n'intègre pas les éventuels départs en 2018 de foyers anciennement redevables de l'ISF mais qui ne sont pas redevables à l'IFI. Les éventuels foyers anciennement redevables de l'ISF qui seraient partis en 2018 ne sont plus astreints à faire de déclaration auprès de la DINR (désormais seuls les redevables de l'IFI le sont). Il serait possible de contourner cette difficulté en comptabilisant dans le fichier POTE le nombre de départs à l'étranger en 2018 parmi les redevables ISF au 1er janvier 2017. Ceci sera fait pour le prochain rapport.

Tableau 20 – Nombre de redevables de l'ISF/IFI partis pour l'étranger, par année de départ

	Année de départ (N)	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Changement de barème	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
ISF	Redevables de l'ISF en N	368	574	697	901	908	896	904	808		555	674	896	915	756	632	376
	Dont le patrimoine est supérieur à 1,3 M€ en N	196	288	406	526	521	518	501	551		555	674	896	915	756	632	376

	Année de départ (N)	2018
IFI	Redevables de l'IFI (patrimoine supérieur à 1,3 M€) en N	163

Source : DGFiP

S'agissant des caractéristiques des foyers, les données indiquent que parmi les redevables à l'IFI partis en 2018 et dont le taux d'imposition sur les revenus 2017 a pu être déterminé, près de 20 % ont un taux d'imposition sur les revenus nul, tandis qu'environ la moitié sont imposés dans les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu (41 % ou 45 %, voir tableau A en annexe 4).

Le revenu fiscal de référence (RFR) médian des redevables de l'IFI partis à l'étranger est de 143 000 euros. Le dernier décile de ces redevables dispose d'un RFR supérieur à 1 million d'euros et concentre les deux tiers du RFR de l'ensemble des redevables de l'IFI partis pour l'étranger en 2018 (voir tableau B en annexe 4).

Le tableau C en annexe détaille l'actif net imposable des redevables de l'ISF/IFI partis pour l'étranger selon l'année de départ. Une comparaison est faite par rapport à la population totale depuis 2012. Depuis le point haut de 2011, le patrimoine net taxable moyen des redevables partis pour l'étranger décroît, passant de 8,5 millions d'euros en 2011 à 3,1 millions en 2017, retrouvant ses niveaux de la fin des années 2000. En 2018, le patrimoine moyen imposable à l'IFI des redevables partis à l'étranger s'établit à 2,5 millions d'euros, proche de la moyenne de l'ensemble des redevables de l'FI (2,3 millions). Au total, les 154 redevables de l'IFI ayant quitté la France en 2018, pour lesquels un actif net imposable a pu être déterminé, ont déclaré un actif net imposable d'un montant cumulé de 386 millions d'euros en 2017 (voir tableau D en annexe 4).

Le tableau E détaille quant à lui le montant d'ISF/IFI acquitté par l'ensemble des redevables de l'ISF/IFI partis pour l'étranger, par année de départ. À titre comparatif,

le montant de l'ISF/IFI de la population totale est fourni à partir de 2012. Les 154 redevables partis à l'étranger en 2018 ont acquitté ensemble un IFI de 1,4 million d'euros en 2018, soit 0,11 % de l'IFI dû nationalement. L'IFI moyen dû par les redevables de l'IFI partis pour l'étranger en 2018 s'élève à 8 800 euros.

3.2. Les données relatives aux retours des redevables de l'ISF et des redevables de l'IFI à compter de 2018

Le tableau 21 détaille le nombre de retours de redevables de l'ISF/IFI et celui des redevables dont le patrimoine est supérieur à 1,3 million d'euros, afin de neutraliser l'effet lié au relèvement du seuil d'imposition. Le nombre de retours en France de redevables de l'ISF recensés est toujours inférieur, chaque année, au nombre de départs tels que définis ici (voir encadré méthodologique). Il s'avère également assez erratique, avec par exemple des points hauts en 2009 et 2014 (296 et 311 retours) et des points bas comme en 2015 et 2016 (123, 107).

Le remplacement de l'ISF par l'IFI en 2018 s'accompagne d'une forte augmentation du nombre de retours en 2018 (240 recensés au 30 avril 2020). Pour la première fois sur la période observée, le nombre de retours de redevables excède celui du nombre de départs (163 en 2018). Notons toutefois que les chiffres présentées pour les années 2017 et 2018 ne sont pas directement comparables avec ceux des années précédentes puisqu'ils ne concernent que les redevables à l'IFI. Autrement dit, ils ne prennent pas en compte les éventuels retours de foyers en 2017 et 2018 qui ne sont pas redevables à l'IFI et qui auraient été redevables de l'ISF en 2018 et 2019 si celui-ci avait été maintenu. On peut toutefois noter que le nombre de retours de redevables à l'IFI est un minorant des retours du nombre de foyers qui auraient été redevables à l'ISF s'il avait été maintenu. Autrement, dit, la transformation de l'ISF en IFI s'est bien accompagnée en 2018 d'une augmentation du nombre de retours.

Pour aller plus loin, et capter également, même de manière imparfaite et indirecte, le nombre de retours de personnes qui auraient été susceptibles de payer l'ISF, on pourrait chercher à mieux caractériser les redevables qui effectuent leur retour en France, par exemple en estimant si la part de ceux qui déclarent des montants élevés de dividendes s'est accrue depuis 2017.

Tableau 21 – Nombre de foyers redevables de l'ISF ou de l'IFI de retour en France, par année de retour

Année de retour (N)	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Redevables de l'ISF/IFI en N+1	379	463	220	161	121	226	311	123	107	113	240
Dont le patrimoine est supérieur à 1,3 million € en N+1	241	296	220	161	121	226	311	123	107	113	240

Note : changement de barème ISF entre 2010 et 2011 et passage de l'ISF à l'IFI en 2018. La diminution du nombre de retours (en considérant l'ensemble des redevables) entre 2009 et 2010 s'explique essentiellement par le relèvement du seuil d'imposition à l'ISF, les redevables précédemment expatriés et dont le patrimoine est sous le seuil d'imposition au titre des années 2011 à 2015 n'étant plus identifiés lors de leur retour en France.

Source : DGFiP

Parmi les 219 redevables de l'IFI de retour en France en 2018 et dont les revenus 2018 soumis à l'impôt sur le revenu sont connus (2018 étant la dernière année fiscale disponible), 42 % sont taxés marginalement à 14 % ou moins, 31 % sont taxés à 30 % et 27 % sont taxés à au moins 41 % sur leurs revenus de 2018 (voir tableau G en annexe 4). Il serait intéressant de disposer de ces statistiques sur longue période, pour identifier d'éventuelles évolutions dans le niveau de revenu des retours.

Le revenu médian des 219 redevables de l'ISF de retour en France en 2018, et qui ont déposé une déclaration de revenus en 2019 au titre de 2018, s'élève à 92 000 euros (voir tableau G en annexe 4).

Le tableau H en annexe présente l'évolution de l'actif net imposable des foyers de retour en France entre 2007 et 2018. Au titre de l'année 2018, le montant moyen de l'actif net imposable à l'IFI déclaré par l'ensemble des redevables de retour en France en 2018 s'élève à 2,7 millions d'euros, montant supérieur à celui de l'ensemble des redevables de l'IFI (2,3 millions, voir tableau C en annexe). L'impôt moyen acquitté par ces redevables est de 13 000 euros en 2019, montant également supérieur à celui de l'ensemble des redevables (10 700 euros en 2019, voir tableaux I en annexe 4).

Au total, les redevables revenus sur le territoire français en 2018 ont acquitté ensemble environ 2,9 millions d'euros d'IFI en 2019, soit environ 0,2 % de l'IFI acquitté au niveau national. Par comparaison, les redevables de retour en France en 2017 avaient acquitté ensemble environ 0,7 million d'IFI en 2018, soit environ 0,05 % des recettes d'IFI (voir tableau I en annexe).

4. Évolution des recettes fiscales en 2018 et 2019

4.1. Recettes IFI 2018 et 2019 et prévisions 2020-2021

Le remplacement de l'ISF par l'IFI devait coûter 3,2 milliards au budget de l'État – 850 millions de recettes d'IFI attendues en 2018 contre 4,1 milliards[1] d'ISF nets perçus en 2017. Les recettes de l'IFI en 2018, qui s'élèvent à plus de 1,2 milliard hors contrôle fiscal et activité du service de traitement des déclarations rectificatives (STDR), sont nettement supérieures à celles anticipées, mais inférieures de 2,9 milliards à celles de l'ISF en 2017. Le comité estimait l'année dernière qu'en tenant compte notamment du fait que les recettes de l'ISF auraient continué à croître en l'absence de réforme, le coût budgétaire du passage à l'IFI serait de l'ordre de 3,1 milliards d'euros[2].

En 2019, l'IFI a rapporté un peu moins de 1,6 milliard d'euros hors contrôle fiscal et STDR, soit 300 millions d'euros de plus qu'en 2018[3] (voir tableau 22).

Tableau 22 – Recette d'IFI pour 2018 et 2019

	2018	2019
IFI « pur »	1 247	1 558
Contrôle fiscal (CF)	434	471
STDR	219	76
IFI - Total	**1 900**	**2 105**

Source : données DGFiP

Paquier et Sicsic (2020) [4] proposent une évaluation de la réforme de l'IFI avec réactions comportementales, à partir des données de l'IFI et du modèle INES. Ils

[1] Cour des comptes, « Recettes fiscales de l'État », Note d'analyse de l'exécution budgétaire 2017.

[2] Rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, octobre 2019.

[3] Les recettes budgétaires d'IFI (et d'ISF auparavant) présentées dans le rapport contiennent, outre les recouvrements sur les émissions de l'année courante, les recouvrements sur exercices précédents (montant émis l'année précédente, mais payés tardivement par les contribuables, ou émis trop tard dans l'année pour être payés avant le 31 décembre) et les émissions sur titres précédents et antérieurs (nouvelles émissions suite à contrôle ou à rectification des contribuables). Par nature, les recettes 2018 n'incluent que des recouvrements sur émissions courantes (donc une partie des montants émis au titre des déclarations effectuées en 2018), quand les montants 2019 incluent en plus des recouvrements sur exercices précédents et titres précédents et antérieurs. Ceci contribue à la moitié de la hausse des recettes d'IFI entre 2018 et 2019, tandis que le reste de la hausse s'explique par des émissions plus importantes (notamment en lien avec la dynamique des prix immobiliers).

[4] Paquier F. et Sicsic M. (2020), « Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation », Insee, *Documents de travail*, n° F2020-01, septembre.

trouvent un effet très limité des réactions comportementales sur le montant des actifs immobiliers. Les recettes de l'IFI augmenteraient d'environ 10 % avec réactions comportementales, soit 120 millions d'euros.

4.2. Évolution des recettes budgétaires suite à la réforme du PFU

La forte augmentation des dividendes en 2018, concomitante à la création du PFU, et les estimations comportementales des réformes antérieures (en France ou à l'étranger) laissent supposer que la création du PFU aurait eu un impact causal favorable sur son assiette fiscale, qu'il faut intégrer pour estimer son coût pour les finances publiques.

L'étude de Paquier et Sicsic (2020) analyse ainsi l'effet de la réforme du PFU sur le revenu des ménages et les recettes fiscales. Elle tient compte des réactions comportementales des agents économiques estimées par la littérature économique selon laquelle les dividendes sont sensibles au taux d'imposition. Ces réactions comportementales sont calibrées en s'appuyant sur les travaux de la littérature, dont ceux présentés aux chapitres 2 et 4[1]. Cela conduit à considérer que l'effet comportemental lié au PFU sur les dividendes aurait entraîné 500 millions de recettes fiscales de plus que la situation où les dividendes n'auraient pas augmenté.

L'estimation est basée sur les revenus 2017 en considérant des réactions comportementales faibles qui aboutissent à une hausse de 1,6 milliard de dividendes sur les 9 milliards de hausse constatée en 2018.

Le tableau 23 décompose les estimations de Paquier et Sicsic (2020) de l'effet des réformes de 2018 sur les recettes fiscales. À la différence des auteurs, on distingue ici de manière explicite les variations de recettes du PFU issues de l'IR et celles issues de la hausse de la CSG sur les revenus soumis au PFU.

[1] Les travaux utilisés sont ceux de Bach *et al.* (2019b), portant à la fois sur la réforme de 2013 (voir chapitre 2) et sur celle de 2018 (chapitre 4). Selon ces travaux, la réforme de 2013 conduit à diminuer le versement des dividendes au ménages de 40 %, tandis que le versement par les entreprises diminue de 20 %. La réforme de 2018 conduit les entreprises à augmenter leurs dividendes versés de 15 %, ce qui, sous l'hypothèse d'un ratio similaire en 2018, se traduirait par une augmentation de 30 % des dividendes versés aux ménages. Paquier et Sicsic appliquent cette augmentation aux foyers percevant plus de 1 000 euros de dividendes et dans la tranche d'IR à plus de 41 %. Pour les autres ménages, l'élasticité appliquée est de 0,6 (calibrée à partir de Chetty et Saez, 2005 ; Yagan, 2015 ; Boissel et Matray, 2019).

Sans réactions comportementales, les recettes de l'IR sur les revenus soumis au PFU baisseraient de 1,8 milliard d'euros soit un montant comparable au chiffrage statique présenté dans le rapport de l'année dernière.

Tableau 23 – Effet des réformes de 2018 sur les recettes fiscales, selon Paquier et Sicsic (2020)

Réforme	Impact sur les recettes publiques	
	sans effet comportemental (en milliard €)	**avec effet comportemental sur les dividendes** (en milliard €)
Effet du PFU	-1,1	-0,6
dont IR	-1,8	-1,6
dont hausse de CSG sur les revenus soumis au PFU	0,6	0,9
Effet de la hausse de CSG sur les autres revenus du patrimoine soumis à l'IR	1,2	1,2
dont IR (hausse de CSG déductible)	-0,2	-0,2
dont CSG	1,4	1,4

Source : calculs France Stratégie d'après Paquier et Sicsic (2020) et PLFSS 2018

En tenant compte de l'IR et de la CSG, le prélèvement forfaitaire à 30 % aurait entraîné une baisse de 1,1 milliard de recettes fiscales. À titre illustratif, en retenant les hypothèses de Paquier et Sicsic, la baisse des recettes serait au final de l'ordre de 0,6 milliard en prenant en compte des effets de comportement sur les dividendes (voir tableau 23). D'autres calibrations des effets comportementaux auraient pu être conduites. Ainsi, en s'appuyant sur les élasticités obtenues par le CRED et l'IPP pour la réforme de 2013 (voir chapitre 2), c'est-à-dire sans tenter d'incorporer les résultats obtenus sur les dividendes versés en 2018, la hausse de recettes générée par des effets comportementaux serait beaucoup plus élevée. Les travaux de l'équipe CRED sur les données françaises postérieures à la réforme de 2018 devraient permettre de revoir les hypothèses retenues par Paquier et Sicsic, qui semblent très conservatrices.

Par ailleurs, faute de données détaillées sur le PFU au sens strict (c'est-à-dire hors l'augmentation de la CSG sur les autres revenus du patrimoine), il n'est pas possible d'utiliser cette étude pour analyser l'effet de cette réforme sur la distribution après impôts des revenus.

CHAPITRE 4

ÉLÉMENTS QUALITATIFS LES PLUS RÉCENTS SUR LES RÉFORMES DE 2018

1. L'attractivité de la France se renforce mais la crise peut rebattre les cartes

Le rapport du comité de l'an dernier mentionnait de premiers signes perceptibles des effets des réformes dans les enquêtes qualitatives visant à mesurer l'attractivité de la France, telles que le baromètre de l'attractivité de la France, élaboré par Ernst & Young en interrogeant un ensemble d'investisseurs étrangers.

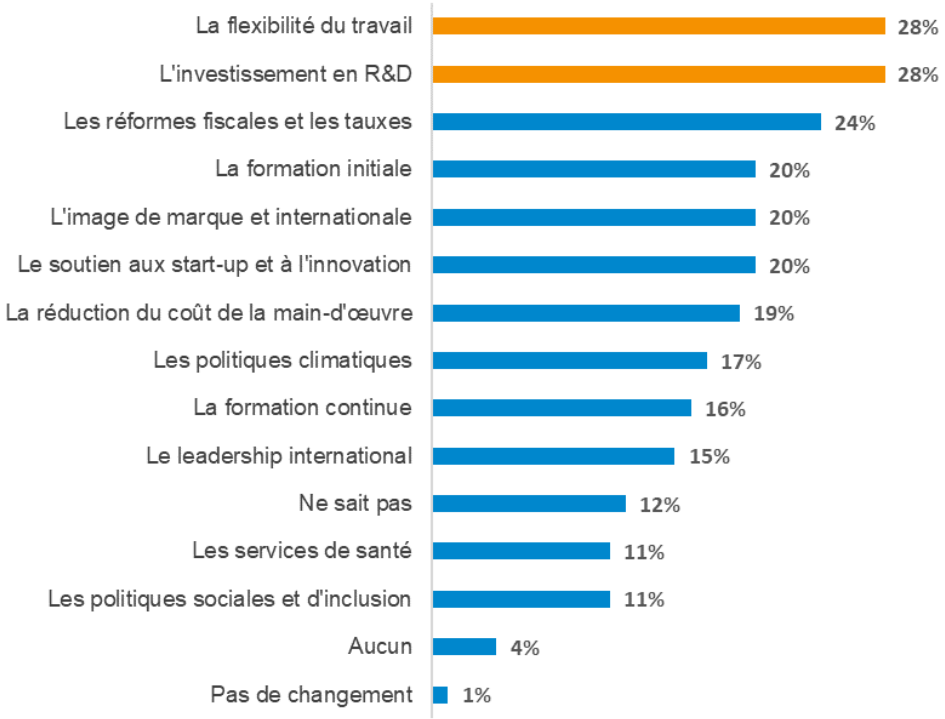
La France est considérée de longue date comme attractive pour les investissements étrangers, grâce notamment à la qualité de ses infrastructures et de ses services publics (réseaux de transport, enseignement, protection sociale, etc.) qui constituent les premiers critères de décision de l'emplacement géographique d'un investissement. L'évolution de la structure et du niveau de la fiscalité – autres critères importants – était alors identifiée comme un facteur de renforcement de cette attractivité[1]. Ce renforcement semblait se confirmer avant la crise puisque, fin 2019, la France prenait la première place européenne pour l'accueil d'investissements internationaux. D'après le dernier sondage réalisé avant la crise de Covid-19 (en février 2020)[2] : « 32 % des dirigeants estimaient que l'attractivité de la France était en amélioration et 50 % la voyaient se stabiliser, malgré les remous sociaux de 2018 et 2019 ».

Parmi les réformes et les politiques publiques menées ces dix dernières années qui ont pu affecter l'attractivité et la compétitivité de la France, les réformes fiscales apparaissent en troisième position (voir graphique 40), derrière les mesures de

[1] Ernst & Young (2019), *La France résiste aux chocs*, Baromètre de l'attractivité de la France, juin.
[2] Ernst & Young (2020), *La compétition de la relance*, Baromètre de l'attractivité de la France, mai.

flexibilisation du travail et les politiques de R & D. Ces mesures fiscales concernent en grande partie la fiscalité sur les entreprises (transformation du CICE en allègement de cotisations patronales, réduction programmée du taux de l'impôt sur les sociétés, etc.) mais aussi la fiscalité sur le capital.

Graphique 40 – Les réformes et politiques publiques des dix dernières années qui ont affecté l'attractivité et la compétitivité de la France



Source : enquête Ernst & Young – CSA auprès de 203 dirigeants internationaux, février 2020

La crise peut toutefois rebattre certaines cartes. Pour l'instant, les parts de marché ne semblent pas affectées – le taux de réalisation post-Covid des projets d'investissement étant le même dans les principaux pays européens, d'après l'enquête Ernst & Young –, mais les investissement étrangers pourraient fortement ralentir[1].

2. Des retours encourageants des professionnels du monde économique mais un contexte incertain

Le comité avait, pour son premier rapport, auditionné des représentants de plusieurs institutions de professionnels du monde économique et financier afin de recueillir leur

[1] Ernst & Young (2020), *La compétition de la relance*, Baromètre de l'attractivité de la France, mai.

analyse du paysage fiscal français qui préexistait avant les réformes et sur les effets à attendre de ces dernières. Ces auditions visaient à éclairer le contexte dans lequel les réformes de 2018 étaient intervenues et à soulever des questions spécifiques pour éventuellement orienter les travaux futurs.

Les retours de ces représentants ont conduit le comité à financer un projet de recherche proposant d'évaluer empiriquement l'impact de l'impôt sur la fortune sur le tissu productif, sujet largement mis en avant par le Mouvement des entreprises de taille intermédiaire (METI) notamment.

Cette année, le comité a également souhaité consulter ces professionnels pour les interroger sur des éventuels éléments nouveaux, même si les consultations (par audition ou par demande écrite) ont été moins nombreuses.

2.1. Dans l'ensemble, une confirmation sur la perception de la fiscalité française

L'Association nationale des sociétés par action (Ansa) a réaffirmé son sentiment que la fiscalité du capital qui prévalait en France avant les réformes de 2018 pénalisait fortement l'investissement. Cette fiscalité était, selon l'Ansa, particulièrement lourde du fait d'un IS à plus de 33 %, d'un IRPP dont les taux marginaux atteignaient 45 % (60,5 % en intégrant les prélèvements sociaux) et d'un taux d'ISF progressif qui, combinés, pouvaient dans certains cas conduire à des prélèvements proches de 100 % des revenus du capital.

S'appuyant sur les travaux de l'OCDE (auxquels une partie de ce rapport est consacrée), l'Ansa souligne de nouveau que cette fiscalité s'écartait des standards internationaux et qu'elle dissuadait les particuliers d'investir dans les entreprises, voire les incitait à partir[1]. Elle confirme aussi que la réforme entrée en vigueur en 2018 a réduit l'écart de taxation avec les autres pays, en particulier les autres pays européens, mais affirme que la taxation française reste plus élevée que dans nombre d'autres pays.

Le METI a quant à lui rappelé que l'ancienne fiscalité sur le patrimoine en France affectait particulièrement les entreprises de taille intermédiaire (ETI). Il estime qu'elle a largement contribué au déficit d'ETI sur le territoire comparativement aux pays voisins comme l'Allemagne, le Royaume-Uni ou l'Italie, notamment par la pénalisation des transmissions. Pour rappel, le METI pointait le fait que l'ISF a eu un

[1] Voir le premier rapport du comité, chapitre 5, p 160.

impact réel sur le développement et la transmission des parts d'entreprises parce qu'il forçait les entreprises à verser des dividendes aux actionnaires familiaux non dirigeants pour leur permettre de s'en acquitter. Cette fiscalité sur le patrimoine se cumulait en outre à la fiscalité sur les transmissions, à hauteur de 17,5 % en France (pour les transmissions non prévues) contre 5 % en moyenne européenne (dans sept pays européens, les transmissions d'entreprises ne sont pas fiscalisées).

2.2. Avant la crise de 2020, des indicateurs semblaient confirmer les effets escomptés des réformes

Pour le METI, la flat tax et la suppression de l'ISF ont permis de réduire le coût de la transmission en France, dans un contexte où il anticipe que 25 % des ETI vont être transmises dans les trois prochaines années et 50 % dans les dix ans. Le METI aurait d'ailleurs observé une augmentation de 30 % des opérations de transmission en 2019. Il indique à ce sujet que les dispositions de la loi Pacte ont contribué à faciliter ces transmissions.

D'après l'Ansa, les réformes avaient commencé à produire des effets « encourageants et tangibles » avant la crise de 2020. En premier lieu, elle mentionne le fait que le prélèvement forfaitaire unique de 30 % sur les revenus financiers (12,8 % d'impôt sur le revenu et 17,2 % de prélèvements sociaux) a généré, en 2018, 600 millions d'euros de plus que prévu par les pouvoirs publics (3,45 milliards d'euros de recettes), en raison du surcroît de dividendes versés.

En second lieu, elle fait valoir que la réforme aurait permis de renouer avec la distribution de dividendes tout en augmentant les capacités d'investissement :

- selon l'Insee, les dividendes versés aux ménages ont augmenté de 7 % en 2019 (voir graphique 29, chapitre 3) ;
- selon *La Lettre Vernimmen*, en 2019, les entreprises du CAC 40 ont restitué 60,2 milliards d'euros de liquidités à leurs actionnaires, dont 11 milliards sous forme de rachats d'actions, et elles ont investi en même temps 82 milliards d'euros (hors croissance externe). Les dividendes versés étaient en progression de 12 % par rapport à ceux de 2018 (53,2 milliards d'euros dont 10,5 milliards de rachats d'actions), eux-mêmes supérieurs de 9,2 % à ceux de 2017. Les entreprises du CAC 40 ont donc à la fois versé plus de dividendes et accru leurs investissements. De même, selon les chiffres publiés par l'Insee, le taux d'investissement (formation brute de capital fixe/valeur ajoutée) des sociétés non financières a continué d'accroître en 2019 (23,8 % en 2017, 24,3 % en 2018 et 24,5 % en 2019)

et, dans le même temps, les dividendes qu'elles ont versés se sont accrus (+10 % entre 2018 et 2019, graphique 29).

L'Ansa évoque aussi le fait que la plus grande appétence pour les opérations de « *private equities* » que les établissements financiers avaient constatée en 2018 s'est confirmée en 2019, ainsi que le début d'une dynamique « actions ». On observe tout à la fois l'augmentation des cotisations collectées par les sociétés d'assurance, une augmentation significative du nombre de PEA, en particulier de PEA-PME (+5 % en 2019)[1], ainsi qu'un léger rebond de l'investissement direct en actions cotées. Le total des actions cotées et non cotées détenues par les ménages se situait au quatrième trimestre de 2019 à un niveau légèrement supérieur à celui de fin 2018 (1 363,9 milliards d'euros contre 1 215,8 milliards), soit 25 % environ du patrimoine financier des ménages. Ce montant ne tient pas compte des actions détenues indirectement (OPCVM et assurance-vie) dont la part a également augmenté en 2019[2].

Enfin, sur la base de l'étude d'Ernst & Young, l'Ansa soutient que la réforme et les perspectives de stabilité fiscale ont rendu la France plus attractive aux yeux des investisseurs. D'après cette étude : « Fin 2019, la France montait sur la plus haute place du podium européen, devant le Royaume-Uni et l'Allemagne, ses éternels concurrents. Avec 1 197 projets d'investissements étrangers annoncés, elle voyait le résultat de réformes fiscales et sociales et d'une meilleure gestion de son image. La crise sanitaire et économique rebat évidemment les cartes de l'investissement pour 2020 et les années suivantes, mais les recettes qui ont fait le redressement de la France depuis 2017 peuvent être de solides fondations pour la relance et la compétition entre les pays qui cherchent à attirer les investisseurs internationaux ».

2.3. Le positionnement des professionnels dans un contexte de crise sanitaire et économique

Pour l'Ansa, l'attrait de la France pour les investisseurs étrangers est important. Le contexte de crise lié à la pandémie du Covid-19 ainsi que la nécessité de maintenir nos entreprises sur notre territoire ne seraient pas propices à un alourdissement de la fiscalité sur le capital pour plusieurs raisons.

[1] Banque de France, Statistiques sur plans d'épargne actions (PEA) et les PEA-PME.
[2] Banque de France, Épargne des ménages, T4 2018 et T4 2019.

- L'investissement en fonds propres dans les entreprises apparaît plus risqué et pourrait être moins rentable. La crise économique, dont les premières conséquences se font déjà sentir, entraîne mécaniquement une baisse des dividendes versés : en 2020, du fait de la crise, près de la moitié des sociétés du SBF 120 ont décidé d'abaisser ou de supprimer le versement de dividendes, la non-distribution de dividendes étant par ailleurs une condition pour pouvoir bénéficier d'un prêt aidé par l'État. Ainsi, c'est 33 milliards d'euros de dividendes qui devraient être servis aux actionnaires en 2020 contre près de 65 milliards en 2019 (y compris les dividendes de source étrangère). Il est aussi plus que probable qu'en 2021 les dividendes servis au titre de 2020 diminuent fortement, les entreprises se trouvant dans la nécessité de renforcer leurs fonds propres.

- Dans ce contexte difficile, les entreprises patrimoniales doivent poursuivre leurs activités avec les investisseurs familiaux (et les autres) qui les ont toujours accompagnées. Un alourdissement de la fiscalité sur le capital pourrait fragiliser la stabilité des actionnaires qui, privés de dividendes et assujettis à un impôt additionnel sur leur investissement, seraient alors tentés de céder leurs titres à des investisseurs moins soucieux de conserver l'implantation territoriale de l'entreprise.

D'après le METI, qui a monitoré 80 entreprises chaque semaine depuis le début de la crise, les pertes d'activité liées à la crise devraient être de 18 % sur l'ensemble de l'année 2020 pour les ETI. Plus de la moitié d'entre elles estiment qu'elles vont être déficitaires en 2020 et deux tiers ont fait appel au dispositif de prêt garanti par l'État (PGE). La plupart des entreprises indiquent qu'elles ne retrouveront pas un niveau d'activité pré-Covid avant 2021 ou 2022.

Dans ce contexte, la structure du capital des ETI sera fragilisée pour au moins les trois années à venir. D'une part, le financement des transmissions va être rendu très difficile puisqu'il s'opère généralement par le versement de dividendes. D'autre part, l'actionnariat pourrait être sujet à des prédations, comme on l'a vu lors de la crise de 2008. Le problème étant que le rachat par des investisseurs étrangers expose davantage l'entreprise à une fermeture en cas de crise. On peut en particulier redouter que les entreprises dont les actionnaires familiaux décèderont sur la période soient rachetées par des investisseurs étrangers. Selon le METI, revenir sur les réformes de 2018 rendrait encore plus difficiles la transmission et la stabilité des actionnariats : durant les périodes de crise, où l'entreprise ne dégage pas de bénéfices, le poids de la fiscalité, sans qu'elle soit modifiée, est mécaniquement accentué.

3. Enquête qualitative auprès des grandes banques et de gérants de portefeuille

3.1. Présentation du questionnaire

Pour son premier rapport, le comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital ne disposait encore d'aucune remontée statistique. Pour cette raison, il avait souhaité recueillir les observations et l'opinion de professionnels au sujet des principaux impacts sur la gestion patrimoniale des personnes fortunées résidant en France. Il avait diffusé un questionnaire à remplir en ligne à une série de correspondants réguliers de la Direction générale du Trésor, ainsi qu'à plusieurs associations professionnelles de la gestion de patrimoine. Quelque 90 personnes avaient accepté de participer à l'enquête, sous garantie d'anonymat. Faute de disposer d'une base de sondage initiale qui soit représentative, la constitution de l'échantillon relevait d'un processus informel. C'est pourquoi le comité avait jugé que les résultats ne devaient pas être sur-interprétés, mais qu'ils offraient une source d'information, de nature qualitative, suffisamment utile pour être pris en compte dans le cadre de ses travaux.

Cette année, le comité a souhaité réinterroger ces mêmes professionnels en conservant au maximum la structure du questionnaire, afin d'identifier d'éventuelles évolutions dans les réponses. Toutefois, cette nouvelle enquête intègre quelques questions additionnelles, sur les transmissions d'entreprises et sur l'impact de la crise sanitaire et économique liée à la pandémie de Covid-19.

Dans le contexte sanitaire fortement perturbé, seulement 42 personnes ont répondu au sondage, entre le 4 juin et le 6 juillet (une seule ne figure pas parmi les répondants de l'année dernière). Les résultats doivent donc être considérés avec une grande prudence. Pour autant, les grands messages remontés l'an passé ne sont pas qualitativement modifiés si on se restreint, pour l'analyse de la première enquête, au sous-ensemble des personnes qui ont accepté de répondre une deuxième fois. Cela conforte l'intérêt de la démarche. S'agissant de la deuxième enquête, les réponses font, avec quelques nuances, ressortir les mêmes messages que l'an passé.

Les réformes de la fiscalité du capital intervenues en 2018 sont jugées positivement par les professionnels de la gestion d'actifs, mais beaucoup de répondants expriment des doutes quant à la pérennité des mesures. Plus précisément, les personnes ont été interrogées sur leur sentiment à la fois juste avant le confinement et depuis le confinement. Il en ressort que les doutes s'étaient amenuisés en amont du confinement par rapport à l'année précédente, mais qu'ils sont légèrement plus forts depuis, suite à la crise sanitaire.

Sur les aspects positifs de la réforme évoqués par les gestionnaires de patrimoine interrogés, c'est encore la simplification de la fiscalité qui ressort au premier chef. Nombre de répondants ont aussi constaté un moindre investissement de leur clientèle dans l'immobilier et un surcroît de versement de dividendes, dont une partie a été réinvestie dans des supports type assurance-vie en unité de compte. Pour autant, l'impact sur la composition des portefeuilles et sur la propension de leur clientèle à épargner ou à consommer les revenus du patrimoine n'apparaît pas évident. Sur l'exil fiscal, deux ans après la réforme, les gestionnaires de fortune ne font pas état de retours significatifs de clients fortunés depuis l'étranger, mettant en avant, comme l'an passé, un certain attentisme. En revanche, une majorité des répondants fait part d'une arrivée de nouveaux clients consécutive à la vente d'une entreprise. Enfin, la crise sanitaire et économique a affecté à la baisse la valeur des portefeuilles de la clientèle des gestionnaires interrogés, mais elle ne semble pas induire une modification de l'orientation générale des nouvelles opérations d'investissement.

Les sections ci-dessous décrivent plus en détail ces réponses.

3.2. Changements dans les choix d'investissement

L'an passé, environ deux tiers des gestionnaires interrogés avaient noté une différence dans les choix d'investissement concernant les actifs immobiliers de leur clientèle fortunée (Q6). Cette année, ils ne sont plus que la moitié mais, parmi ceux-là, la grande majorité fait toujours état de réduction des investissements dans la pierre.

S'agissant du type de produits retenus par la clientèle pour les nouvelles opérations d'investissement opérées depuis 2018, l'immobilier se distingue en fait peu de la plupart des autres supports (Q7). Seuls continuent de se détacher, d'un côté, l'assurance-vie en unité de compte comme support préféré et, de l'autre, les placements monétaires comme supports franchement délaissés (très peu rémunérateurs compte tenu des niveaux des taux d'intérêt).

La part des revenus mobiliers qui sont épargnés – donc réinvestis – par la clientèle fortunée est forte de façon structurelle. Mais la propension moyenne à utiliser une part de ces revenus pour des dépenses courantes (Q8) semble plutôt avoir été supérieure à celle observée les années précédentes, d'après les gestionnaires répondant à l'enquête.

3.3. Utilisation des dividendes

Une majorité de gestionnaires de fortune ont observé une hausse des dividendes versés depuis 2018 à leurs clients chefs d'entreprise ou qui possèdent des intérêts dans une entreprise familiale (Q9). Ces dividendes ont dans la plupart des cas été au moins en partie réinvestis (Q10). En outre, les répondants qui représentent leurs clients fortunés au capital d'entreprises sont proportionnellement toujours aussi nombreux à indiquer que leurs clients ont demandé davantage de dividendes suite à la réforme (Q11).

3.4. Investissement dans les PME

L'an passé, un tiers des répondants à l'enquête avaient observé une plus grande ouverture du capital des PME et ETI depuis 2018. Cette année, c'est le cas de près de la moitié d'entre eux (Q13).

En revanche, comme l'an passé, un tiers d'entre eux disent constater un moindre investissement dans les PME, en partie du fait de la disparition du crédit d'impôt ISF-PME (Q14).

3.5. Mobilité géographique des clients fortunés

Globalement, comme l'an passé, un tiers des gestionnaires de fortune jugent les arrivées de clientèle fortunée sur le territoire français comparables à celles qu'ils observaient les années précédant les réformes et un quart les jugent plus importantes (Q18).

Pour autant, « l'incertitude fiscale » et la « peur d'un retour de l'ISF » générant « des positions d'attente » restent mentionnées dans les commentaires. Comme l'an passé, la plupart des répondants affirment n'avoir enregistré aucun départ à l'étranger de clientèle fortunée depuis 2018. Ils sont néanmoins un peu plus nombreux (un quart en 2019 contre autour de 15 % en 2018) à en avoir enregistré (Q19).

3.6. L'arrivée de clients fortunés suite à une vente d'entreprise

Deux questions portant sur les transmissions d'entreprises ont été ajoutées à l'enquête. 60 % des gestionnaires de fortune ayant répondu déclarent avoir enregistré des entrées dans leur clientèle consécutives à la vente d'une entreprise (Q21). 30 % d'entre eux indiquent que les entrées pour ce motif ont augmenté depuis 2018 et près de 40 % qu'elles sont stables (un seul répondant indique une baisse) (Q22).

3.7. Perception des réformes

Les gestionnaires interrogés restent globalement assez dubitatifs sur la pérennité des mesures prises par le gouvernement concernant l'ISF et le PFU. La crise du Covid-19 semble avoir accentué ce scepticisme (Q23).

Alors qu'ils étaient l'an passé 40 % à estimer peu probable que ces mesures soient encore en place en 2025, ils sont désormais plus de 60 % à le penser. Toutefois, 54 % des répondants de cette année avaient déjà répondu qu'ils estimaient peu probable que ces mesures restent en place. L'accroissement de scepticisme par rapport à l'an passé doit donc être relativisé. En fait, leur sentiment s'est amélioré dans un premier temps, mais nettement détérioré avec la crise sanitaire, puisque seul un tiers d'entre eux répondent qu'ils estimaient peu probable, juste avant la crise sanitaire, que la réforme de la fiscalité du capital soit pérenne.

Les répondants estiment toujours que les réformes ont été positives (Q25) et qu'elles ont mis en place un système plus lisible. « Clarté », « simplification », « plus de flexibilité », « mobilité et regain de confiance », « diminution du poids de l'immobilier » et « encouragement à investir dans des produits financiers » sont, dans la lignée de l'année précédente, les termes mentionnés dans les commentaires.

3.8. Perception de l'impact de la crise sanitaire et économique

La crise sanitaire de pandémie de Covid-19 a eu un effet notable sur les portefeuilles des clients des gestionnaires interrogés : la quasi-totalité des répondants affirment que les valeurs de ces portefeuilles ont baissé et plus de la moitié qualifie cette baisse de forte (Q26). De façon cohérente, la plupart des gestionnaires conseillent à leurs clients de tenir compte de la grande incertitude sur la situation présente et à venir (Q27). Ils déclarent recommander en premier lieu des placements en actions cotées étrangères et, dans une moindre mesure, françaises, ainsi qu'en assurance-vie en unité de compte. À l'inverse, ils conseillent leur clientèle de stabiliser, voire de réduire, les placements dans la pierre physique, la pierre papier ou les assurances-vie en euros (Q28). Ce faisant, leurs recommandations de placement n'ont en fait pas beaucoup été modifiées suite à la crise (comparaison Q28 et Q8).

CHAPITRE 5

PREMIÈRES ÉVALUATIONS EMPIRIQUES DES RÉFORMES DE 2018

1. Évaluation des effets du prélèvement forfaitaire unique

1.1. En 2018, une augmentation des dividendes versés par les entreprises dont les actionnaires sont les plus concernées par le PFU, mais pas encore d'effet sur l'investissement

L'article récent de Bach *et al.* (2020b)[1] se focalise sur l'effet causal du prélèvement forfaitaire unique (PFU) sur les entreprises. Il s'agit de résultats inédits basés sur les données fiscales d'entreprises désormais disponibles jusqu'en 2018. Ces données fiscales permettent de mettre en évidence l'effet du PFU sur les dividendes versés ainsi que sur leur investissement, ce que ne permettaient pas les données précédemment utilisées par les auteurs, tirées du registre du commerce et des sociétés.

Les auteurs procèdent de la même manière que dans leur étude sur la taxation des dividendes au barème de l'impôt sur le revenu en 2013[2] (voir partie 2.1). L'analyse est basée sur la méthode des doubles différences. L'hypothèse retenue est toujours que les entreprises entièrement possédées par des personnes physiques sont plus sensibles au PFU que celles où les actionnaires physiques sont minoritaires. Le groupe de traitement est constitué des entreprises entièrement détenues par des

[1] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C. (2020b), « Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends », *Document de travail PSE*, octobre.

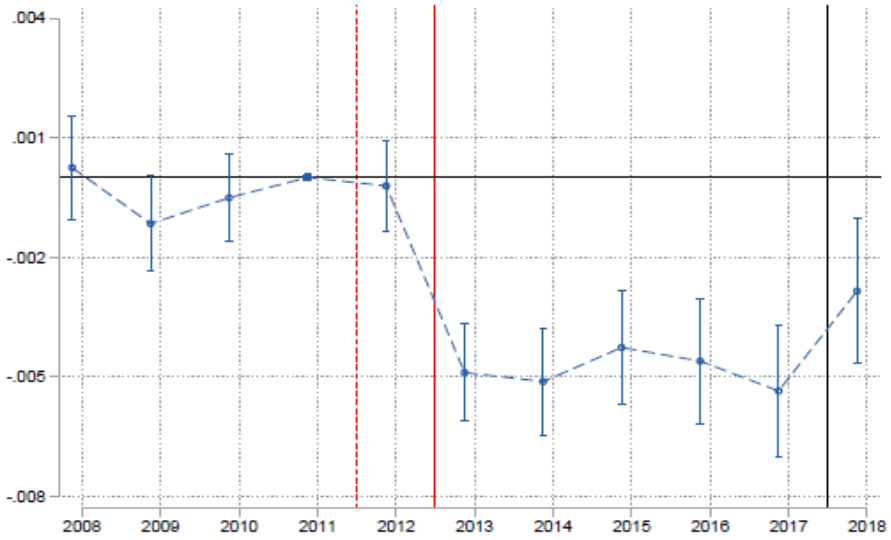
[2] Bach L., Bozio A., Fabre B., Guillouzouic A., Leroy C. et Malgouyres C.(2019a), *Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes*, *op. cit.*

personnes physiques (hors micro-entreprises) en 2011 et en 2016. Le groupe de contrôle rassemble les entreprises dont l'actionnariat est dispersé aux mêmes dates entre des personnes morales et des personnes physiques minoritaires. Les SARL à gérants majoritaires sont exclues de l'échantillon du fait de leur exposition à la réforme des cotisations de 2013. Selon Bach *et al.* (2020b), le PFU a entraîné une hausse d'environ 15 % des dividendes entre 2017 et 2018 chez les entreprises entièrement possédées par des personnes physiques (+0,3 point de bilan, pour un ratio initial de dividendes sur bilan de 2,4 %), relativement au groupe de contrôle (voir graphique 41). Pour mémoire, une baisse de 20 % avait été identifiée entre 2012 et 2013 (voir partie 2.1). L'impact sur la probabilité de verser des dividendes (la marge extensive) est faible, contrairement à 2013, mais positive et statistiquement significative (voir graphique 41).

Au total, ces résultats indiquent que la réforme de 2018 a augmenté la distribution de dividendes par les entreprises détenues par des personnes physiques. L'ampleur de cette hausse aurait été moindre que la baisse qu'elles avaient connue en 2013, alors que la modification de la taxation des dividendes a été bien plus forte (-10,2 points, contre +3,7 points en 2013) et qu'au niveau macroéconomique, les dividendes reçus par les ménages ont augmenté autant en 2018 qu'ils avaient baissé en 2013. L'exploitation des données plus larges, portant sur l'ensemble des entreprises concernées par les deux réformes, seront nécessaires pour aller plus loin.

Comme pour la réforme de 2013, les auteurs ne détectent pas d'effet sur l'investissement consécutif à l'instauration du PFU (voir graphique 43). Ce résultat est en accord avec l'ensemble des études empiriques publiées à ce jour relatives à l'impact, sur l'investissement des entreprises, des réformes de la fiscalité des ménages en matière de revenus du capital. Le recul dont on dispose restant réduit à une seule année, il est évidemment trop tôt pour tirer des conclusions sur les effets de la réforme.

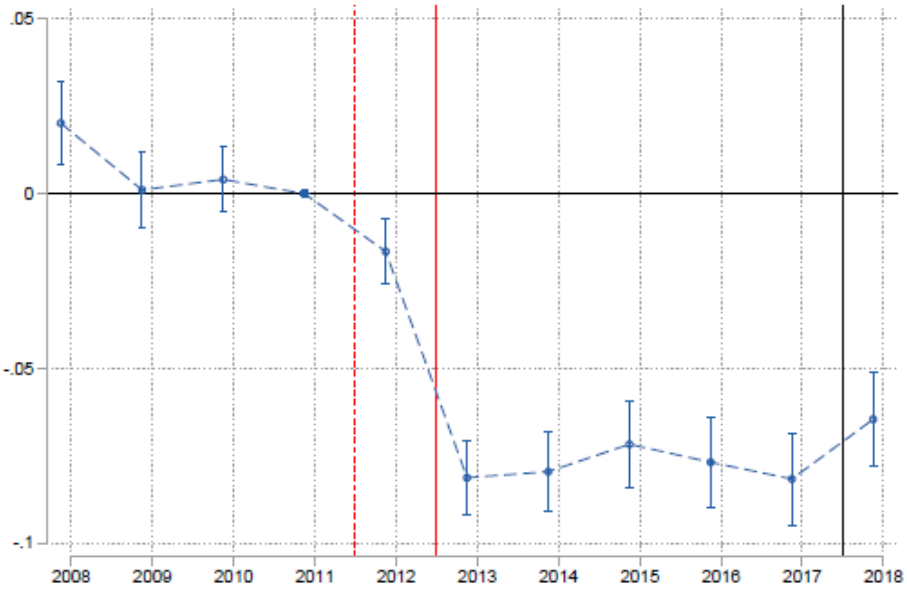
Graphique 41 – Effet des réformes de 2013 et de 2018 sur le montant de dividendes versés (par euro de bilan)



Note : le graphique représente des coefficients de régression obtenus par différence-de-différences dynamique. Les points représentent les coefficients estimés, les traits l'intervalle de confiance à 95 %. Les résultats sont exprimés en points de bilan. Les dividendes représentaient 2,6 % du bilan du groupe de contrôle en 2012 et 2,4 % en 2017.

Source : Bach et al. *(2020b)*

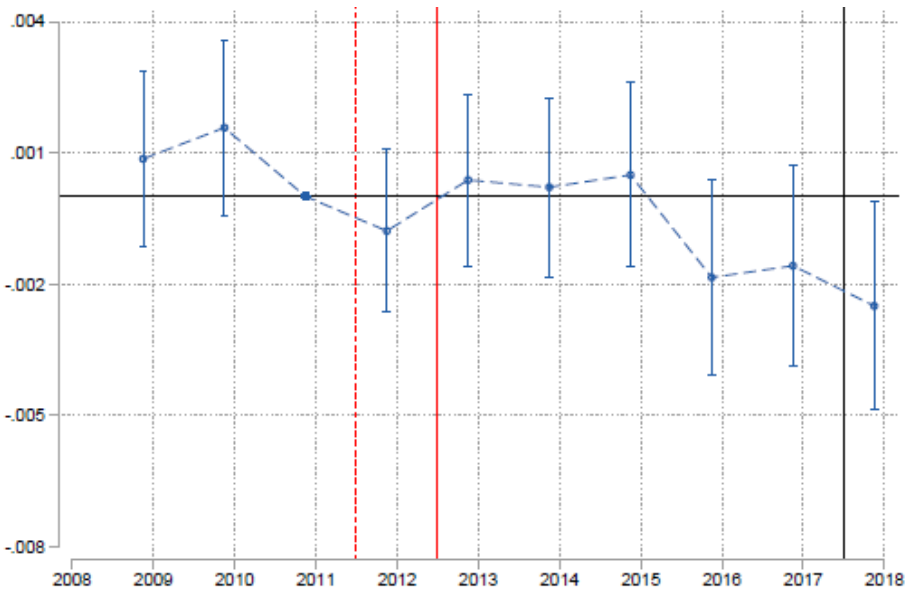
Graphique 42 – Effet des réformes de 2013 et 2018 sur l'évolution de la part d'entreprises versant des dividendes



Note : le graphique représente des coefficients de régression obtenus par différence-de-différences dynamique. Les points représentent les coefficients estimés, les traits l'intervalle de confiance à 95 %.

Source : Bach et al. (2020b)

Graphique 43 – Effet de la réforme sur l'investissement



Note : le graphique représente des coefficients de régression obtenus par différence-de-différences dynamique. Les points représentent les coefficients estimés, les traits l'intervalle de confiance à 95 %.

Source : Bach et al. *(2020b)*

1.2. Perspectives pour le rapport 2021

Les données fiscales portant sur les revenus de 2018 ont été livrées en juillet 2020. Plusieurs exploitations statistiques ont pu être réalisées par France Stratégie dans le cadre de ce rapport (voir chapitre 3). Néanmoins, le délai entre la réception des données et la publication du rapport était restreint et n'a pas permis de mener les travaux nécessaires à l'évaluation de l'effet de la réforme du PFU sur les comportements des ménages. Le prochain rapport devrait permettre d'améliorer notre compréhension de l'impact de l'instauration du PFU sur les ménages et les entreprises.

On constate dans les données portant sur les revenus de 2018 une hausse massive des dividendes, d'ampleur comparable à la baisse constatée en 2013. Cette hausse rend possible une évaluation de la réforme du PFU, à condition de pouvoir tenir compte de la mise en place du prélèvement à la source. Du fait de l'année blanche, les revenus salariaux de 2018 n'ont pas été imposés, ce qui a pu modifier les arbitrages entre salaires et dividendes, au détriment des dividendes. En particulier, comme mentionné dans le chapitre 3, baisser son salaire en 2018 ne pouvait générer aucune économie d'impôt sur le revenu, il n'est donc pas possible pour cette année de conclure sur une éventuelle redénomination des revenus générée

par la réforme. Les données 2018 permettront d'estimer une première réponse comportementale des agents à cette baisse d'imposition, mais 2019 sera la première année pour laquelle la taxation relative des dividendes et des salaires sera stabilisée à son niveau post-réforme.

Pour le rapport de l'an prochain, les données sur les revenus 2019 devraient pouvoir être traitées plus en amont de la production du rapport. Elles seront disponibles plus tôt que celles portant sur 2018, dont la livraison a été retardée par la crise sanitaire. Les traitements informatiques qui seront réalisés par l'équipe du CRED au second semestre 2020 sur les données 2018 permettront par ailleurs de gagner du temps dans l'exploitation des données 2019.

Les données portant sur 2019 permettront de mesurer les effets de court terme du PFU sur la redénomination des revenus et les dividendes déclarés par les ménages.

Sur le volet des entreprises, l'IPP compte compléter prochainement son étude sur l'impact du PFU, notamment sur les fonds propres des entreprises. Des résultats pour l'année 2019 devraient également être disponibles avant la publication du prochain rapport du comité.

L'année 2019 restera un horizon trop court pour estimer les effets causaux de moyen terme de la réforme. Les données portant sur l'année 2020 ne seront pas disponibles pour le prochain rapport, et seront de toutes manières perturbés par la crise économique de 2020 (restriction dans le versement de dividendes, chute de la profitabilité des entreprises, surcroît d'épargne, etc.), qui rendra encore plus complexe l'évaluation de la réforme.

2. Deux évaluations préliminaires et partielles des effets de la transformation de l'ISF par l'IFI

Un certain nombre de statistiques descriptives sur l'IFI 2018 et 2019, y compris sur les départs et retours de contribuables, ont été exposées dans ce rapport. S'agissant d'évaluation *ex post* au sens strict, qui vise à identifier un effet causal, il est encore trop tôt, d'autant que la période de confinement a retardé les travaux.

Les évaluations prennent plus de temps que pour le PFU pour deux raisons. D'abord, les réactions à la fiscalité de l'épargne sont plus rapides qu'à la fiscalité du patrimoine, car les flux s'ajustent plus rapidement que les stocks. Ensuite, l'identification des entreprises concernées par des actionnaires soumis à l'ISF/IFI nécessite de lourds appariements statistiques encore en cours, alors qu'il est plus

facile d'approximer les entreprises concernées par des actionnaires bénéficiant du PFU.

Dans cette partie sont présentées deux évaluations préliminaires et partielles menées par l'IPP dans le cadre du contrat de recherche conclu avec France Stratégie (Bach *et al.*, 2020a).

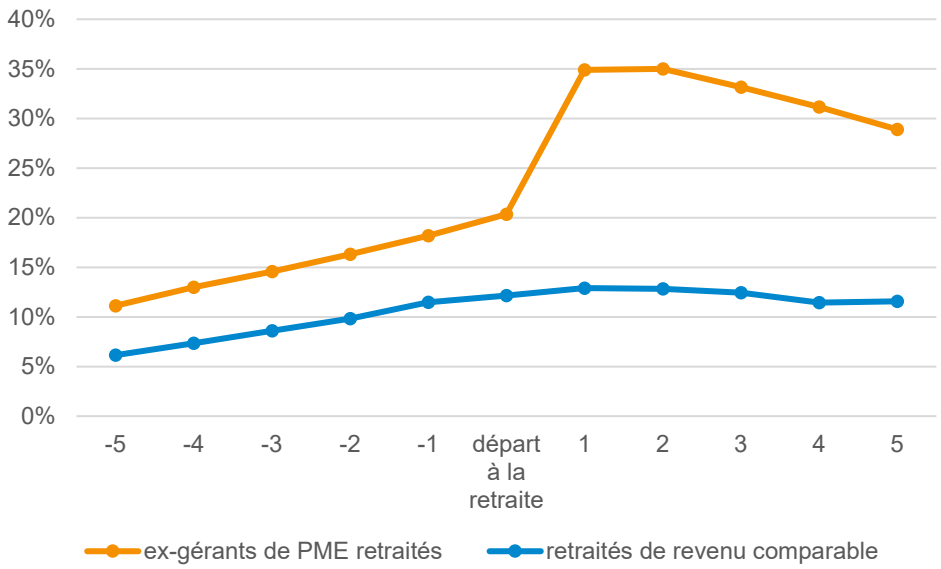
La transformation de l'ISF en IFI a-t-elle eu un impact sur l'investissement dans les PME des contribuables dont la vente de leur entreprise les met en possession d'un patrimoine mobilier élevé ?

Les gérants de PME vendant leur société pour partir à la retraite bénéficiaient pour ce qui concerne l'imposition des plus-values d'un abattement forfaitaire de 500 000 euros et d'un abattement pouvant aller jusque 85 % au-delà de ce seuil. En moyenne, on comptait 3 000 cessions de PME pour départ à la retraite entre 2006 et 2017. L'équipe de l'IPP analyse l'effet causal du départ à la retraite de ces gérants sur leur niveau de patrimoine, la probabilité d'être soumis à l'ISF et leur investissement dans les PME mesuré dans les déclarations fiscales IR et ISF, selon la méthode des doubles différences. Les ex-gérants sont comparés aux contribuables supposément partis à la retraite[1] la même année. Les contribuables à faibles revenus sont exclus du groupe de contrôle[2].

Le graphique 44 montre qu'après le départ à la retraite la probabilité d'être contribuable à l'ISF augmente pour les gérants de PME alors qu'elle est stable pour les autres retraités. L'effet causal est de 15 points sur la probabilité d'être contribuable à l'ISF. Ceci s'explique par un pur mécanisme fiscal. La cession d'une PME par son gérant avait pour conséquence d'augmenter le patrimoine taxable à l'ISF du cédant. Avant la vente, les actions de PME étaient exonérées d'ISF au titre du patrimoine professionnel. Après la vente, les liquidités obtenues devenaient imposables à l'ISF.

[1] Sont considérés comme passant à la retraite les contribuables dont les retraites dépassent 20 % du RFR.
[2] Les contribuables du groupe de contrôle ont un RFR avant retraite supérieur au premier quartile de RFR avant retraite des gérants de PME.

Graphique 44 – Probabilité d'être redevable à l'ISF autour de l'année de départ à la retraite



Lecture : parmi les gérants ayant cédé leur PME pour partir à la retraite, 20 % étaient assujettis à l'ISF l'année de leur départ en retraite.

Note : les retraités à revenus comparables aux ex-gérants sont ceux dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui du quart des gérants les moins aisés (premier quartile).

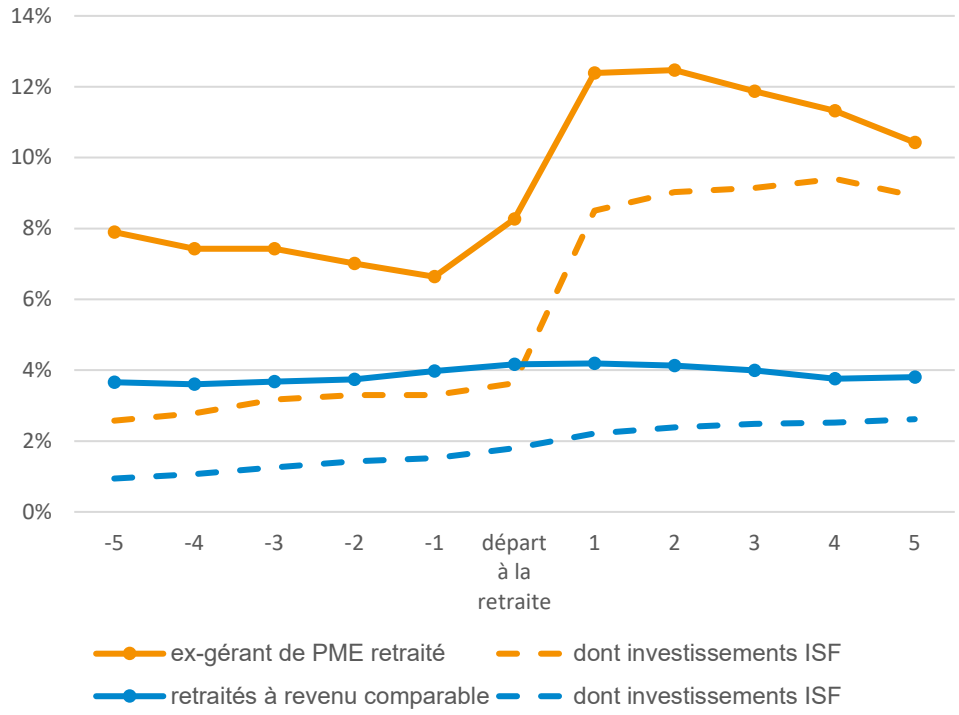
Source: Bach et al. *(2020a)*

Le passage à la retraite augmentait également la probabilité de demander une réduction d'ISF ou d'IR au titre d'un investissement dans une PME pour les anciens gérants de PME (voir graphique 45). La part des ex-gérants qui faisaient une telle demande passe de 8 % à 12 % au départ à la retraite, tandis que cette part est stable dans le groupe de contrôle. Les montants investis étaient modestes, de l'ordre de 40 000 euros par an et par investisseur. Ce montant est très faible au regard de la plus-value moyenne réalisée (960 000 euros en moyenne).

L'essentiel de la hausse a lieu dans le cadre de l'exonération ISF : juste après leur départ en retraite, les deux tiers des ex-gérants de PME faisant une telle demande le faisaient dans le cadre de l'exonération ISF. Cette proportion monte à quasi 90 % quatre ans plus tard.

Ces demandes de réduction d'ISF ou d'IR ne représentent qu'une partie des investissements dans une PME (elles ne concernent pas par exemple les investissements dans des PEA-PME, ni les apports-cessions), ce qui ne permet pas vraiment d'interpréter avec assurance les résultats obtenus par l'IPP.

Graphique 45 – Probabilité de demander une réduction d'ISF ou d'IR, au titre d'un investissement dans une PME, autour du départ à la retraite



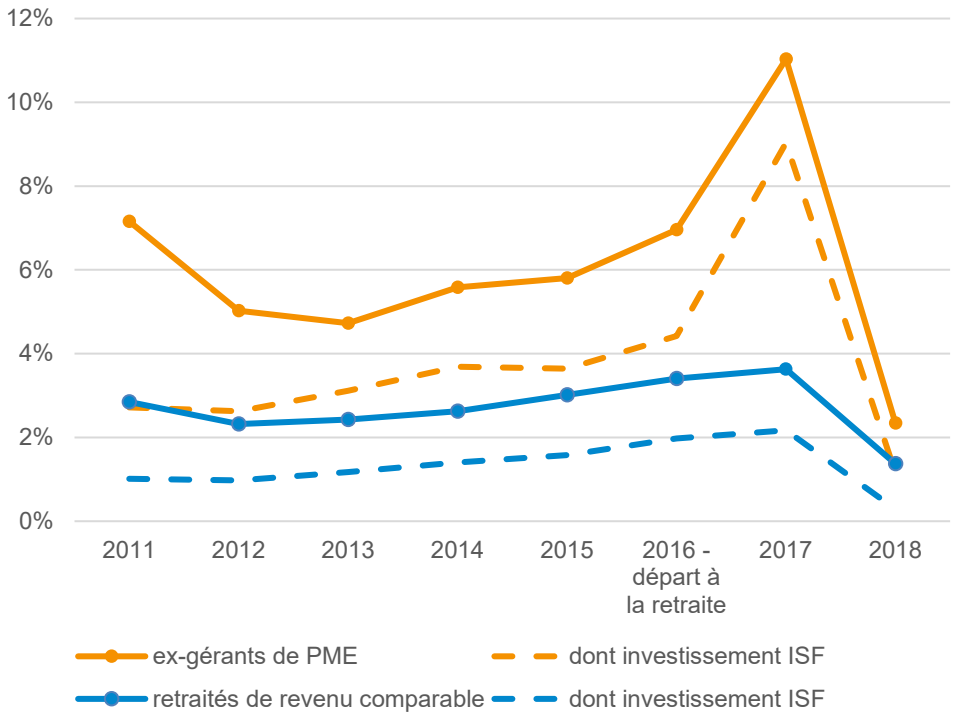
Lecture : parmi les ex-gérants de PME partis à la retraite, 8 % ont déclaré un investissement dans une PME, dont 4 % au titre de l'exonération ISF.

Note : les retraités à revenus comparables aux ex-gérants sont ceux dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui du quart des gérants les moins aisés (premier quartile).

Source : Bach et al. *(2020a)*

À partir des données portant sur les cohortes parties à la retraite après 2016, Bach *et al*. montrent que la réforme de l'IFI aurait eu pour conséquence de baisser les demandes de réductions d'IR ou d'ISF au titre d'un investissement dans les PME. Les ex-gérants nouvellement retraités en 2016 se sont comportés comme leurs prédécesseurs jusqu'en 2017 (voir graphique 46). Leur probabilité de faire une demande de réduction IR ou ISF au titre d'un investissement dans une PME a augmenté de 7 % à 11 % tandis qu'elle était stable pour le groupe de contrôle. En revanche, en 2018, seuls 2 % de ces ex-gérants auraient fait une telle demande, soit à peine plus que les autres retraités. Cette baisse semble s'expliquer par la disparition de l'exonération PME au titre de l'ISF, mais elle ne peut s'interpréter comme une baisse de l'investissement dans les PME, étant donné que l'analyse de l'IPP ne porte que sur un champ partiel. En outre, la réduction d'IR étant bien moins intéressante que la réduction d'ISF (taux de 18 % contre 75 % pour l'ISF), il est probable que les contribuables concernés aient cherché des alternatives plus intéressantes que la réduction IR.

Graphique 46 – Probabilité de demander une réduction d'ISF ou d'IR, au titre d'un investissement dans une PME autour du départ à la retraite, cohorte partie à la retraite en 2016



Lecture : parmi les ex-gérants de PME partis à la retraite en 2016, 11 % ont déclaré à l'ISF ou l'IR un investissement dans une PME en 2017, dont 9 % au titre de l'exonération ISF.

Note : les retraités à revenus comparables aux ex-gérants sont ceux dont le revenu fiscal de référence avant retraite dépasse celui du quart des gérants les moins aisés (premier quartile).

Source : Bach et al. *(2020a)*

L'étude obtient des réactions comportementales plus faibles sur les contribuables ayant cédé une jeune PME (créée depuis moins de dix ans) bénéficiant d'un abattement jusqu'à 85 % sur leurs plus-values de cession. Au moment de la cession, ces contribuables – 7 000 par an entre 2013 et 2017 – sont légèrement plus jeunes que les gérants de PME partant à la retraite (54 ans contre 59 ans). Contrairement aux ex-gérants de PME partis en retraite, il n'est pas possible de mesurer la plus-value réalisée par les ex-gérants de jeunes PME, car seul le montant après abattement pour durée de détention est déclaré. L'absence d'échantillon de contrôle ne permet pas de mettre en œuvre la méthode de doubles différences pour cette catégorie. En comparant les gérants de jeunes PME selon qu'ils aient déjà ou non vendu leur société, Bach *et al.* montrent que la probabilité d'être redevables à l'ISF augmente moins que pour les ex-gérants néo-retraités après la cession (+3,5 points contre +15). La probabilité de déclarer un investissement dans une PME augmente de 8 points après

la cession, mais pour des montants faibles, de l'ordre de 6 000 euros en moyenne par investisseur. Les difficultés d'interprétation sont les mêmes que pour les ex-gérants de PME partant à la retraite.

L'effet de l'ISF et de sa suppression sur les versements de dividendes

Un des effets pervers de l'ISF est qu'il représentait théoriquement une contrainte pour certaines entreprises familiales, en les obligeant à verser trop de dividendes. En effet, en théorie, les contribuables à l'ISF contrôlant une entreprise pourraient exiger des dividendes plus élevés afin de payer le montant de l'impôt. Bach *et al.* (2020a) ont montré que, pour les patrimoines de plus de 10 millions d'euros constitués majoritairement d'actions, l'ISF payé moyen représentait 0,37 % du patrimoine (voir chapitre 2). Selon les représentants du METI auditionnés par le comité, cet effet contribuerait à freiner le développement des PME et des ETI. L'étude de Bach *et al.* (2020a) propose un premier éclairage sur la question, à partir des déclarations d'ISF et les déclarations d'IR. Elle sera complétée prochainement par des données plus précises, appariant foyers et entreprises contrôlées.

L'étude distingue les catégories de contribuables à l'ISF selon leur degré de contrôle des sociétés dont ils sont actionnaires (voir tableau 24). La catégorie à fort contrôle est constituée des gérants ayant reçu des revenus d'une société détenue à plus de 33 %, identifiés dans les déclarations de revenu de 2018[1]. La deuxième catégorie, dite à contrôle modéré, rassemble les contribuables ISF ayant signé un pacte « Dutreil », qui donne droit à un abattement de 75 % sur les actions détenues. Pour bénéficier de cet abattement, les actionnaires doivent avoir signé un pacte de conservation des titres suffisamment longue, le gérant doit faire partie des signataires du pacte et ces derniers doivent détenir collectivement au moins 20 % des actions de l'entreprise. Un actionnaire Dutreil ne contrôle pas directement la politique de versement des dividendes, mais peut exercer une influence sur le gérant. La dernière catégorie, dite sans contrôle, rassemble les autres contribuables à l'ISF. Dans les trois groupes, seuls les contribuables ayant plus de 2,57 millions d'euros d'actif net taxable avant 2017 sont retenus, afin d'assurer une bonne comparabilité entre les trois groupes[2].

[1] Cases 1AN, 1BN, 1GN, 1HN, 1GB, 1HB, 1AV, 1BV, 1GV, 1HV de la déclaration 2042 de 2018.

[2] Dans les déclarations ISF, les pactes Dutreil ne devaient être mentionnés que si le patrimoine déclaré dépassait 2,57 millions d'euros.

Tableau 24 – Évolution des dividendes entre 2017 et 2018, selon la catégorie de contribuable à l'ISF

Catégories de contribuables	Définition de la catégorie	Type d'exonération sur le patrimoine en action de la société	Hausse des dividendes en 2018 (en points d'actif net)	
			Foyers sensibles à la *flat tax*	Foyers insensibles à la *flat tax*
Fort contrôle	A reçu des revenus d'une société détenue à au moins 33 % avant 2017	100 % des actions de la société	1,4	0,6
Contrôle modéré	Souscription pacte d'actionnaires avant 2017	75 % des actions de la société	0,6	0,4
Faible contrôle	Autres	Pas d'exonération	0,5	0,1

Champ : contribuables à l'ISF avec plus de 2,57 millions de patrimoine taxable en 2017

Note : les foyers dits sensibles à la flat tax sont ceux qui avaient opté pour le PFL en 2012.

Source : France Stratégie d'après IPP

L'étude consiste à observer les dividendes reçus par les trois catégories de contribuables avant et après la suppression de l'ISF et son remplacement par l'IFI en 2018, selon la méthode des doubles différences. Les chercheurs suivent un raisonnement par contraposée : une baisse des dividendes déclarés en 2018 par les foyers ayant un contrôle modéré sur les sociétés serait le signe que l'ISF avait un effet inflationniste sur les dividendes.

La réforme du PFU, concomitante à celle de l'ISF, vient complexifier quelque peu le raisonnement. Comme l'indiquent les auteurs, le PFU diminue le taux d'imposition des revenus de capitaux mobiliers et incite donc au versement de dividendes plus importants. Il est donc nécessaire de tenir compte de l'impact de cette réforme, qui a priori affecte pareillement les trois catégories de contribuables ISF. L'étude distingue les contribuables des trois catégories selon que leurs dividendes sont susceptibles de répondre ou non à la réforme de la flat tax. Sont considérés comme sensibles à la flat tax les foyers qui avaient opté pour le PFL en 2012.

En 2018, les contribuables exerçant un fort contrôle sur une société ont vu leurs dividendes augmenter plus fortement que les autres. Parmi les contribuables sensibles à la flat tax, la hausse des dividendes représente 1,4 point d'actif net lorsque le contrôle est fort et 0,6 lorsqu'il est modéré et 0,5 pour les contribuables à faible contrôle (voir tableau 24). La hausse est plus modérée pour les contribuables insensibles à la flat tax. Là encore les dividendes ont augmenté plus fortement pour les foyers à contrôle fort (+0,6 points d'actif net) ou modéré (+0,4) qu'en cas d'absence de contrôle (+0,1).

En 2018, les dividendes reçus ont donc augmenté pour toutes les catégories de foyers. Ceci suggère que l'effet inflationniste du PFU sur les dividendes a été plus important que celui de l'ISF, si tant est que ce dernier existe. Selon l'IPP, le fait qu'ils aient augmenté plus pour les contribuables contrôlant le capital des entreprises suggère que l'ISF avait probablement peu d'influence sur la politique de versement des dividendes par les entreprises. Pour autant, on peut relever que la hausse des dividendes apparaît plutôt moindre pour les contribuables Dutreil que pour les contribuables ayant un fort contrôle (typiquement des actionnaires dirigeants de l'entreprise), ce qui, sans la confirmer, n'invalide pas tout à fait l'hypothèse que l'ISF induisait un surcroît de versement de dividendes lorsque la société était modérément contrôlée, de façon à aider ses actionnaires à payer leur ISF.

Quoi qu'il en soit, à supposer que l'un des effets pervers de l'ISF était d'inciter à l'excès à un versement de dividendes par les entreprises, la conjugaison de la transformation de l'ISF en IFI et de l'instauration du PFU aura bien conduit en 2018 à une forte augmentation des dividendes versés.

Perspectives pour le rapport 2021

L'appariement entre les données fiscales des ménages et les données d'entreprises est l'avancée principale proposée par l'équipe de l'IPP pour l'évaluation des effets économiques de l'ISF-IFI. Cet appariement n'a pu être réalisé dans les délais du présent rapport, la DGFiP considérant que toutes les garanties de confidentialité n'étaient pas réunies. Cet obstacle a été levé suite à un accord trouvé entre la DGFiP, l'IPP et le CASD. Le rapport 2021 bénéficiera donc de l'exploitation de l'appariement firmes-ménages.

À partir de cet appariement, l'équipe de l'IPP mesurera de manière très précise l'évolution du poids représenté par le paiement de l'ISF et de l'IFI pour les actionnaires, en tenant compte du patrimoine complet des actionnaires, y compris les biens professionnels. Il sera possible de mesurer la contrainte exercée par l'ISF et l'IFI sur les entreprises détenues, en différenciant notamment les entreprises suivant leurs besoins de financement.

Enfin, l'appariement permettra de présenter des premiers résultats de l'effet causal de la transformation de l'ISF-IFI sur la composition du capital, la gouvernance, les politiques de dividendes, de financement et d'emploi des entreprises. À partir de ces données, des données fiscales d'entreprise au titre de l'année 2019 et des données fiscales POTE de 2018 et 2019 l'effet de la suppression de l'ISF sera présenté avec deux ans de recul.

ANNEXES

ANNEXE 1

LETTRE DE MISSION

Monsieur,

Afin de favoriser la croissance de notre tissu d'entreprises, de stimuler l'investissement et l'innovation, le Gouvernement a profondément rénové la fiscalité sur le capital, en instaurant un prélèvement forfaitaire unique sur les revenus de l'épargne, en remplaçant l'impôt de solidarité sur la fortune par un impôt recentré sur la fortune immobilière et en programmant une baisse du taux de l'impôt sur les sociétés. Comme le Gouvernement s'y était engagé lors du vote de la loi de finances 2018[1], la réforme de la fiscalité du capital doit faire l'objet d'une évaluation approfondie, permettant d'apprécier son efficacité au regard des objectifs poursuivis par le législateur. Un premier rapport d'évaluation doit être transmis sur la base des premières données disponibles, en amont du projet de loi de finances pour 2020.

Cette évaluation est confiée à un comité indépendant placé auprès de France Stratégie, avec l'appui du Conseil d'Analyse Economique. Ce comité regroupera des experts académiques ou de l'administration, des parlementaires et des personnalités qualifiées. Je vous suis très reconnaissant d'avoir accepté d'en assurer la présidence.

Je souhaite que le comité puisse analyser les effets de ces réformes fiscales sur le financement de l'économie et l'investissement, l'emploi et la croissance, la création et la répartition de richesses. Il appréciera les comportements de réallocation de l'épargne des ménages et les effets microéconomiques découlant de la suppression de l'ISF. Il étudiera notamment l'impact de cette réforme sur le coût du capital, l'investissement, l'innovation et le développement des entreprises, l'évolution des flux d'expatriations de contribuables percevant des hauts revenus et des flux de capitaux (en comparaison avec la fiscalité des pays voisins) et de la base taxable associée.

Monsieur Fabrice LENGLART
Commissaire général adjoint de France Stratégie
Commissariat général à la stratégie et à la prospective
20, avenue de Ségur
75007 PARIS

Le comité débutera ses travaux avant la fin de l'année. Il en établira un échéancier précis et devra rendre un premier rapport public exposant l'état des évaluations réalisées avant le dépôt du projet de loi de finances pour 2020.

Vous remerciant à nouveau de votre participation à ce comité, je vous prie d'agréer, Monsieur, l'expression de mes sentiments distingués.

Édouard PHILIPPE

ANNEXE 2

PERSONNES AUDITIONNÉES

Association nationale des sociétés par actions (ANSA)

Muriel de Szilbereky

Michel Rollier

Pierre Reynier

France Invest

France Vassaux

Le Mouvement des entreprises de taille intermédiaire (METI)

Philippe d'Ornano

Frédéric Coirier

Simon Dufeigneux

Alexandre Montay

Auditions ou présentations de travaux de chercheurs

Laurent Bach, Antoine Bozio, Brice Fabre, Arthur Guillouzouic, Claire Leroy, Clément Malgouyres

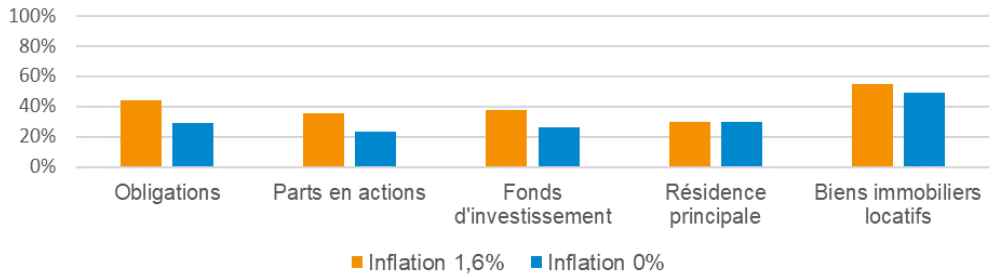
Marius Brülhart

ANNEXE 3

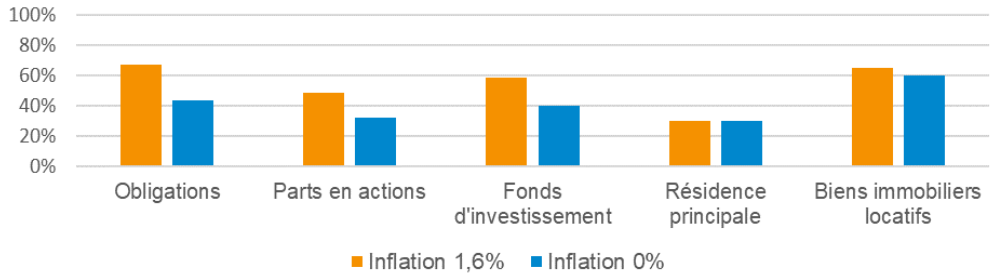
SENSIBILITÉ DU TMIE À L'HYPOTHÈSE D'INFLATION EN FONCTION DE L'ACTIF

Graphique 13 – Les TMIE en France en 2016 sous hypothèse d'inflation à 1,6 % et à 0 % par an

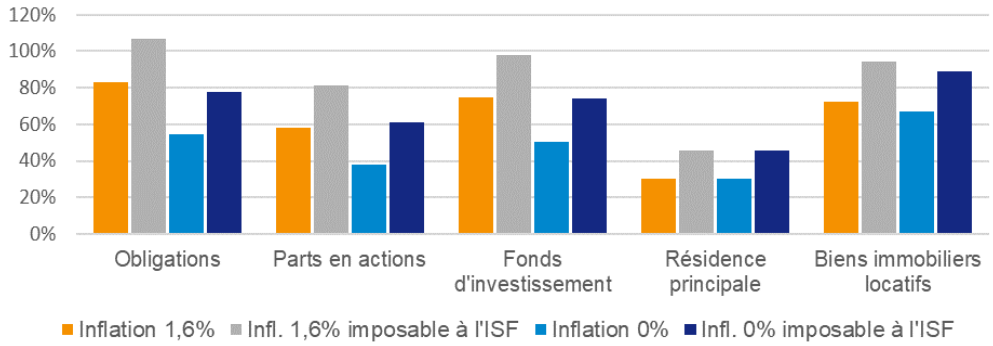
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



Contribuable à hauts revenus



Source : OCDE, France Stratégie

ANNEXE 4

COMPARAISON INTERNATIONALE OCDE

Liste des graphiques

Graphique A – TMIE sur obligations privées

Graphique B – TMIE sur les parts en actions (dividendes)

Graphique C – TMIE sur les fonds d'investissement

Graphique D – TMIE sur la résidence principale

Graphique E – TMIE sur les biens immobiliers locatifs

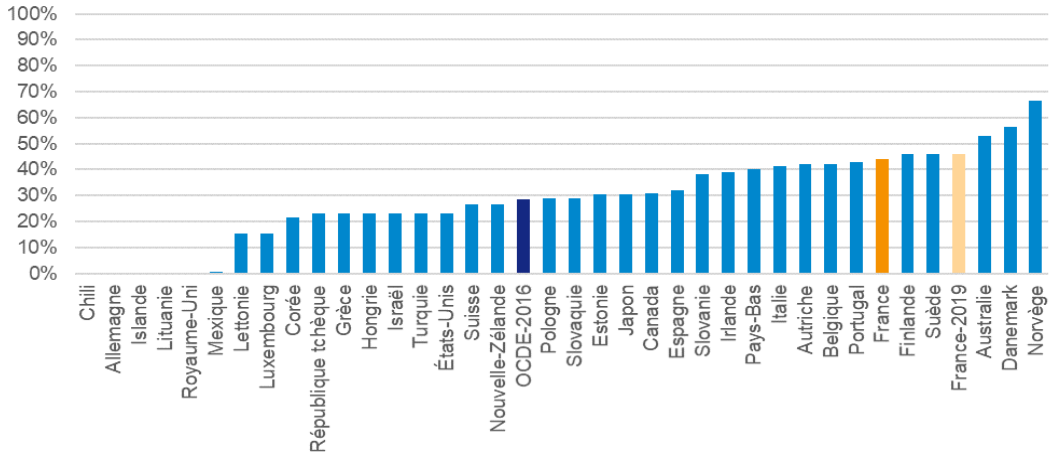
Note sur les graphiques

Les TMIE pour les pays étrangers sont ceux publiés par l'OCDE, relatifs à l'année 2016[1]. Les TMIE 2019 pour la France ont été recalculés par France Stratégie, grâce à l'aide de l'OCDE. Les TMIE pour les contribuables les plus aisés ne tiennent ici compte ni de l'ISF ni de l'IFI. Cette comparaison n'est donc valable que pour les contribuables non imposables à l'ISF avant la réforme ou à l'IFI après.

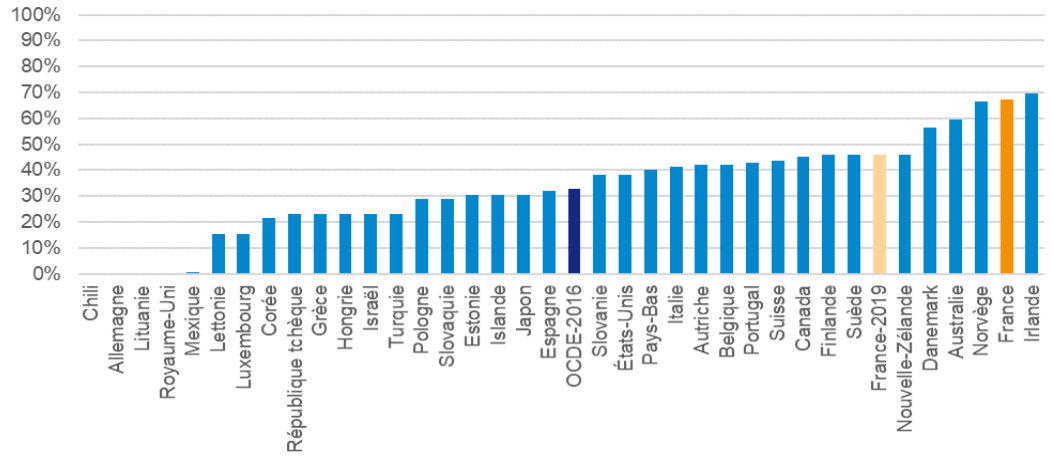
[1] Certains de ces chiffres appellent des commentaires. Concernant le Royaume-Uni, les chiffres publiés par l'OCDE d'imposition des actions et des fonds d'investissement pour les contribuables les plus aisés vont au-delà des taux d'imposition sur le revenu, qui devraient conduire à un TMIE de l'ordre de 60 %. À l'inverse, en Allemagne, les chiffres publiés pour les contribuables à revenus modestes ou moyens apparaissent très en deçà des barèmes de la flat tax ou de l'IR. Par ailleurs, le choix méthodologique retenu par l'OCDE de ne modéliser que les dividendes (et pas les plus-values) dans les parts en actions biaise à la hausse l'imposition au Royaume-Uni, où les plus-values sont bien moins imposées que les dividendes.

Graphique A – TMIE sur obligations privées

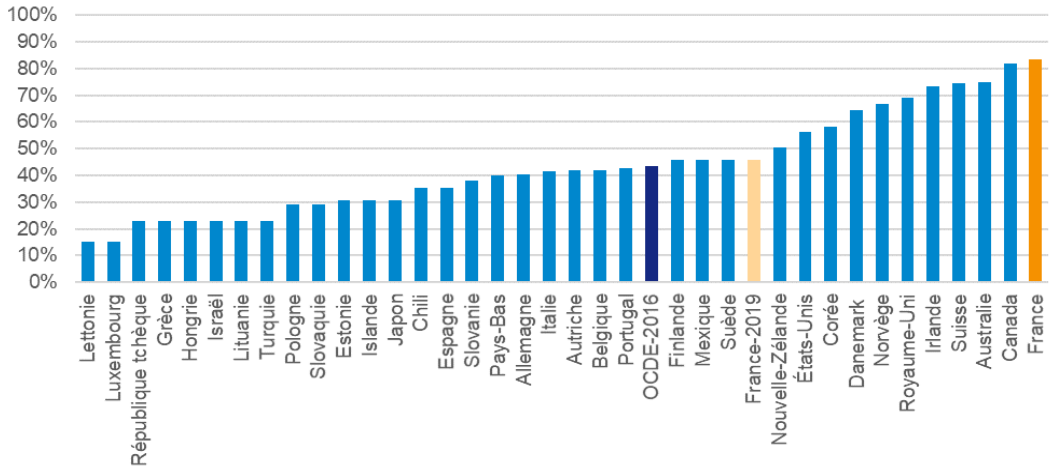
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



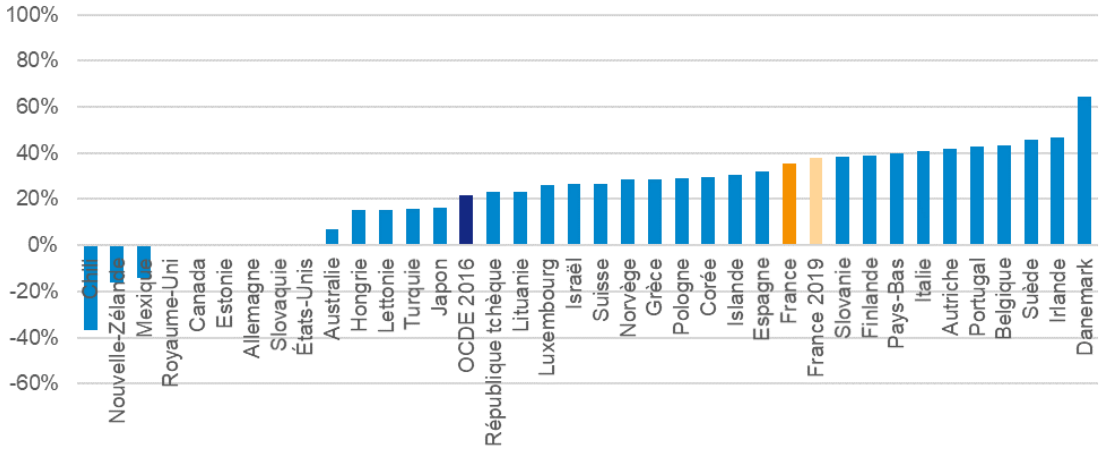
Contribuable à hauts revenus



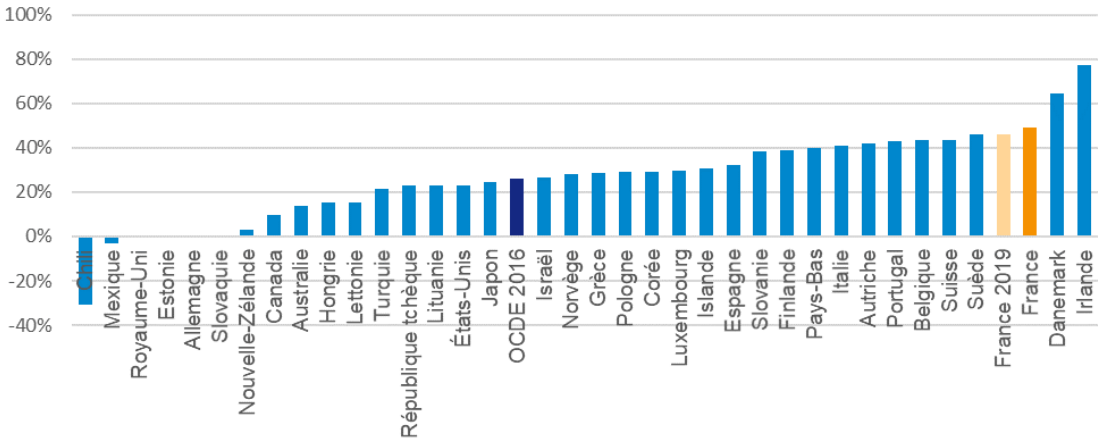
Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

Graphique B – TMIE sur les parts en actions (dividendes)

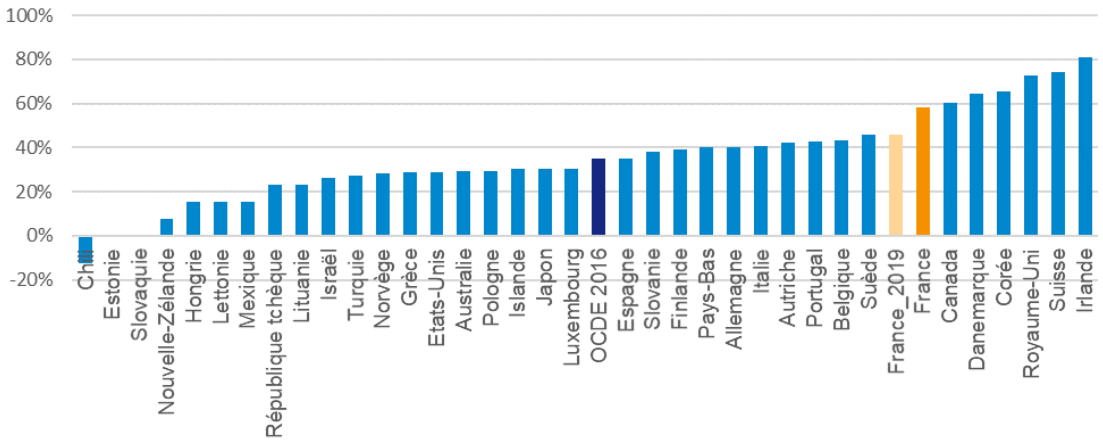
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



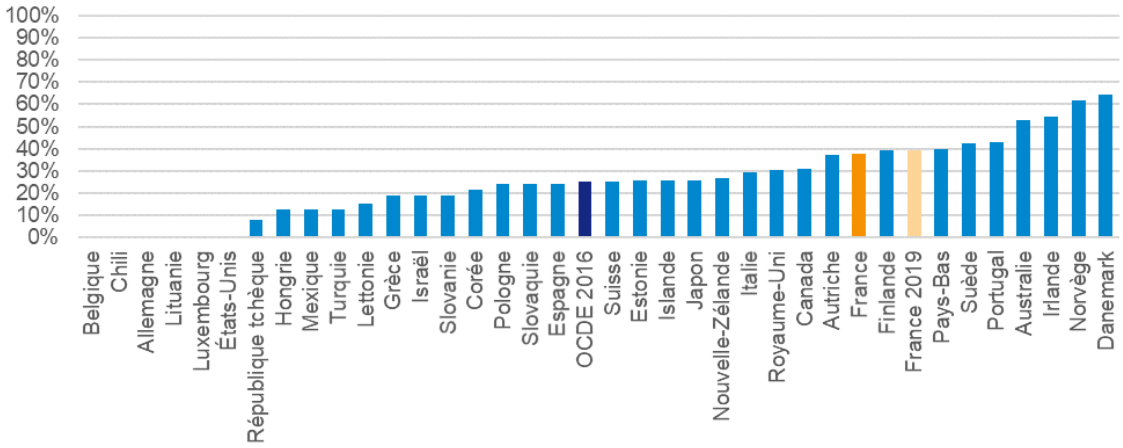
Contribuable à hauts revenus



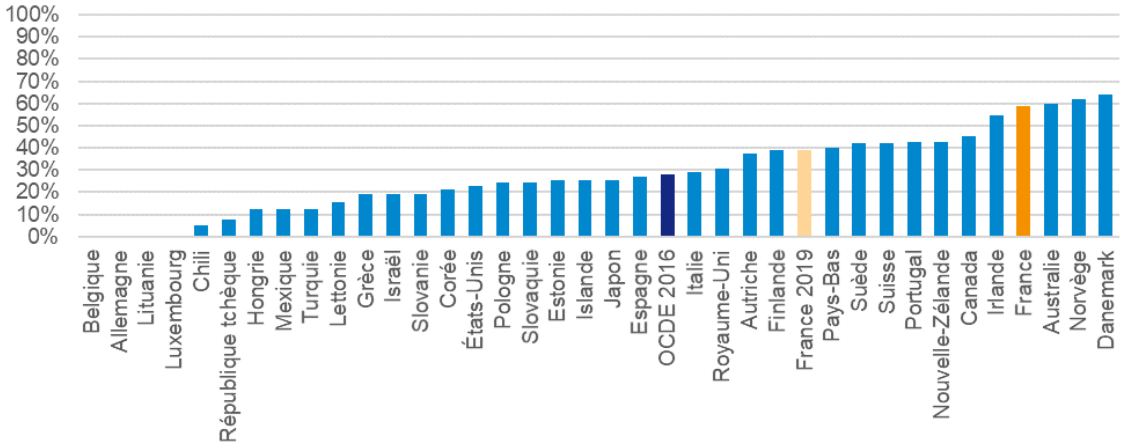
Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

Graphique C – TMIE sur les fonds d'investissement

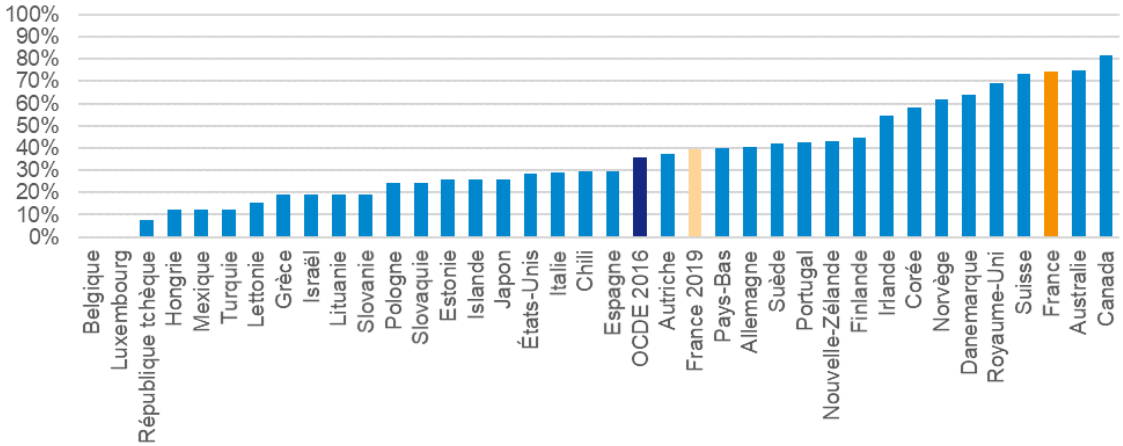
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



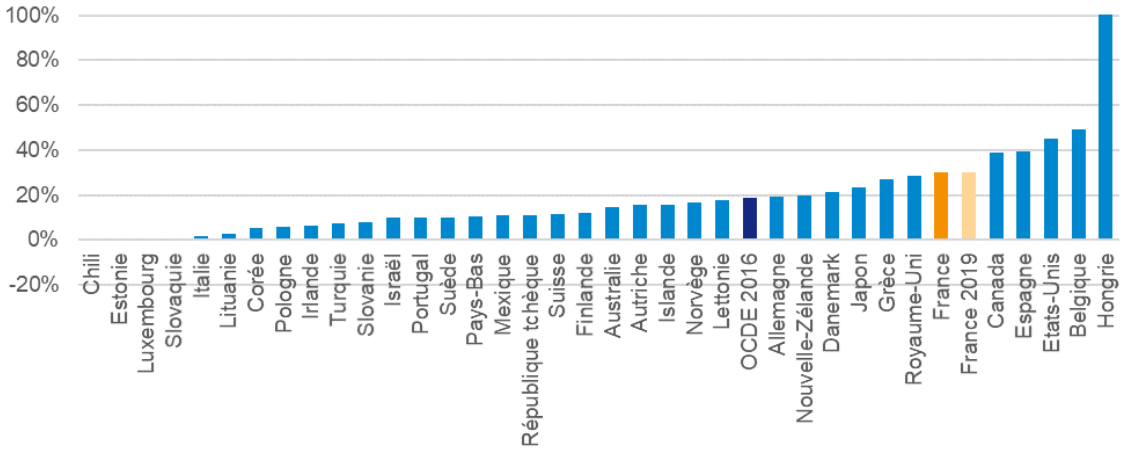
Contribuable à hauts revenus



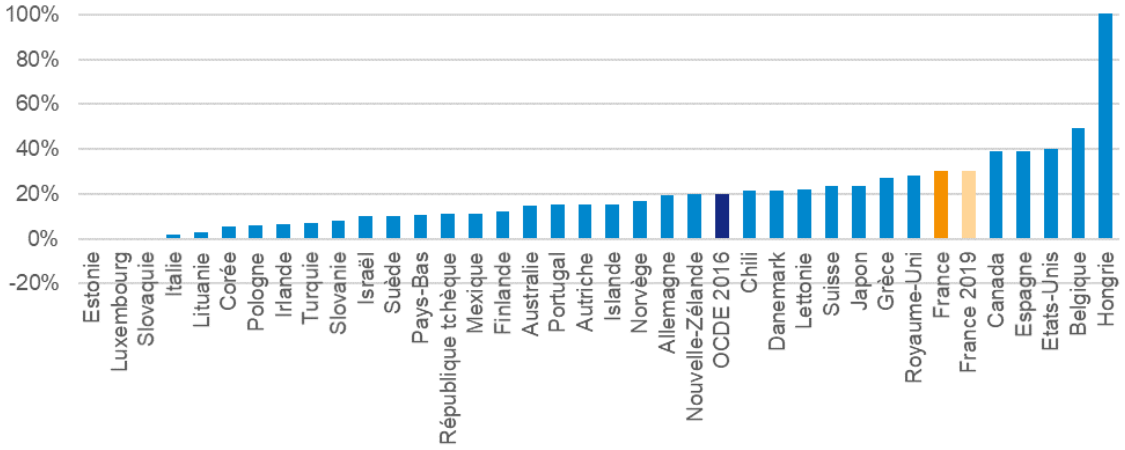
Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

Graphique D – TMIE sur la résidence principale

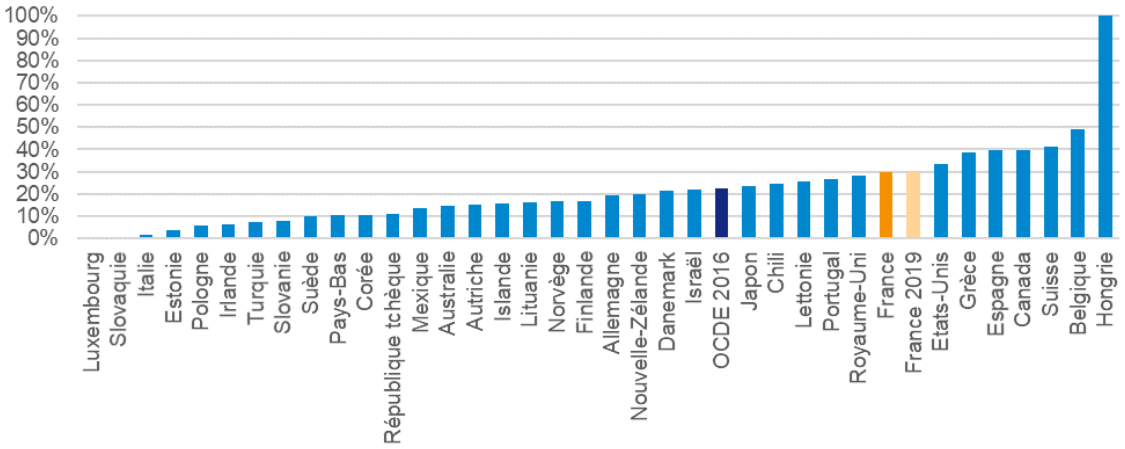
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



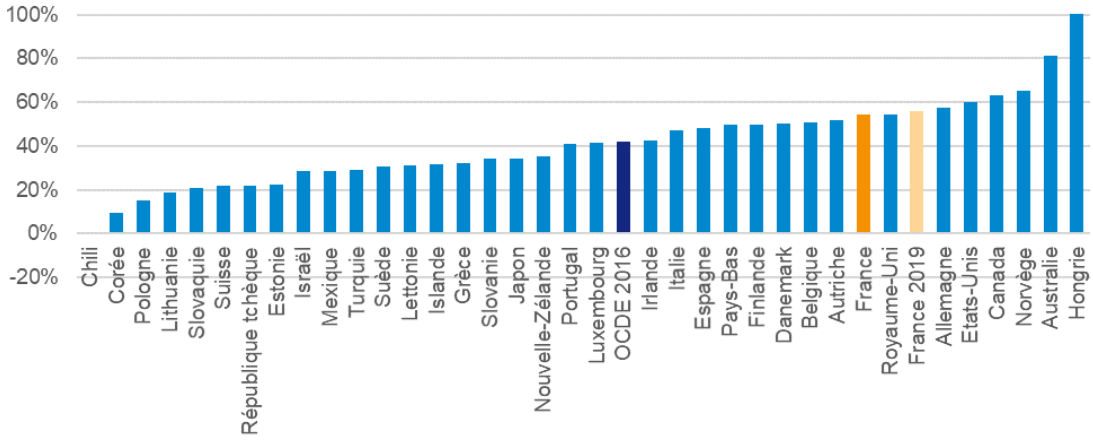
Contribuable à hauts revenus



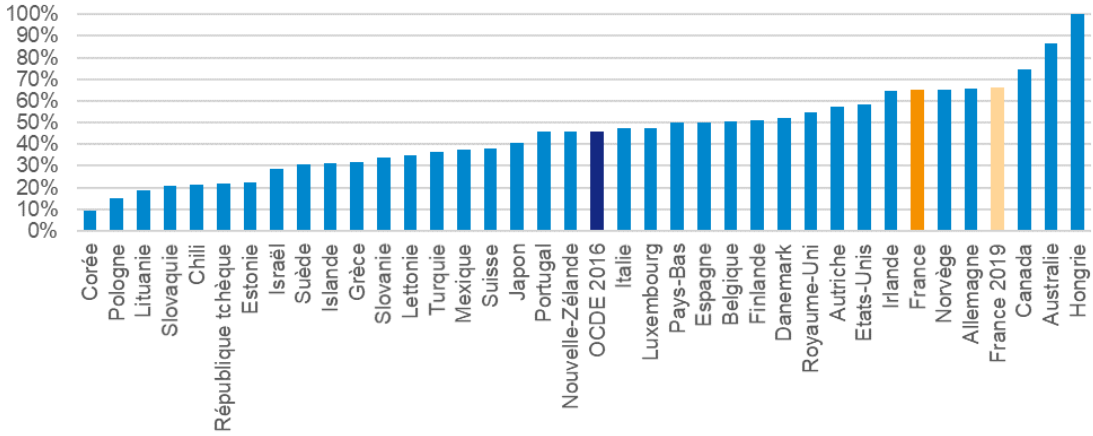
Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

Graphique E – TMIE sur les biens immobiliers locatifs

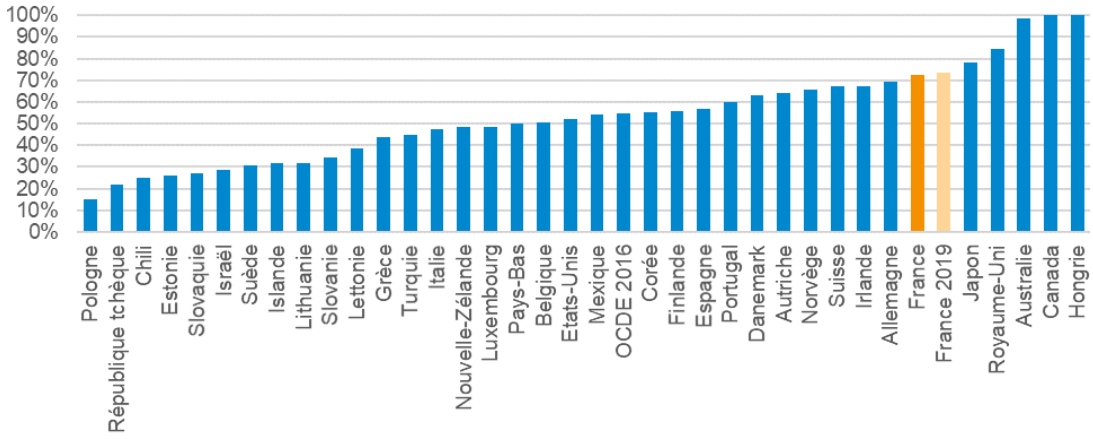
Contribuable à faibles revenus



Contribuable à revenus moyens



Contribuable à hauts revenus



Source : OCDE, résultats préliminaires de la révision du rapport Taxation of Household Savings *(2018)*

ANNEXE 5

DONNÉES SUR LES REDEVABLES DE L'ISF/IFI PARTIS OU REVENUS DE L'ÉTRANGER

Données relatives aux redevables de l'ISF/IFI partis à l'étranger

Tableau A – Ventilation par taux marginal d'imposition des revenus 2017

Taux marginal d'imposition des revenus de 2017	Nombre de redevables
0 %-14 %	39
30 %	39
41 %	40
45 %	36
TOTAL	**154**

Note : les deux premiers taux marginaux sont regroupés après application des règles du secret statistique.
Source : DGFiP

Tableau B – Ventilation par décile de revenu fiscal de référence (RFR) au titre des revenus 2017

Numéro du décile	Borne inférieure du décile (en milliers €)	Borne supérieure du décile (en milliers €)	Nombre de redevables	Montant cumulé de RFR (en millions €)
1		23	16	0,1
2	23	57	15	0,7
3	57	92	16	1,3
4	92	105	15	1,5
5	105	143	15	1,9
6	143	191	16	2,7
7	191	314	15	3,6
8	314	529	16	6,8
9	529	1001	15	10,2
10	1001		15	54,4
TOTAL			**154**	**83**

Source : DGFiP

Tableau C – Actif net imposable cumulé et moyen en fonction de l'année de départ

Année de départ (N)	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Base nette totale imposable en N (en Md€)	1,7	2,4	2,6	2,5	2,6	2,2	2,8	3,9	4,1	4,6	3,6	4,2	2,3	1,1	0,4
Base nette moyenne imposable en N (en M€)*	3,4	3,4	2,9	2,8	3,1	2,6	3,5	8,5	6,6	5,4	4,2	6,0	4,0	3,1	2,5
Ensemble des redevables à l'ISF/IFI en N									**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**
Actif net total imposable (Md€) en N									778	840	905	949	987	1 029	310
Actif net moyen imposable (M€) en N									2,7	2,7	2,7	2,8	2,8	2,9	2,3

* La base nette moyenne est calculée pour les redevables ayant renseigné un ISF/IFI non nul.

Note : changement de barème ISF entre 2010 et 2011 et passage de l'ISF à l'IFI en 2018.

Source : DGFiP

Tableau D – Ventilation par quintile d'actif net imposable en 2018

Numéro du quintile	Borne inférieure du quintile (en millions €)	Borne supérieure du quintile (en million €)	Nombre de redevables	Montant cumulé de l'actif net imposable (en millions €)
1		1,62	31	46
2	1,62	1,87	31	54
3	1,87	2,36	31	65
4	2,36	3,17	31	85
5	3,17		30	136
TOTAL			**154**	**386**

Source : DGFiP

Tableau E – Montant de l'ISF total et de l'ISF moyen acquittés l'année de leur départ pour l'étranger en fonction de leur année de départ

Année de départ (N)	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012*	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Total de l'ISF/IFI en N (en millions €)	20,7	18,0	18,8	15,8	12,0	18,0	33,6	54,0	26,6	23,6	25,8	10,7	5,1	1,4
ISF/IFI moyen en N (en milliers €)**	30,1	20,6	21,9	18,5	14,1	22,6	71,9	87,3	31,5	27,5	37,3	18,2	14,1	8,8
Ensemble des redevables à l'ISF/IFI en N								**2012***	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**
Montant de l'ISF/IFI déclaré en N, hors contrôle fiscal (en milliards €)								4,5*	3,6	3,8	3,9	4,0	4,2	1,3
Montant moyen de l'ISF/IFI déclaré en N, hors contrôle fiscal et hors bouclier fiscal (en milliers €)								15,6	11,6	11,5	11,4	11,5	11,8	9,7

* Le montant de l'ISF 2012 comprend la contribution exceptionnelle sur la fortune.

**L'ISF moyen est calculé pour les redevables ayant renseigné un ISF non nul.

NB : changement de barème ISF entre 2010 et 2011 et passage de l'ISF à l'IFI en 2018.

Source : DGFiP

Données relatives aux redevables de l'ISF/IFI revenus de l'étranger

Tableau F – Ventilation par taux marginal d'imposition des revenus 2018 des redevables de l'IFI précédemment délocalisés de retour en 2018

Taux marginal d'imposition des revenus de 2018	Nombre de redevables
0 %	50
14 %	43
30 %	67
41 %	29
45 %	30
TOTAL	**219**

Source : DGFiP

Tableau G – Ventilation par décile de RFR 2018 des redevables de l'IFI précédemment délocalisés de retour en 2018

Numéro du décile	Borne inférieure du décile (en milliers €)	Borne supérieure du décile (en milliers €)	Nombre de redevables	Montant cumulé de RFR (en milliers €)
1		6	22	0,0
2	6	33	22	0,4
3	33	48	22	0,9
4	48	66	22	1,3
5	66	92	22	1,7
6	92	125	22	2,4
7	125	192	22	3,4
8	192	287	22	5,2
9	287	706	22	9,7
10	706		21	34,1
TOTAL			**219**	**59,2**

Source : DGFiP

Tableau H – Actif net imposable des redevables de l'ISF (ou de l'IFI s'agissant des foyers de retour à partir de 2017) de retour de l'étranger en fonction de leur année de retour

Année du retour (N)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Base nette totale imposable N+1 (en M€)	663	892	1 265	509	575	361	552	1 099	546	580	192	601
Base nette moyenne imposable N+1 (en M€)*	2,8	2,4	2,9	2,9	4,3	3,3	2,6	3,8	5,6	6,7	2,0	2,7

* La base nette moyenne est calculée pour les redevables pour lesquels le montant net à payer est positif.
NB : changement de barème ISF entre 2010 et 2011 et passage de l'ISF à l'IFI en 2018

Source : DGFiP

Tableau I – Montant de l'ISF (ou de l'IFI s'agissant des foyers de retour à partir de 2017) acquitté par l'ensemble des foyers de retour en France et redevables de l'ISF ou de l'IFI lors de leur année de retour

Année de retour (N)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Montant total de l'ISF/IFI en N+1 (en M€)	3	4,1	7,5	4,1	3,1	1,5	1,9	2,5	2,3	4,2	0,7	2,9
ISF/IFI moyen N+1 (en k€)**	12,5	10,9	17,4	23,9	24,1	13,8	8,8	8,9	24,5	47,9	7,5	13,0
Ensemble des redevables à l'ISF/IFI en N					**2011**	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**
Montant de l'ISF/IFI déclaré en N+1, hors contrôle fiscal (en milliards €)					4,5*	3,6	3,8	3,9	4,0	4,2	1,3	1,5
Montant moyen de l'ISF/IFI déclaré en N+1, hors contrôle fiscal et hors bouclier fiscal (en milliers €)					15,6	11,6	11,5	11,4	11,5	11,8	9,7	10,7

* Contribution exceptionnelle sur la fortune en 2012

** L'ISF moyen est calculé pour les redevables pour lesquels le montant net à payer est positif.

NB : changement de barème ISF entre 2010 et 2011 et passage de l'ISF à l'IFI en 2018

Source : DGFiP

ANNEXE 6

QUESTIONNAIRE QUALITATIF SUR LA RÉFORME DE LA FISCALITÉ DU CAPITAL

En 2018 est intervenue une réforme importante de la fiscalité du capital : instauration d'un prélèvement forfaitaire unique (PFU) sur les revenus de l'épargne, remplacement de l'impôt sur la fortune (ISF) par un impôt centré sur la fortune immobilière (IFI).

Ce questionnaire est destiné à recueillir un ressenti, de nature qualitative, de la part de professionnels de la gestion d'actifs qui sont en contact avec une clientèle fortunée, ainsi que de professionnels de la gestion financière des entreprises (notaire, Family Office, etc.). *Les personnes interrogées peuvent répondre « ne sait pas » ou « non concerné/sans objet » si elles sont sans opinion ou s'estiment non concernées par une question*.

Ce questionnaire constitue la deuxième vague de l'enquête, la première ayant été réalisée au printemps 2019. Il s'inscrit dans un contexte particulier de crise liée à la pandémie de Covid-19, qui peut avoir un impact significatif sur les réponses. **Pour cette raison, sauf mention explicite, le questionnaire porte sur la période pré-crise. Les réponses doivent donc autant que possible exclure ce qui se passe depuis le début du confinement, sauf demande explicite.**

Les informations sont recueillies à des fins d'analyse statistique. Toute donnée permettant d'identifier un répondant ou une société ne sera en aucun cas diffusée.

Les résultats de l'enquête seront mis en regard avec des études quantifiées, de nature scientifique, conduites par l'administration et des équipes universitaires sur la base de l'exploitation de bases de données fiscales et de la statistique publique.

1) Nom, Prénom du répondant
2) Adresse mail
3) Société d'appartenance

Nota bene : ces informations d'identification du répondant ne seront pas rendues publiques / Les réponses seront anonymisées.

4) Décrivez en quelques lignes votre activité professionnelle : métier exercé, type de clientèle, montant des avoirs patrimoniaux de la clientèle en stock et/ou en flux, nombre de clients par tranche d'avoirs.

box commentaires

5) *Dans ce questionnaire, on qualifie de fortunée une personne dont le patrimoine est de* ***deux millions d'euros ou plus***. Quelle part de votre clientèle est fortunée ? Précisez en %

box commentaires

Depuis début 2018 jusqu'avant la période de confinement, avez-vous noté des différences d'investissements (ou de désinvestissements) dans les actifs immobiliers de la part de votre clientèle fortunée ?

→ oui/non

Si oui, dans quel sens ont eu lieu les mouvements ?

box commentaires

6) Parmi votre clientèle fortunée, diriez-vous que les nouvelles opérations d'investissement opérées depuis début 2018 ont concerné :

– la pierre physique : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– la pierre papier : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– l'assurance-vie en unité de compte : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– l'assurance-vie en euro : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– les actions cotées françaises : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– les actions cotées étrangères : pas du tout/un peu/ beaucoup
– les placements monétaires : pas du tout/ un peu/ beaucoup
– les actions non cotées : pas du tout/ un peu/ beaucoup

box commentaires

7) Parmi votre clientèle fortunée, diriez-vous que les revenus d'investissement mobiliers touchés *en 2019* :

a. ont été utilisés pour des dépenses courantes : pas du tout/ pour une part peu importante / pour une part importante / totalement

b. ont davantage été utilisés pour des dépenses courantes que les années précédentes : oui/non

c. ont été épargnés : pas du tout/ pour une part peu importante/ pour une part importante / totalement

d. ont davantage été épargnés que les années précédentes : oui/non

box commentaires

8) Avez-vous observé depuis début 2018 une évolution notable des dividendes versés à ceux de vos clients fortunés qui sont chefs d'entreprises ou qui possèdent des intérêts dans une entreprise familiale ? → oui/non

Si oui, cette évolution notable était-elle à la hausse à la baisse ?

box commentaires

9) Ces dividendes ont-ils été réinvestis ? → oui complètement/oui en partie/non

Si oui, comment ?

box commentaires

10) Avez-vous observé depuis début 2018 un changement dans les demandes de dividendes de la part de vos clients fortunés, lorsque vous les représentez, directement ou par d'autres intermédiaires, au capital d'entreprises?

→ oui, plus de dividendes versés /oui, moins de dividendes versés / non

box commentaires

11) Avez-vous observé depuis début 2018 une évolution dans la part prise dans le capital des entreprises par vos clients fortunés lorsqu'ils la déclaraient auparavant comme outil de travail ?

→ oui, à la hausse /oui, à la baisse / non

box commentaires

12) Dans les entreprises PME et ETI, avez-vous observé une plus grande ouverture du capital depuis début 2018 ? → oui/non

box commentaires

13) Avez-vous observé de moindres investissements de votre clientèle fortunée dans les PME depuis début 2018 ? → oui/non

box commentaires

14) À cet égard, avez-vous modifié les conseils donnés à votre clientèle suite à la réforme ? → oui/non

box commentaires

15) Avez-vous enregistré des entrées de clientèle fortunée auparavant domiciliée à l'étranger hors Royaume-Uni depuis début 2018 ? → oui/non

box commentaires

16) Avez-vous enregistré des entrées de clientèle fortunée auparavant domiciliée au Royaume-Uni depuis début 2018 ? → oui/non

box commentaires

17) Par rapport aux années précédant la réforme (avant 2018), les entrées de clientèle fortunée ont-elles été plus importantes /comparables /moins importantes ?

box commentaires

18) Avez-vous enregistré des sorties de clientèle fortunée auparavant domiciliée en France depuis début 2018 ? → oui /non

box commentaires

19) Si oui, par rapport aux années précédentes, ont-elles été depuis début 2018 plus importantes /comparables/moins importantes ?

box commentaires

20) Depuis 2018, avez-vous enregistré des entrées de clients consécutives à la vente d'une entreprise appartenant à ces derniers ? → oui/non

box commentaires

21) Diriez-vous que, depuis 2018, le nombre de ces entrées pour ce motif sont : à la hausse / à la baisse / stables

box commentaires

22) À votre avis, les grands principes de la réforme de la fiscalité du capital intervenue en 2018 (remplacement de l'ISF par l'IFI, instauration du PFU) seront-il encore en place en 2025 ?

→ Votre avis avant la période de confinement : Non certainement pas/c'est peu probable/c'est possible/c'est très probable/oui à coup sûr/ ne sait pas

→ Votre avis aujourd'hui, suite à la crise liée à la pandémie de Covid-19 : Non certainement pas/c'est peu probable/c'est possible/c'est très probable/oui à coup sûr/ ne sait pas

box commentaires

23) Avez-vous modifié les conseils donnés à votre clientèle suite à la réforme de la fiscalité du capital de 2018 ? → oui/non

Si oui, en quel sens ?

box commentaires

24) Quel a été, à votre sens, le principal impact de la réforme de la fiscalité du capital intervenue en 2018 sur la gestion patrimoniale de vos clients fortunés ?

box commentaires

Suite à la crise liée à la pandémie de Covid-19 depuis février 2020 :

25) Comment les portefeuilles de vos clients ont-ils été affectés par la crise ? Fortement à la hausse / légèrement à la hausse / stable / légèrement à la baisse / fortement à la baisse

box commentaires

26) Suite à cette crise, donnez-vous des conseils compte tenu de la très grande incertitude sur la situation présente et à venir ? Oui / Non

box commentaires

27) Si oui, conseillez-vous à vos clients de rediriger leurs investissements vers :

– la pierre physique : à la hausse/ stable / à la baisse
– la pierre papier : à la hausse/ stable / à la baisse
– l'assurance-vie en unité de compte : à la hausse/ stable / à la baisse
– l'assurance-vie en euro : à la hausse/ stable / à la baisse
– les actions cotées françaises : à la hausse/ stable / à la baisse
– les actions cotées étrangères : à la hausse/ stable / à la baisse
– les placements monétaires : à la hausse/ stable / à la baisse
– les actions non cotées : à la hausse/ stable / à la baisse

box commentaires

28) Avez-vous d'autres commentaires ?

box commentaire

Directeur de la publication
Gilles de Margerie, commissaire général
Directeur de la rédaction
Cédric Audenis, commissaire général adjoint
Secrétaires de rédaction
Olivier de Broca, Sylvie Chasseloup
Contact presse
Matthias Le Fur, directeur du service Édition/Communication/Événements
01 42 75 61 37, matthias.lefur@strategie.gouv.fr

RETROUVEZ
LES DERNIÈRES ACTUALITÉS
DE FRANCE STRATÉGIE SUR :

www.strategie.gouv.fr

@Strategie_Gouv

france-strategie

FranceStrategie

@FranceStrategie_

StrategieGouv

Les opinions exprimées dans ce rapport engagent leurs auteurs et n'ont pas vocation à refléter la position du gouvernement.

FRANCE STRATÉGIE

Liberté • Égalité • Fraternité
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE
Premier ministre
France Stratégie

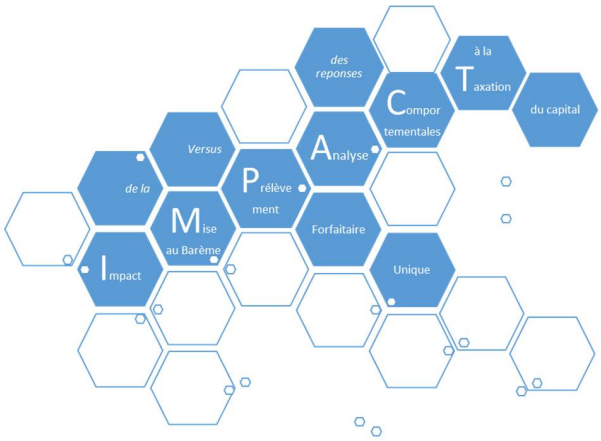
Institution autonome placée auprès du Premier ministre, France Stratégie contribue à l'action publique par ses analyses et ses propositions. Elle anime le débat public et éclaire les choix collectifs sur les enjeux sociaux, économiques et environnementaux. Elle produit également des évaluations de politiques publiques à la demande du gouvernement. Les résultats de ses travaux s'adressent aux pouvoirs publics, à la société civile et aux citoyens.

FRANCE STRATÉGIE – 20, AVENUE DE SÉGUR – TSA 90725 – 75334 PARIS CEDEX 07 – TÉL. 01 42 75 60 00

Évaluation de la mise au barème des revenus du capital

Marie-Noëlle LEFEBVRE Etienne LEHMANN Michaël SICSIC
Eddy ZANOUTENE

Rapport Intermédiaire - Septembre 2020



Projet IMPACT - CRED (TEPP), Université Paris II Panthéon-Assas

Impact de la Mise au barème versus Prélèvement forfaitaire unique
Analyse des réponses Comportementales à la Taxation du capital

CRED TEPP UNIVERSITÉ PARIS II PANTHÉON-ASSAS

Table des matières

Avertissement . . . iii
Les auteurs . . . iv
Remerciements . . . v

Résumé du rapport **vii**

Introduction générale **1**
I Introduction . . . 1
II Législation . . . 2
II.1 Contexte institutionnel . . . 2
II.2 La mise au barème des revenus des capitaux en 2013 . . . 5
II.3 Les réformes concomitantes . . . 6
III Données fiscales disponibles . . . 7

1 Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages **9**
I Cadre conceptuel . . . 14
I.1 Présentation du cadre . . . 14
I.2 Effets théoriquement attendus des réformes fiscales . . . 16
I.3 Détermination du taux de taxe sur le capital rendant maximale les recettes publiques . . . 19
II Base de données . . . 22
II.1 Construction de la base . . . 22
II.2 Simulation de l'impôt et des taux marginaux . . . 23
II.3 Champ d'étude et statistiques descriptives . . . 24
III Approche par doubles différences . . . 25
III.1 Stratégie d'estimation . . . 25
III.2 Le champ d'étude . . . 29
III.3 Résultats de l'effet de la mise au barème des dividendes . . . 31
III.4 Résultats de l'effet de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe . . . 38
III.5 Implications de politiques économiques . . . 40

IV Approche par variables instrumentales . . . 42
IV.1 La méthode . . . 43
IV.2 Le champ d'étude . . . 45
IV.3 Résultats . . . 46
IV.4 Implications de politiques économiques . . . 54
V Conclusion . . . 56

2 Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le patrimoine des ménages 59
I Stratégie d'estimation . . . 60
II Résultats . . . 65
II.1 Mise au barème des dividendes . . . 65
II.2 Mise au barème des intérêts . . . 67
II.3 Etude de la marge extensive . . . 69
III Discussion : peut-on parler de substitution du capital immobilier au capital mobilier ? . . . 71
IV Conclusion . . . 75

Annexes 77
A Annexes théoriques . . . 77
A.1 Propriétés générales . . . 77
A.2 Le signe des élasticités compensées croisées dans le modèle à deux périodes . . . 78
A.3 Dérivation de l'équation (1.2) . . . 79
B Résultats complémentaires par la méthode des Doubles Différences . . . 81
B.1 Estimations sans variables de contrôles . . . 81
B.2 Foyers percevant des revenus des capitaux qui ne sont pas uniquement composés de dividendes . . . 81
C Équations de premières étapes pour la méthode des variables instrumentales . . . 82
Références . . . 83

Avertissement

Paris, le 29 septembre 2020,

Le présent rapport s'inscrit dans la réponse à l'appel à projets visant à évaluer les effets des réformes de la fiscalité du capital. Conformément à la convention liant France Stratégie et l'Université Paris II Panthéon-Assas à propos de la réponse de l'équipe IMPACT à cet appel, le projet

> « a pour objectif d'approfondir et de compléter les travaux du comité d'évaluation sur l'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, piloté par France Stratégie. Il porte en particulier sur la fiscalité des revenus des capitaux mobiliers (d'abord la barémisation de 2013, puis l'instauration du PFU de 2018) »

La convention précise notamment dans son premier article :

> « Dans un premier temps (rapport « intermédiaire » pour mai 2020), ce projet vise à estimer la réponse des revenus du capital à leur taxation (effet « Ramsey »), ainsi que celle des revenus d'activité à la taxation des revenus du capital (effet de redénomination des revenus, ou « income-shifting ») en utilisant la mise au barème des revenus du capital entrée en vigueur en 2013. Ces résultats permettront de proposer une évaluation ex ante de la mise en place du PFU en 2018 sur la base des réponses comportementales observées en 2013. »

Les auteurs

Marie Noëlle LEFEBVRE

Marie Noëlle LEFEBVRE est Attachée Temporaire d'Enseignement et de Recherches (ATER) à l'Université Paris II Panthéon-Assas et chercheuse rattachée au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas. Elle est également membre de la Fédération de recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP).
Email : marie-noelle.lefebvre@u-paris2.fr. Page web : http://cred.u-paris2.fr/lefebvre.

Étienne LEHMANN

Étienne LEHMANN est Professeur de Sciences Économiques à l'Université Paris II Panthéon-Assas et chercheur au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas. Il est également membre de la Fédération de Recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP) et des réseaux de recherche CEPR (Londres), IZA (Bonn), IDEP (Aix-Marseille) et CESifo (Munich).
Email : etienne.lehmann@u-paris2.fr. Page web : http://cred.u-paris2.fr/lehmann.

Michaël SICSIC

Michaël SICSIC est chercheur associé au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas et membre de la Fédération de Recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP). C'est à ces titres qu'il participe au présent rapport. Il travaille également à l'Institut National de la Statistiques et des Études Économiques (Insee) dont la responsabilité ne saurait être engagée par le contenu du présent rapport.
Email : sicsic.michael@gmail.com. Page web : http://cred.u-paris2.fr/sicsic.

Eddy ZANOUTENE

Eddy ZANOUTENE est doctorant contractuel à l'Université Paris II Panthéon-Assas et chercheur rattachée au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas et à la Fédération de recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP).
Email : eddy.zanoutene@u-paris2.fr.

Remerciements

Ce travail a bénéficié d'un financement de France Stratégie dans le cadre de la réponse à l'appel à projets de recherche « Évaluer les réformes de la fiscalité du capital ».

Il a bénéficié des retours des comités de pilotage du 29 janvier 2020 et du 2 juin 2020 dont les auteurs veulent remercier chacun des participants, et notamment les rapporteurs Anne EPAULARD et Alain TRANNOY. Il a également été présenté au comité d'évaluation sur la fiscalité du capital lors de sa séance du 9 juillet 2020.

Les auteurs remercient la Direction Générale des FInances Publiques (DGFIP) pour avoir mis à leur disposition les données utilisées sur le serveur du Centre d'Accès Sécurisé aux Données après demande auprès du comité du secret statistiques. Ils remercient tout particulièrement le bureau GF 3C Études et statistiques en matière fiscale pour leurs assistance.

Ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence Nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD - Demande M346 auprès du comité du secret statistiques).

Les conclusions de ce rapport n'engagent que leurs auteurs et non les institutions qui les emploient.

Résumé du rapport

Contexte et but du rapport

La fiscalité des revenus du capital a fait l'objet de nombreuses réformes depuis une dizaine d'années. Ainsi, entre la fin des années 2000 et 2012, les taux du prélèvement forfaitaire libératoire (PFL) et des prélèvements sociaux appliqués aux revenus des capitaux mobiliers ont augmenté. En 2013, le PFL sur les dividendes et sur plusieurs autres revenus du capital est supprimé et ces revenus sont imposés au barème. En particulier, la mise au barème des dividendes a entraîné une augmentation du taux marginal d'imposition des dividendes de 36.5% à 40% pour les contribuables les plus aisés qui utilisaient ce dispositif fiscal avant 2012. Enfin, en 2018, l'imposition forfaitaire des revenus des capitaux mobiliers est rétablie avec la création du Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU).

L'effet de ces mesures sur les inégalités est dorénavant bien documenté (cf. Ben Jelloul, Bozio, Douenne, Fabre and Leroy (2019), Madec, Mathieu and Raul (2019) ou Paquier and Sicsic (2020)). En revanche, les réactions des acteurs à ces réformes reste beaucoup plus méconnues. Dans ce rapport nous essayons de quantifier les réponses comportementales des revenus du capital, des revenus du travail et du patrimoine aux réformes de la fiscalité des revenus du capital. Nous utilisons pour cela les réformes sur la fiscalité du capital mises en œuvre en France entre 2008 et 2017, et notamment la mise au barème des revenus des capitaux en 2013, qui correspond à une mesure miroir de la mise en place du PFU.

Données et méthodes

Nous mobilisons dans ce but les données fiscales de l'impôt sur le revenu (IR) et de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF), mises à la disposition des chercheurs par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) sur le Centre d'Accès Sécurisé aux Données (CASD) [1]. Ces données sont exhaustives et « panélisables » sur plusieurs années. Ces fichiers contiennent les déclarations fiscales à l'impôt sur le revenu de

1. Après conformité au comité du secret statistique garantissant la protection des données individuelles.

l'ensemble des foyers fiscaux ainsi que l'ensemble des déclarations des redevables à l'ISF.

À partir de ces données, nous mettons en œuvre deux méthodes complémentaires pour évaluer l'effet de la taxation des revenus du capital. La première est une méthode par doubles différences, permettant de visualiser graphiquement l'effet de la mise au barème des dividendes (fin du PFL) à partir de 2013 et se focalisant sur les très hauts revenus. Dans cette méthode, nous comparons l'évolution des revenus entre deux groupes de contribuables : le groupe des « traités » est composé de foyers fiscaux ayant déclaré des dividendes au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011 ; le groupe de contrôle est composé de contribuables n'ayant pas eu recours au PFL sur les dividendes ou seulement de façon ponctuelle.

Cependant, comme d'autres variations de la taxation des revenus du capital ont eu lieu sur la période 2008-2017, nous mettons également en œuvre une méthode par variables instrumentales qui va nous permettre d'identifier la sensibilité des différents types de revenus à l'ensemble des variations de taux marginaux des revenus du capital. Cette dernière méthode est également effectuée sur un échantillon plus large. Elle offre ainsi pour ces deux raisons des résultats que nous pensons plus facilement généralisables que la méthode des doubles différences qui n'exploite qu'une seule réforme.

Effets de la mise au barème des dividendes de 2013 sur les revenus

Les évolutions des dividendes, des revenus des capitaux et des revenus d'activité des groupes de contrôle et des groupes de traitement sont très similaires jusqu'en 2011 (voir Figure 1). En revanche, les évolutions des revenus des capitaux et des dividendes dans le groupe traité divergent à partir de 2012, année où la fin du PFL a été annoncée. Aussi, la mise au barème des dividendes aurait entraîné une baisse que nous estimons autour de 53 % pour les revenus du capital et de 70 % pour les dividendes. Cependant, la suppression du PFL n'aurait pas eu d'effets statistiquement significatifs sur les revenus d'activités. On obtient sensiblement les mêmes résultats en se restreignant aux contribuables ayant déclaré des revenus indépendants (cf. Figure 2 à gauche) ou aux contribuables n'ayant jamais déclaré des revenus indépendants (cf. Figure 2 à droite).

Ces résultats suggèrent une forte sensibilité des revenus du capital à leur taux d'imposition. D'autre part, l'absence de réponse des revenus d'activité, notamment de la part des indépendants (voir Figure 2 à gauche), suggèrent que ces fortes réponses du capital ne s'expliqueraient pas (ou que très marginalement) par une redénomination des dividendes en revenus d'activités (*income shifting*). Ce dernier résultat est en ligne avec des résultats obtenus sur données françaises (Bach, Bozio, Fabre, Guillouzouic, Leroy and Malgouyres, 2019, Boissel and Matray, 2019) mais diffèrent de certains ré-

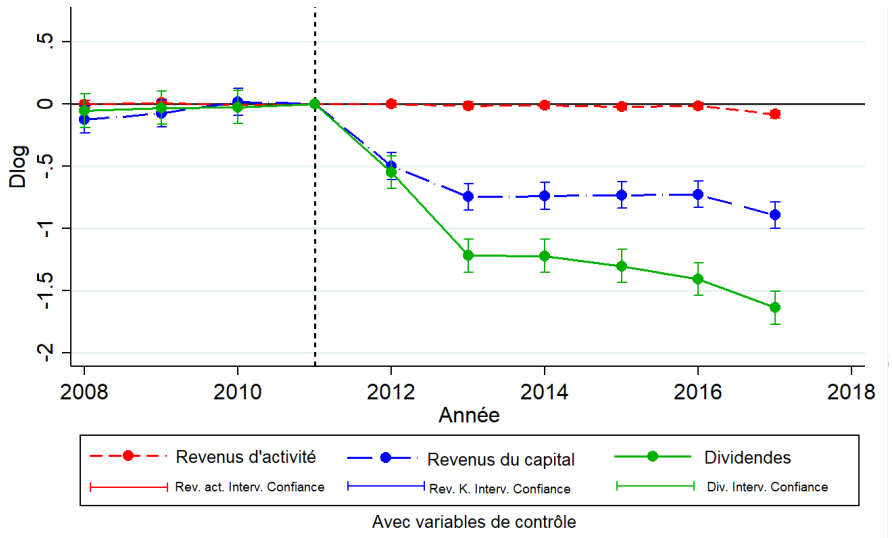


FIGURE 1 – Différence d'évolution des revenus entres les foyers affectés par la réforme et les autres.

sultats obtenus en Israël (Romanov, 2006), dans les pays scandinaves (Alstadsæter and Wangen, 2010, Pirttilä and Selin, 2011, Edmark and Gordon, 2013, Harju and Matikka, 2016, Alstadsæter and Jacob, 2016) ou au Royaume Uni (Tazhitdinova, 2020). Il pourrait être lié au fait que nous étudions ici l'effet d'une hausse de la taxation des revenus du capital, dans un contexte où les taux marginaux sur le travail sont supérieurs aux taux marginaux sur le capital. Nos résultats sont robustes à l'introduction de nombreuses variables de contrôles et à la définition du groupe de contrôle.

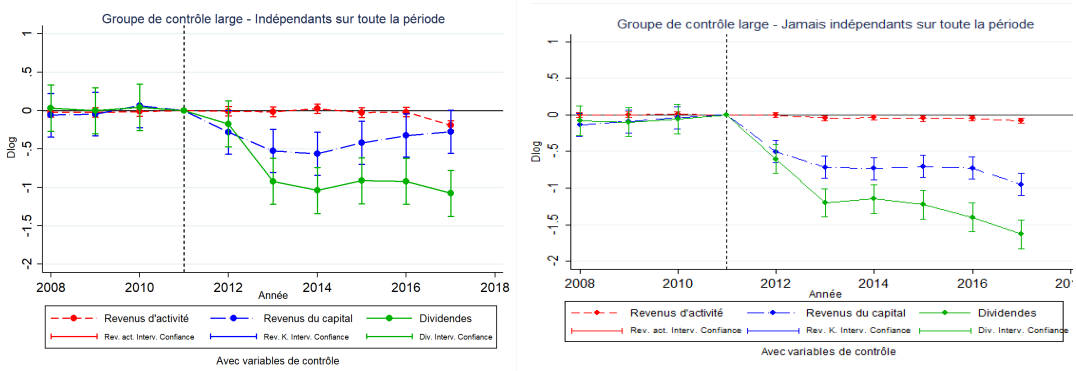


FIGURE 2 – Résultat des doubles différences sur les sous populations des contribuables indépendants (à gauche) ou jamais indépendants (à droite). Intervalles de confiance à 99%.

Nos estimations économétriques peuvent être mobilisées pour appréhender les conséquences de la mise au barème des dividendes pour les finances publiques. Tout d'abord, nous évaluons qu'en l'absence de réponses comportementales, la mise au barème des dividendes aurait entraîné un gain pour les finances publiques de l'ordre de 0,4 milliards d'euros par an. Notre estimation de 70% de la réduction des dividendes aurait pour conséquence une baisse des recettes fiscales afférentes qui se situerait dans une

fourchette comprise entre 1,1 et 2,1 milliards d'euros. La borne supérieure de cette fourchette est obtenue en appliquant la baisse de 70% des dividendes à l'ensemble des dividendes déclarés au PFL en 2012. La borne inférieure est obtenue en n'appliquant cette baisse qu'aux dividendes déclarés au PFL par les contribuables se situant dans la tranche supérieure à 41 %. Au total, l'effet sur les finances publiques serait une perte comprise entre 0,7 et 1,7 milliards d'euros. Il faut noter que ce chiffrage ne prend pas en compte l'effet de la réforme sur les autres revenus du capital (que nous estimons non significative pour les produits de placement à revenu fixe) ou sur les revenus d'activité. Nous négligeons également dans ce calcul des effets de plus long terme comme le fait que la réforme pourrait impacter les recettes fiscales provenant de l'imposition des plus-values dans le cas où les dividendes auraient été réinvestis ce qui aurait amélioré la valorisation des sociétés.

Nous avons également mené un exercice similaire de doubles différences en comparant un groupe de contribuables qui avaient eu recours au PFL sur les produits de placement à revenu fixe à un groupe de contrôle. La mise au barème des produits de placement à revenu fixe aurait entraîné une réduction de ces revenus d'un montant avoisinant 33% en 2013. En revanche, cette réforme n'aurait pas eu d'effets statistiquement significatifs sur les dividendes ou sur les revenus d'activité. Aussi, l'effet net sur les finances publiques de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe serait positif : pour un effet mécanique un peu en dessous de 0,9 milliards d'euros, nous estimons que la perte liée aux réponses comportementales serait comprise entre 0,1 et 0,5 milliards d'euros, soit un effet net positif compris entre 0,4 et 0,8 milliards d'euros. Ces résultats sur la mise au barème des produits de placement à revenu fixe s'avèrent moins bien identifiés que ceux concernant la mise au barème des dividendes et doivent donc être pris avec beaucoup de précaution.

Effets des réformes sur la période 2008-2017

La deuxième méthode par variables instrumentales permet d'estimer des élasticités comportementales en prenant en compte non seulement la mise au barème des dividendes mais également toutes les autres réformes fiscales qui sont intervenues depuis 2008, et en reposant sur une population élargie. Ces deux points permettent d'obtenir des résultats qui nous semblent plus solides pour être appliqués à d'autres réformes. Nous obtenons une élasticité autour de $0,65$ des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention, une estimation qui s'avère robuste à de nombreuses variantes économétriques. Cette élasticité est beaucoup plus élevée que celle des revenus du travail par rapport à leurs propres taux marginaux de rétention, ce qui indique que les revenus du capital seraient beaucoup plus sensibles à la taxation que les revenus du travail.

De plus, l'élasticité croisée des revenus d'activité par rapport au taux marginal de rétention des revenus du capital estimée par cette méthode est positive et de faible ampleur. Cette estimation est toutefois statistiquement significative au seuil de 1%. Nous obtenons ces résultats non seulement pour l'ensemble de la population, mais également en se restreignant aux seuls indépendants. Aussi, l'absence de mécanisme de redénomination des revenus que nous avons mis en évidence lorsque nous avons étudié les réponses à la mise au barème des dividendes de 2012 se trouve confirmée avec la méthode par variables instrumentales. Nous obtenons en revanche une élasticité négative des revenus du capital au taux marginal de rétention des revenus d'activité que nous expliquons par des effets « richesses » particulièrement importants pour les revenus du capital et négligeables pour les revenus du travail.

Pour illustrer les implications de ces estimations, nous avons représenté dans la figure 3 des ordres de grandeur du taux de taxation proportionnel des revenus du capital qui permet d'obtenir les recettes fiscales les plus élevées en considérant comme inchangé le reste du système fiscal. Nous qualifions de taux « lafférien » ce taux de taxe car il correspondrait au sommet de la courbe de Laffer. La figure 3 représente le taux lafférien en fonction de la valeur de l'élasticité croisée retenue. En ignorant les réponses croisées sur les revenus du travail, nous obtenons un taux lafférien aux alentours de 60% sur la base de notre estimation de l'élasticité directe à 0,65. Ce taux se révèle néanmoins particulièrement sensible à la valeur retenue pour l'élasticité croisée des revenus d'activité au taux marginal de rétention sur les revenus du capital qui est reportée sur l'axe horizontal de la figure 3. Le taux lafférien descendrait de 60% en l'absence de réponses croisées à 45% en retenant une estimation de l'élasticité croisée de 0,067 représentée par la ligne continue verticale sur la figure[2]. L'interprétation est que lorsque cette élasticité croisée est positive (respectivement négative), une hausse du taux de taxation des revenus du capital diminue (resp. augmente) les revenus d'activité, et donc les recettes fiscales afférentes. La forte sensibilité du taux lafférien à cette élasticité croisée s'explique par le fait que, même en se restreignant aux contribuables déclarant des dividendes, les revenus d'activité moyens (58 387 € en 2017) sont nettement supérieurs aux revenus des capitaux moyens (4 503 €) et représentent donc une base fiscale beaucoup plus conséquente. La courbe bleue ne tient pas compte des effets sur les recettes des cotisations sociales. La courbe verte tient également compte des effets des réponses des revenus d'activité sur les recettes issues des cotisations sociales. Le taux lafférien se révèle alors encore plus sensible à l'élasticité croisée.

Ces calculs de taux Lafférien doivent toutefois être pris avec beaucoup de prudence tant sont nombreuses les hypothèses simplificatrices sous-jacentes. Rappelons tout d'abord que nos estimations ne portent que sur les revenus financiers des mé-

2. les deux lignes pointillées correspondant aux limites de l'intervalle de confiance de cette estimation

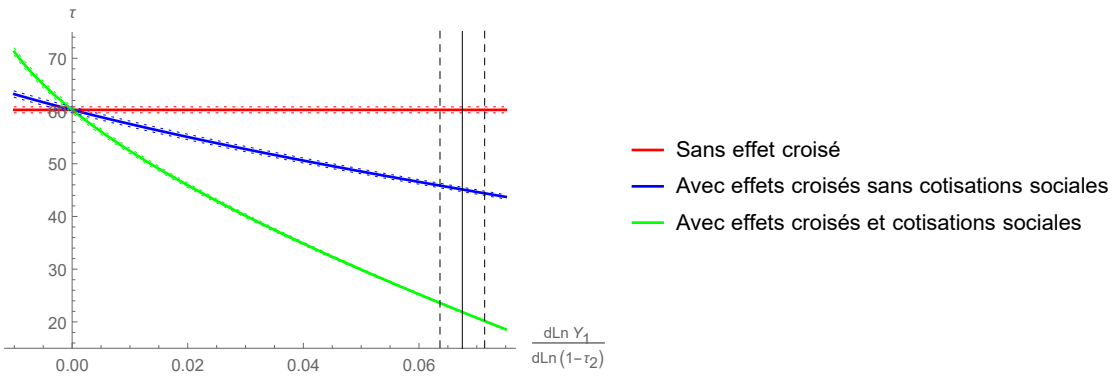


FIGURE 3 – Taux lafférien de taxation maximisant les recettes fiscales

nages, à l'exclusion notamment des plus-values financières. Ensuite, nos calculs de taux Laffériens présupposent des élasticités homogènes parmi les contribuables recevant des revenus financiers, une hypothèse simplificatrice dont nous ne maîtrisons ni la pertinence empirique, ni les conséquences sur le calcul du taux Lafférien. Enfin, il convient de ne pas perdre de vue que ces élasticités reflètent, au moins en partie, des comportements d'optimisation fiscale. Aussi, on pourrait très bien réduire les réponses comportementales et augmenter les taux Laffériens en réduisant les opportunités d'optimisation fiscale et en améliorant le recouvrement des impôts. Néanmoins, ce dernier argument suppose que les mécanismes d'optimisation fiscales soient suffisamment bien compris pour que l'on sache quelles modifications du code fiscal et des techniques de recouvrement de l'impôt soient nécessaires pour réduire les opportunités d'optimisation fiscales et donc augmenter les taux Laffériens. Or notre compréhension de ces mécanismes reste malheureusement limitée. C'est la raison pour laquelle il nous a paru intéressant, au-delà de toutes les limites inhérentes à cet exercice, de simuler quels taux Laffériens sont induits par les élasticités que nous avons estimées. En particulier, ces taux Laffériens apparaissent particulièrement sensibles à l'estimation de l'élasticité croisée.

Effets de la réforme de 2013 sur les patrimoines

Nous étudions également de manière spécifique les réponses comportementales du patrimoine des ménages à la suppression du PFL. Pour ce faire, nous avons utilisé les informations contenues dans les déclarations fiscales des contribuables soumis à l'ISF. Nous mettons en œuvre une stratégie d'estimation par doubles différences afin d'identifier l'effet causal de la mise au barème des dividendes sur les patrimoines mobiliers et immobiliers des contribuables.

Nos résultats qui sont illustrés par la figure 4 indiquent que les contribuables affectés par la mise au barème des dividendes ont connu une augmentation plus importante de leur patrimoine immobilier. Nous estimons que la réforme aurait eu un effet cau-

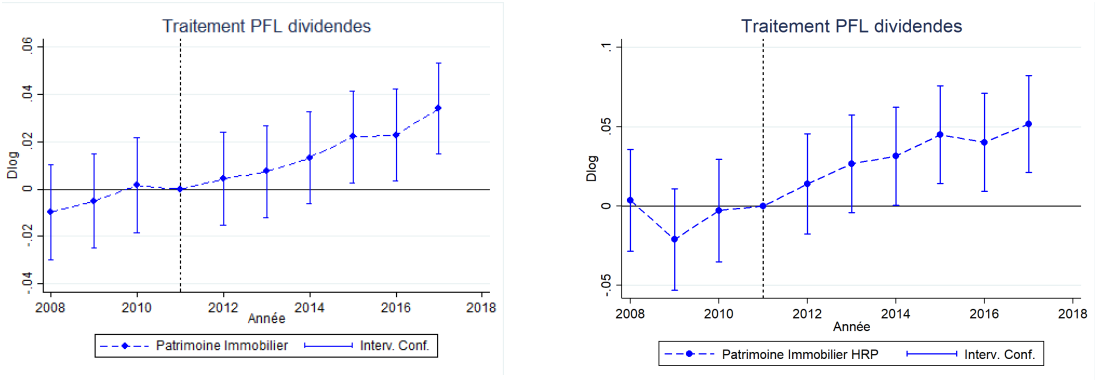


FIGURE 4 – Réponses du patrimoine immobilier en incluant (gauche) ou en excluant (droite) la valeur des résidences principales

sal et statistiquement significatif qui se serait traduit par une augmentation autour de 3,4% du patrimoine immobilier. Nous étudions également les dynamiques propres au patrimoine immobilier hors résidence principale dont la croissance entre 2011 et 2017 était supérieure de 5,2% dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. En revanche, nous ne sommes pas en mesure de déterminer l'effet causal de la mise au barème sur l'évolution du patrimoine mobilier, du fait du rejet de l'hypothèse de tendance commune entre groupe de contrôle et groupe de traitement.

Perspectives futures

Nous prévoyons d'intégrer pour le prochain rapport les données sur les années 2018 et 2019[3] afin d'évaluer l'effet du Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU) mis en place lors la loi de finances pour 2018. Le PFU a été mis en place en 2018, mais il est important de disposer des données de 2019 pour évaluer correctement ses effets, d'une part car les réponses comportementales peuvent prendre du temps, et d'autre part car l'année 2018 est une année particulière du fait de la mise en place du prélèvement à la source. En effet, du fait de «l'année blanche » en 2018, les incitations à la redénomination des dividendes ont été réduites et l'analyse sur 2018 ne permet donc pas de conclure sur l'ampleur de ces effets.

3. Au moment de la rédaction de ce rapport, les données 2018 venaient d'être rendus disponibles et nous n'avons pas pu les exploiter pour le présent rapport.

Introduction générale

I Introduction

La fiscalité sur le capital des ménages fait l'objet de nombreuses réformes, notamment après chaque alternance électorale. La Loi de Finance pour 2018 ne déroge pas à cette tendance. Elle instaure notamment un Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU) sur les revenus des capitaux mobiliers. Or, si l'impact de ses mesures sur les inégalités est d'ores et déjà bien documenté (cf. Ben Jelloul et al. (2019), Madec et al. (2019) ou Paquier and Sicsic (2020)), il convient également de comprendre comment ces réformes modifient les comportements des contribuables pour pouvoir mieux discuter de leur désirabilité.

Pour ce faire, nous proposons d'utiliser les réformes antérieures de la taxation du capital en France, et notamment celle proposée par la majorité précédente et adoptée lors de la Loi de Finance pour 2013 : la suppression du Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL) et la mise au barème des revenus des capitaux. L'évaluation de cette réforme nous permet d'estimer comment une modification de la fiscalité des revenus des capitaux impacte les revenus ainsi que les patrimoines.

Ce rapport comporte deux chapitres distincts. Le chapitre 1 traite de l'effet de la fiscalité des revenus du capital sur les revenus du capital et sur les revenus d'activité. Deux méthodes économétriques complémentaires sont mises en œuvre dans celui-ci : une approche par doubles différences présentée dans la section III et une approche par variables instrumentales présentée dans la section IV. Ces deux sections sont précédées d'une section I plus théorique dans laquelle sont exposés des effets attendus des réformes. Enfin, la section II détaille la construction des variables et les hypothèse retenues à propos de la simulation des taux marginaux.

Le deuxième chapitre analyse des réponses comportementales du patrimoine des ménages aux réformes de la taxation des revenus du capital. À la suite d'une estimation par la méthode des doubles différences détaillée dans la section I, nous présentons les résultats dans la section II. Ces résultats sont à mettre en perspective avec des prédictions théoriques avancées dans la section III.

Les deux chapitres reposent sur les mêmes réformes qui sont présentées dans la section II de cette introduction. De plus, les bases de données sont construites à partir

des mêmes sources qui sont détaillées par la suite dans la section III.

II Législation

II.1 Contexte institutionnel

Pour étudier l'impact de la fiscalité du capital sur le comportement des ménages, nous devons prendre en considération l'ensemble des prélèvements sur le capital des ménages et les changement intervenus sur la période (2008-2017).

Le capital, immobilier comme mobilier, est taxé selon trois faits générateurs : la détention, les revenus et la transmission.

		Assiette	Modalités d'imposition 2008 - 2012	Modalités d'imposition 2013 - 2017
Détention	Patrimoine immobilier	Patrimoine avec abattements Valeurs locatives cadastrales	ISF TFPB TFPNB	
	Patrimoine mobilier	Patrimoine avec abattements	ISF	
Revenus et Plus-values	Revenus immobilier	Loyers effectifs	PS + IR (ou régime spécifique) Dispositifs de dé-fiscalisation	
	Revenus mobiliers	Dividendes et produits distribués	PS + PFL ou IR	PS + IR
		Intérêts, coupons et autres produits de placement à revenu fixe	PS + PFL ou IR	PS + IR ou PFL (si <2000€)
		Livrets d'épargne réglementée	Exonération	
		Revenus des assurances-vie	PS + IR ou PFL selon date de souscription	
		Revenus des PEA	PS + IR ou PFL selon date de souscription	
	Cessions mobilières	Plus-values de cession nettes de frais	PS + PFL (selon seuil d'assujettissement)	PS + IR avec abattement selon durée de détention
	Cessions immobilières	Plus-values (hors résidence principale)	PS + IR avec abattement selon durée de détention	
Transmission	Mutation à titre onéreux	Prix d'achat du bien	Pour l'acquéreur : DMTO	
	Donations et successions	Patrimoine transmis par héritier	Pour les successions : DMTG après abattement Pour les assurances vie : Exonération, taux forfaitaire après abattement ou droits de succession après abattement	

FIGURE 5 – Schéma simplifié de l'architecture des prélèvements sur le capital des ménages. Source : Les auteurs d'après Lancar and Marchal (2017) et Conseil des Prélèvements Obligatoires (2018).

Au titre de sa détention

Avant 2018, le capital mobilier et immobilier était soumis à l'ISF. En sus de l'ISF, le capital immobilier était également soumis aux Taxes Foncières sur les Propriétés Bâties (TFPB) et sur les Propriétés Non Bâties (TFPNB).

Le montant de l'ISF est calculé en appliquant à la valeur nette du patrimoine imposable du contribuable un barème progressif. Ce montant peut ensuite faire l'objet d'un plafonnement en fonction des revenus du contribuable.

Pour calculer la valeur nette de son patrimoine imposable le redevable doit procéder au 1er janvier de l'année à une évaluation de l'ensemble de ses biens, droits et valeurs, exception faite des biens professionnels. Les dettes s'y grevant sont ensuite déduites.

Le plafonnement a pour but d'éviter que le total formé par l'ISF, l'IR et les prélèvements sociaux excède une certaine part des revenus. Jusqu'en 2011, l'excédent venant en diminution du montant de l'ISF à payer ne pouvait pas lui-même excéder 50% de l'impôt dû avant le plafonnement. On parlait alors de « plafonnement du plafonnement » [4].

Les modalités d'imposition de l'ISF n'ont pas connu de modification majeure entre 2008 et 2010. En 2011, le seuil d'imposition jusqu'alors fixé à 800 000 € est porté à 1 300 000 €. En 2012 et 2013, le barème et le plafonnement ont été modifiés par des réformes détaillées en section II.3.

Les taxes foncières sont perçues par les collectivités locales. L'État en fixe l'assiette et les collectivités locales en fixe le taux. Les taux sont donc différents d'une commune à une autre.

Au titre des revenus

La plupart des revenus du capital son assujettis aux prélèvements sociaux quelque soit leur nature [5]. En sus des prélèvements sociaux les revenus du capital sont imposés selon des modalités dépendant de la nature du capital (mobilier ou immobilier). La structure de l'imposition des revenus immobiliers n'a pas été modifiée entre 2008 et 2017 .

La taxation des revenus mobiliers dépend du support d'investissement ou du type d'actifs détenus. Les intérêts perçus sur des livrets d'épargne réglementés (Livrets A, Livrets Développement Durable, Livret Jeune,...) sont exonérés d'impôts et de prélèvements sociaux. Seuls les PEL (Plans d'Épargne Logement) et CEL (Contrats dÉpargne Logement) sont soumis aux prélèvements sociaux. Les revenus des contrats d'assurance vie et des Plans d'Épargne en Action (PEA) peuvent être imposés à l'IR (lorsque

4. Plus précisément, en 2011, le plafonnement s'élevait à 85 % des revenus de l'année précédente. Cependant,pour les redevables dont le patrimoine dépasse la limite supérieure de la troisième tranche du barème (soit 2 570 000 € en 2011), la diminution d'impôt accordée par le mécanisme de plafonnement ne pouvais pas excéder : 50 % du montant dû avant plafonnement ; ou le montant de l'impôt correspondant à un patrimoine taxable égal à la limite supérieure de la troisième tranche du barème (soit 12 255 € en 2011) si ce montant est supérieur.

5. seule l'épargne réglementée, certains revenus fonciers et les plus-values immobilières dans certains cas sont exonérées de prélèvements sociaux

le contribuable a un taux marginal d'imposition très faible) ou au PFL dont le taux diminue en fonction de la durée de conservation du contrat. Les modalités d'imposition de ces revenus n'ont pas été modifiées sur la période. Il n'en est pas de même pour les dividendes et les « produits de placement à revenu fixe »[6], que nous nommerons parfois « intérêts » dans la suite.

Entre 2008 et 2012, les foyers fiscaux pouvaient choisir entre deux options pour l'imposition de leurs dividendes et de leurs intérêts (hors assurance-vie). Ils pouvaient choisir d'intégrer ces revenus à l'assiette de l'impôt sur le revenu. Dans ce cas, les dividendes bénéficient d'un abattement de 40%, ainsi que d'un abattement fixe de 1 525 € pour un célibataire et 3 050 € pour un couple jusqu'en 2011. Alternativement, ils pouvaient choisir de soumettre ces revenus à un Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL) retenu à la source dont le taux variait selon le type de revenu (voir Tableau 1). Cette option était en pratique davantage utilisée que le barème car plus avantageuse pour les plus hauts revenus[7], ce qui s'expliquait « par la volonté du législateur de ne pas créer d'incitation au retour au barème pour les hauts patrimoines puisque, en cas de report massif vers l'option au barème, le coût de trésorerie en résultant aurait été supporté par les finances publiques » (Comité d'évaluation de la réforme de la fiscalité des ménages, 2019).

		2008 – 09	2010	2011	2012
Dividendes et revenus assimilés	IR	18,0%	18,0%	19,0%	21,0%
	PS	12,1%	12,3%	13,5%	15,5%
	Total	30,1%	30,3%	32,5%	36,5%
Produits de placement à revenu fixe	IR	18,0%	18,0%	19,0%	24,0%
	PS	12,1%	12,3%	13,5%	15,5%
	Total	30,1%	30,3%	32,5%	39,5%

Tableau 1 – Taux d'imposition du PFL selon de type de revenu du capital de 2008 à 2012

Les taux du PFL ont été significativement relevés en 2011 et 2012 selon des modalités qui sont décrites dans le tableau 1. Cette hausse préfigure la réforme de 2013. Elle repose sur une volonté de rapprocher la fiscalité des revenus du capital de la fiscalité des revenus du travail[8].

6. Il s'agit des revenus issus de produits de placement non exonérés comme les revenus d'actions et de parts de société, les intérêts d'emprunts d'État, de bons du Trésor ou assimilés, les intérêts de plans d'épargne-logement souscrits depuis plus de 12 ans.

7. le taux d'imposition effectif au barème des dividendes pour un contribuable situé dans la tranche de taux marginal maximal atteignait 22,2 % après déduction de la CSG.

8. Selon Comité d'évaluation de la réforme de la fiscalité des ménages (2019) « La mesure de hausse du taux du PFL à 24% faisait partie du deuxième volet de la mise en œuvre du plan d'équilibre des finances publiques faisant suite à la crise financière et était défendue par le gouvernement, outre cet impératif budgétaire, par la volonté de rapprocher la fiscalité des revenus du capital de la fiscalité des revenus du travail ».

Au titre de sa transmission

Deux prélèvements concernent la transmission du capital. Tout d'abord, les Droits de Mutation à Titre Onéreux (DMTO) sont dus lors de l'acquisition d'un bien terrain ou d'un immeuble et sont inclus dans ce qui est convenu d'appeler les « frais de notaires ». Ils sont affectés au financement des départements et du bloc communal. Les Droits de Mutation à Titre Gratuit (DMTG) sont dus en cas de succession ou de donations.

II.2 La mise au barème des revenus des capitaux en 2013

La loi de finance pour 2013 met fin à la possibilité d'opter pour le PFL pour les revenus des capitaux mobiliers perçus à partir de 2013 (à l'exception des contrats d'assurance-vie et de certains produits qui restent au PFL [9]). La réforme conduit *de facto* les dividendes et les intérêts obtenus l'année t à être imposés au barème de l'impôt sur le revenu l'année $t+1$ [10]. L'abattement de 40% sur les dividendes est maintenu. Ainsi, les contribuables qui optait pour le PFL et dont le taux marginal d'imposition s'élevait à 45%, ont vu leur taux marginal sur les dividendes passer de 36.5% [11] à 40.2% [12] et leur taux marginal sur les intérêts de 39.5% [13] à 58.2% [14] (Conseil des Prélèvements Obligatoires, 2018), hors fiscalité dérogatoire [15].

Il est important de rappeler que cette réforme figurait explicitement dans le pro-

9. Le PFL a été maintenu pour les produits de l'épargne solidaire donnés dans le cadre d'un mécanisme solidaire de versement automatique (PFL a un taux réduit) et les intérêts versés vers un État ou territoire non coopératif (dont le PFL était à un taux ok plus élevé). Notons également que l'exonération d'IR et de PFL des livrets d'épargne réglementés et produits d'épargne contractuelle n'a pas été affecté par la réforme : ces produits sont restés exonérés.

10. Toutefois un prélèvement forfaitaire obligatoire (PFO) dans les mêmes conditions que le PFL (abattement et taux) est maintenu à partir de 2013 et est à déduire de l'impôt sur le revenu à payer en l'année suivante. Ce PFO a essentiellement pour vocation à ne pas créer de problème de trésorerie en 2013 mais n'a pas d'effet sur la fiscalité des revenus du capital. A noter que la loi prévoit cependant que les contribuables dont le revenu fiscal est inférieur à un certain seuil puissent demander à être exemptés de PFO en 2013 sur les revenus distribués et les revenus produits de placement à revenu fixe. La loi de finance pour 2013 a également introduit la possibilité d'opter pour un prélèvement forfaitaire à 24 % pour les revenus inférieurs à 2 000 €. En résumé, entre 2013 et 2018, les revenus mobiliers de l'année t étaient taxés à l'impôt sur le revenu l'année $t+1$ (avec un prélèvement forfaitaire obligatoire prélevé l'année t et remboursé en crédit d'impôt l'année $t+1$ pour certains ménages).

11. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital.

12. Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45% sur les 60% de dividendes imposables, compte tenu d'un abattement de 40% sur les dividendes plus 15.5% de prélèvement sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5.1% de CSG : $40.2\% = 0.6 \times 45\% + (15.5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

13. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital

14. Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45% plus 15.5% de prélèvement sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5.1% de CSG : $58,2\% = 45\% + (15,5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

15. Les produits d'épargne solidaire sont encore soumis à un PFL au taux de 5 %. Les contrats d'assurance-vie détenus depuis 8 ans ou plus sont toujours soumis à un PFL de 7,5 %, et ceux détenus depuis moins de 8 ans sont soumis à un taux de 15 % ou 35 % (suivant s'ils sont supérieurs ou inférieurs à 4 ans). Les produits de placement payés dans un État non coopératif sont quant à eux imposés à un taux de 75 %

gramme électoral de François Hollande [16], avant qu'il ne soit élu Président de la République en mai 2012. Ainsi, même si elle a été mise en œuvre en 2013, il est plausible que les foyers ayant des revenus des capitaux élevés et majoritairement composés de dividendes puissent avoir modifié par anticipation leurs comportements dès 2012. Cet effet d'anticipation pourrait avoir été renforcé par l'augmentation des taux marginaux d'imposition qui est intervenue dès 2011. C'est pour ces différentes raisons que nous prenons pour référence l'année 2011 et non l'année 2012 dans nos estimations par doubles différences.

II.3 Les réformes concomitantes

Une difficulté majeure de l'évaluation de la fin du PFL que l'on étudie ici repose sur la concomitance d'un grand nombre d'autres réformes fiscales mises en application entre 2012 et 2014. On pense notamment :

- au **gel du barème** de l'impôt sur le revenu intervenu en 2011 et 2012 : les seuils de l'impôt sur le revenu ont été gelés en termes nominaux en 2011 et 2012, alors que chaque année les seuils augmentent au rythme de l'inflation hors tabac. Saez (2003) a montré que le gel du barème entre 1979 et 1981 aux États Unis a entraîné des réponses du revenu imposable tout à fait significatives et cohérentes avec une élasticité du revenu imposable autour de 0.4.

- à la **suppression de l'abattement fixe annuel applicable aux dividendes** imposés au barème à partir de 2012. Par exemple, en 2011, le montant de l'abattement fixe annuel était fixé à 1 525 € pour les célibataires et 3 050 € pour les couples soumis à imposition commune.

- à la mise en place d'une **Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus** (CEHR) en 2012 sur les revenus 2011. La CEHR dépend du revenu fiscal de référence (RFR) : de 3% pour un RFR de plus de 250 000 € (deux fois plus pour les couples) et +4% pour une RFR de plus de 500 000 €. Elle conduit à un taux marginal supérieur de 49 % compte tenu de la réforme de 2012.

- à la **réforme du plafonnement de l'ISF** en 2012 et 2013. Jusqu'en 2012, la somme des montants dus au titres de l'ISF, l'IR et les prélèvements sociaux est plafonnée à 85% des revenus (y compris non-imposables). Ce plafonnement est supprimé en 2012 et rétabli en 2013 avec un plafond fixé à 75%.

- à la **réforme du barème de l'ISF** en 2012 et 2013. En 2012, le barème progressif de l'ISF est remplacé par un impôt proportionnel. Cependant, la même année

16. 14eme des 60 engagements du candidat François Hollande

une Contribution Exceptionnelle sur la Fortune est crée, ce qui revient *de facto* à rétablir le barème progressif. En 2013, un nouveau barème progressif est définitivement adopté.

- à la **mise au barème des plus-values mobilières** par la Loi de Finance sur les revenus de 2013, créant ainsi un nouvelle catégorie de revenus imposables à l'impôt sur le revenu, les plus-values mobilières étant auparavant obligatoirement soumis à une taxation forfaitaire.

- à l'obligation d'acquittement de **cotisation sociales sur la rémunération en dividendes des dirigeants de SARL supérieure à 10% du capital social** instaurée par la loi de finances pour la sécurité sociale pour 2013, une réforme étudiée par Boissel and Matray (2019).

- à la mise en place en 2013 et 2014 de la "**taxe à 75%**" sur les salaires supérieurs à 1 000 000 €. Cette taxe est payée par les entreprises pour les salariés recevant un salaire brut annuel supérieur à un million d'euros. Elle est calibrée pour que le taux marginal supérieur soit de 75% (en incluant toutes les taxes, soit une hausse de 10 points). Les effets de la mise en place de cette taxe ont été étudiés par Guillot (2019).

- à l'**abaissement du plafond du quotient familial** en 2013 et 2014 : le plafonnement du quotient familial est passé de 2 336 € par demi-part supplémentaire à 2 000 € en 2013 et 1500 € en 2014. Les effets de cette réforme ont été étudiés notamment par Pacifico (2019) et Sicsic (2020).

- à la **création d'une tranche d'impôt sur le revenu avec un taux marginal à 45%** pour les revenus supérieurs à 150 000 € en 2013 (sur les revenus 2012), étudiée par Sicsic (2020).

III Données fiscales disponibles

Pour notre étude, nous utilisons les fichiers POTE[17] en panel mis à disposition par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) sur le CASD. Ces fichiers contiennent l'ensemble des éléments des déclarations fiscales 2042 et 2042 complémentaires des foyers fiscaux, ainsi que diverses variables de traitement utilisées pour le calcul de l'impôt. Ils sont exhaustifs et comprennent un identifiant crypté des foyers fiscaux et un identifiant crypté de chaque contribuable, ce qui nous permet de construire différents panels. Même si l'impôt sur le revenu est de nature déclarative, depuis 2005,

17. fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions

la déclaration 2042 est pré-remplie par l'administration fiscale : les principaux revenus [18] sont transmis par les organismes payeurs (employeurs, caisses de retraite, Pôle emploi, URSSAF, banques) à l'administration fiscale.

Nous utilisons également les fichiers ISF/IFI. Ces fichiers sont constitués des déclarations fiscales 2725 des foyers fiscaux redevables à l'Impôt de Solidarité sur la Fortune. Ils sont exhaustifs et comprennent les mêmes identifiants cryptés que les fichiers POTE ce qui permet donc de les apparier. Ces fichiers contiennent pour chaque campagne les différentes composantes du patrimoine taxable déclarées par les contribuables redevables de l'ISF. En 2011 et 2012, les contribuables dont le patrimoine est inférieur à 3 000 000 € sont dispensés de l'obligation de déclaration et reporte uniquement la valeur de leur patrimoine net taxable sur leur déclaration 2042. En 2013 ce seuil est abaissé à 2 570 000 €. Nous conservons donc uniquement les contribuables qui ont été dans l'obligation de fournir la composition détaillée de leur patrimoine sur toute la période étudiée.

18. traitements et salaires, allocations de pré-retraite, de chômage, indemnités journalières de maladie, heures supplémentaires exonérées, pensions et revenus de capitaux mobiliers perçus.

Chapitre 1

Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages

Dans ce chapitre, nous analysons l'effet de la fiscalité du capital sur les revenus des capitaux ainsi que sur les revenus d'activité. Pour ce faire, nous proposons d'utiliser les réformes de la taxation du capital mises en œuvre entre 2008 et 2017 en France et discutées dans la section introductive. Nous nous intéressons en particulier à la réforme proposée par la majorité précédente et adoptée lors de la Loi de Finance pour 2013 : la suppression du Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL) et la mise au barème des revenus des capitaux qui est décrite dans la section II.2.

Pour les contribuables utilisant ce dispositif fiscal, la suppression du PFL entraîna une augmentation du taux marginal d'imposition des revenus des capitaux de 3,7 à 18,7 points de pourcentage en fonction de la nature des revenus. Il s'agit donc d'une réforme importante et saillante engendrant une variation exogène du taux marginal de taxation des revenus du capital. Dans ce chapitre, nous utilisons principalement cette réforme pour identifier l'importance de réponses comportementales des contribuables français à la fiscalité du capital.

Pour ce faire, nous avons créé un panel nous permettant de suivre pour chaque foyer fiscal l'évolution de ses déclarations fiscales de 2008 à 2017. À partir de ces données, nous mettons en œuvre deux méthodes complémentaires pour évaluer l'effet de la taxation des revenus du capital. La première méthode est une méthode par doubles différences, permettant de visualiser graphiquement l'effet de la mise au barème de 2013 (fin du PFL). La seconde est une méthode par variables instrumentales permettant de mieux prendre en compte toutes les variations de taux marginaux des revenus du capital sur la période.

La stratégie d'estimation en doubles différences compare la dynamique des revenus des contribuables ayant eu recours au PFL entre 2008 et 2011 (le groupe des contribuables *traités*) avec la dynamique des revenus des autres contribuables (les contri-

buables du groupe de *contrôle*). Le fait d'observer les revenus entre 2008 et 2011 nous permet notamment de tester l'hypothèse de tendance commune, avant d'analyser les réponses comportementales après 2012. Dans cette méthode, nous nous focalisons sur les foyers fiscaux dont le taux marginal d'imposition de 2008 à 2011 correspondait à celui de la dernière tranche d'imposition [1].

Sur cet échantillon, nous obtenons par la méthode de doubles différences les résultats suivants : les foyers fiscaux qui ont eu recours au PFL sur les *dividendes* avant 2012 ont vu leurs revenus du capital diminuer entre 2011 et 2013 d'environ 53% et leurs dividendes d'environ 70% par rapport à l'évolution de ces mêmes revenus pour les contribuables du groupe de contrôle. En revanche, les différences d'évolution des revenus d'activité entre les deux groupes de contribuables sont non significatives jusqu'en 2016.

D'une part, ces résultats suggèrent une forte sensibilité des dividendes à leur taux d'imposition. Ils sont en ligne avec l'évolution macroéconomique des dividendes versés qui ont diminué d'un demi point de PIB entre 2012 et 2013 (cf. Figure 1.1, série bleue Insee). Aussi, le fait que les revenus du capital et les dividendes diminuent plus fortement pour les ménages ayant eu recours au PFL laisse supposer qu'une partie au moins de cette chute des dividendes correspondrait à des réponses des ménages et non uniquement à un changement de politique de distribution des dividendes de la part des entreprises. D'autre part, l'absence de réponse des revenus d'activité, notamment de la part des indépendants, suggèrent que ces fortes réponses du capital ne s'expliqueraient mal par des mécanismes de redénomination des dividendes en revenus d'activités de la part des indépendants (*income shifting*). Si des comportements de thésaurisation ne sont pas à exclure, ces résultats montrent que, au moins à court terme, la fin du PFL sur les dividendes actée par la loi de finances pour 2013 aurait été associée à une forte contraction de la base fiscale, et donc par ce biais, à des pertes sèches pour les finances publiques. Nous chiffrons cette perte entre 0,7 et 1,7 milliards d'euros en 2013, en ajoutant à notre estimation de l'effet négatif lié à la baisse des dividendes 1,1 et 2,1 milliards d'euros), l'effet positif mécanique de la réforme (d'environ 0,4 milliards d'euros).

Il n'en va cependant pas de même pour la mise au barème des produits de placement à revenu fixe. Nous avons en effet également mené un exercice similaire de doubles différences en comparant un groupe de contribuables qui avaient eu recours au PFL sur les produits de placement à revenu fixe à un groupe de contrôle. La mise au barème des produits de placement à revenu fixe aurait entraîné une réduction de ces revenus d'un montant avoisinant 33% en 2013 (à comparer au 70% de baisse des dividendes qu'aurait engendré la mise au barème des dividendes). Aussi, l'effet net sur les

1. Cette deuxième restriction nous permet d'exclure de notre étude les foyers exposés à des variations importantes de tranche d'imposition.

finances publiques de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe serait positif : pour un effet mécanique un peu en dessous de 0,9 milliards d'euros, nous estimons que la perte liée aux réponses comportementales serait comprise entre 0,1 et 0,5 milliards d'euros, soit un effet net positif compris entre 0,4 et 0,8 milliards d'euros. Ces résultats sur la mise au barème des produits de placement à revenu fixes sont moins moins bien identifiés que ceux concernant la mise au barème des dividendes et doivent donc être pris avec beaucoup de précaution.

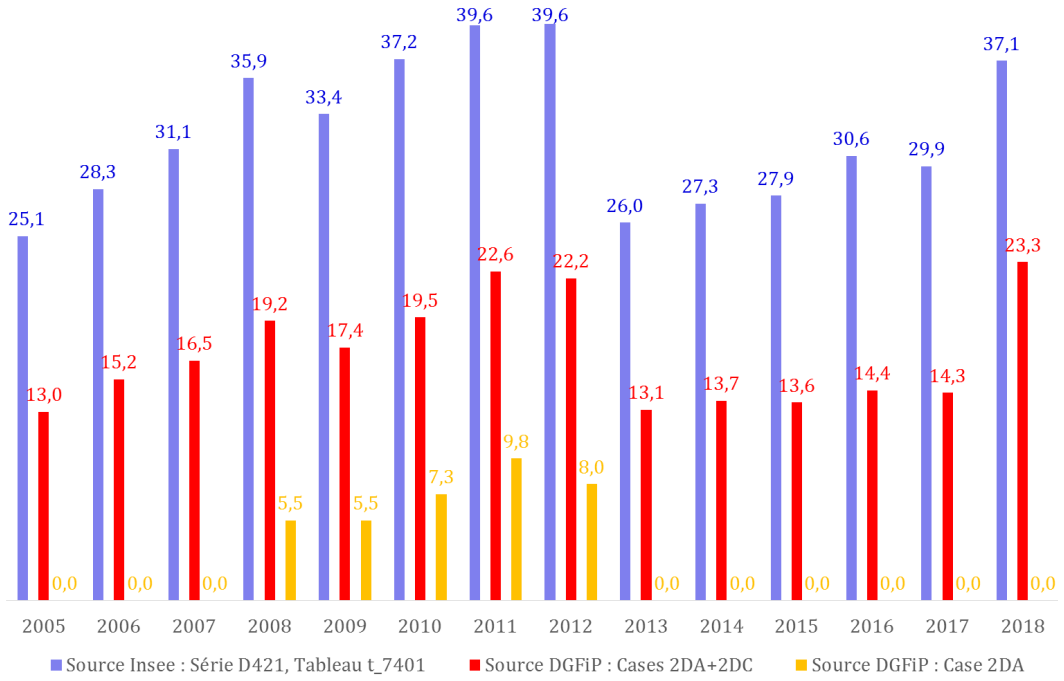


FIGURE 1.1 – L'évolution des dividendes en France en milliards d'euros. Les dividendes versés sur des PEA et des comptes d'assurance vie sont soumis à une fiscalité dérogatoire sur toute la période et sont donc exclues des cases fiscales 2DA (dividendes au PFL) et 2DC (dividendes mis au barème).

La méthode des doubles différences permet de visualiser l'effet causal des réformes de 2013 sur l'évolution des revenus financiers. Cependant, si sa validité interne nous semble convaincante, sa validité externe est davantage sujette à caution : nos résultats évaluant la réforme de 2013 peuvent difficilement être extrapolés à d'autres réformes ou périodes. En effet, les groupes de contrôle et de traitement sont définis à partir du recours au PFL avant sa suppression, ce qui est pertinent pour évaluer les effets de la suppression du PFL, mais n'est pas forcément pertinent pour appréhender l'effet des autres réformes affectant la fiscalité des revenus du capital qui ont été mises en œuvre en même temps. Pour cela, une méthode de variables instrumentales prenant en compte les variations de taux marginaux engendrées par l'ensemble des réformes sur la période 2008-2017 est nécessaire. Cette méthode permet d'estimer une élasticité moyenne des revenus du capital à leur taux marginaux en comparant l'évolution des revenus des différents contribuables selon la manière dont ils sont affectés par les

différentes réformes. Dans la lignée de Auten and Carroll (1999) et Gruber and Saez (2002), nous utilisons comme variables instrumentales les variations des taux marginaux qu'auraient subi les contribuables si leurs revenus n'avaient pas changé en termes réels. Ainsi, les instruments captent les seules variations des taux marginaux qui sont causées par les changements de la législation fiscale, ce qui permet d'interpréter les élasticités estimées en termes de réponses comportementales.

Nous obtenons une élasticité de 0,65 des revenus du capital à leurs propres taux marginal de rétention[2]. Cette estimation est robuste à des changements de spécification ou en examinant des sous échantillons spécifiques de la population. De plus, l'élasticité croisée des revenus d'activité par rapport au taux marginal de rétention des revenus du capital estimée par cette méthode est légèrement positive, confirmant les résultats de la première méthode sur l'absence de redénomination des dividendes en revenus d'activité.

Le présent document s'inscrit dans la littérature estimant les réponses comportementales des revenus imposables à des réformes fiscales (voir notamment Feldstein (1995), Auten and Carroll (1999), Gruber and Saez (2002), Saez (2003), Kopczuk (2005), Saez, Slemrod and Giertz (2012) et Weber (2014) sur données américaines, Kleven and Schultz (2014) sur données danoises et Piketty (1999), Lehmann, Marical and Rioux (2013), Cabannes, Houdré and Landais (2014) et Sicsic (2020) sur données françaises). Dans cette littérature, Kleven and Schultz (2014) trouvent en particulier que les revenus du capital se caractérisent par une élasticité à leur propre taux marginal de rétention qui serait au Danemark plus élevée que les revenus d'activité (voir aussi à ce sujet les résultats Hermle and Peichl (2018) sur données allemandes). Notre contribution consiste à étudier non seulement les réponses du revenu du capital à leur propre taux marginal de rétention, mais aussi à étudier les réponses des revenus d'activité au taux marginal de rétention du capital[3].

Nous contribuons également à la littérature empirique sur la fiscalité des dividendes. Chetty and Saez (2005) et Yagan (2015) estiment l'effet de la baisse la fiscalité des dividendes qui est intervenue en 2003 aux États-Unis. Ils utilisent pour ce faire une approche par doubles différences sur données d'entreprises. Chetty and Saez (2005) et Yagan (2015) obtiennent des élasticités d'environ 0,5 des dividendes par rapport au taux marginal de taxation. Mais Yagan (2015) trouve que la réforme n'aurait pas eu d'effet significatif sur l'investissement des entreprises. Ces résultats pourrait s'expliquer par le fait que l'investissement des entreprises serait surtout financé par autofi-

2. Le taux marginal de rétention est le complément du taux marginal de taxation. Il indique de combien augmente un revenu après impôt quand les revenu avant impôt augmente de 1 €. Par exemple, si le taux marginal de taxation est de 35%, le taux marginal de rétention est de 65%.

3. Kleven and Schultz (2014) obtiennent des élasticités croisées entre revenu du travail et taxation du capital qui sont négativement significatives mais beaucoup plus faibles que les élasticités directes : Selon les auteurs, l'élasticité des revenus du travail à la fiscalité du capital est nulle sur l'ensemble de la période d'intérêt de l'étude, et de -0,028 si on se restreint à la principale réforme

nancement (*new view*) et emprunt et non par augmentation de capital (*old view*).

Boissel and Matray (2019) reprennent la méthodologie de Chetty and Saez (2005) et Yagan (2015) sur données d'entreprises françaises pour étudier l'effet de la *hausse* des prélèvements sociaux s'appliquant aux dirigeants de SARL qui est intervenue en France à partir de 2013. Boissel and Matray (2019) trouvent une forte réaction des dividendes imposables (élasticité aux alentours de 0,6, très proche de celle que nous obtenons) mais des réactions très faibles de l'investissement et pas d'effets sur les rémunérations.

Bach et al. (2019) étudient comme nous l'effet de la mise au barème des dividendes intervenue en 2013 avec la fin du PFL. Ils ont recours à des méthodes de doubles différences en utilisant à la fois des données ménages et des données d'entreprises. Leurs résultats sur données d'entreprises confirment les résultats de Yagan (2015) et Boissel and Matray (2019) quant aux effets de la fiscalité des dividendes sur l'investissement des entreprises. Sur données ménages, alors que nous retenons une définition différente du traitement nos conclusions convergent.

Plusieurs études ont mis en évidence des comportements de redénomination des revenus en Israël (Romanov, 2006), en Norvège (Alstadsæter and Wangen, 2010), en Finlande (Pirttilä and Selin, 2011, Harju and Matikka, 2016) et en Suède (Edmark and Gordon, 2013, Alstadsæter and Jacob, 2016) ou Tazhitdinova (2020) au Royaume Uni. Nos résultats, en ligne sur ce point avec Boissel and Matray (2019) et Ben Jelloul et al. (2019) suggèrent l'absence de tels comportements en France en réponse à des réformes de la fiscalité du capital, mais la présence de comportements importants de redénomination des revenus en réponses à des réformes de la fiscalité des revenus d'activité.

L'élasticité des dividendes à leur taux marginal de rétention qu'obtiennent Bach et al. (2019) sur données ménages est particulièrement élevée (autour de 4). Selon nous, cette élasticité élevée pourrait s'expliquer par le fait que la mise au barème des dividendes intervenue avec la fin du PFL a fait suite à plusieurs hausses beaucoup moins saillantes et visibles du taux de taxation des dividendes qui étaient préalablement intervenues entre 2010 et 2013. Les réponses intervenues après 2013 refléteraient alors une réaction à l'ensemble de ces hausses, alors que le chiffre de 4 est calculé sous l'hypothèse d'une réaction à la seule fin du PFL. De ce point de vue, l'approche par variables instrumentales que nous menons par ailleurs et qui permet d'intégrer l'ensemble des réformes de la fiscalité du capital nous permet d'aboutir à une élasticité de 0,65 que nous jugeons plus pertinente en vue d'une évaluation ex-ante d'une autre réforme de la fiscalité du capital [4].

Ce chapitre s'inscrit enfin dans une séries de travaux récents étudiant les réponses

4. Kleven and Schultz (2014) montrent que l'effet de la réforme fiscale de 1987 au Danemark qui était très saillante a été plus forte que l'effet moyen observé sur la période, un résultat en ligne avec l'idée développée par Chetty (2012) que les réponses aux réformes peuvent être biaisées par des *frictions d'optimisation* quand elles ne sont pas assez *saillantes*.

comportementales aux réformes fiscales en France. Outre les travaux déjà mentionnés de Boissel and Matray (2019) et Bach et al. (2019), Carbonnier (2014) étudie l'effet du quotient familial sur la participation des femmes mariées. Aghion, Akcigit, Lequien and Stantcheva (2017) étudient le coût de la complexité fiscale pour les indépendants pouvant choisir entre le régime réel, le régime d'autoentrepreneur et le régime d'autoentrepreneur simplifié. Lardeux (2019) étudie l'effet de la décote et du seuil de recouvrement de l'impôt sur le revenu sur la distribution des revenus imposables. Guillot (2019) s'intéresse à la taxe à 75% des revenus d'activité supérieurs à 1 000 000€ en 2013 et 2014. Pacifico (2019, chapitre 3) étudie les effets de l'abaissement du plafonnement du quotient familial intervenus en 2013. Aghion, Ciornohuz, Gravoueille and Stantcheva (2019) soulignent la divergence après 2013 entre l'évolution des revenus des contribuables appartenant au centile supérieur par rapport à l'évolutions des revenus des contribuables se situant dans des percentiles inférieurs.

Nous présenterons dans la section I quelques éléments théoriques permettant de mieux saisir les enjeux des estimations empiriques et dans la section II. La base de données. La section III présente nos résultats par doubles différences, tandis que la section IV présente les résultats que nous obtenons par la méthodes des variables instrumentales. La dernière section conclue.

I Cadre conceptuel

Pour bien comprendre comment la fiscalité peut affecter simultanément les revenus du travail et du capital, nous allons proposer un modèle général, compatible avec différentes fondations micro-économiques, qui va nous permettre de mieux comprendre de quelles *statistiques suffisantes* (Chetty, 2009) dépendent les effets des réformes de la fiscalité du capital. Nous allons d'abord présenter le modèle théorique, avant de déduire des prédictions quant aux effets attendus des réformes fiscales. Enfin, nous allons étudier les déterminants du taux de taxe sur le capital rendant maximal les recettes publiques.

I.1 Présentation du cadre

On suppose que chaque contribuable fait des choix qui affectent son bien-être à travers la détermination de ses revenus du travail y_1, de ses revenus du capital y_2 et de ses revenus après impôts c selon une fonction d'utilité notée $\mathscr{U}(c, y_1, y_2)$. Toutes choses égales par ailleurs, cette fonction d'utilité est croissante avec les revenus après impôts et décroissante avec les revenus du travail et du capital. On note $T(y_1, y_2)$ les impôts payés. La contrainte budgétaire du contribuable s'écrit donc $c = y_1 + y_2 - T(y_1, y_2)$.

Aussi, les choix du contribuable reviennent à résoudre le programme :

$$\max_{y_1,y_2} \quad \mathscr{U}\left(y_1+y_2-T(y_1,y_2),y_1,y_2\right) \tag{1.1}$$

Nous allons à présent illustrer ce cadre d'analyse par deux exemples.

Modèle à deux périodes.

Le premier exemple est fourni par un modèle à deux périodes. En première période, le contribuable travaille, reçoit des revenus du travail y_1, consomme $d_{\text{Aujourd'hui}}$ et épargne $s = y_1 - d_{\text{Aujourd'hui}}$.

En seconde période, il reçoit le produit de son épargne sous forme de revenus du capital $y_2 = (1+r)s$, où r est le taux d'intérêt auquel l'épargne est rémunérée, paye ses impôts $T(y_1,y_2)$ et consomme d_{demain}. En écrivant les revenus après impôts $c = y_1 + y_2 - T(y_1,y_2)$, on peut définir la contrainte budgétaire de seconde période telle que : $d_{\text{demain}} = y_2 - T(y_1,y_2) = c - y_1$.

Si $\mathcal{U}(d_{\text{Aujourd'hui}}, d_{\text{demain}}, y_1)$ représente les préférences du contribuable par rapport à sa consommation de première période $d_{\text{Aujourd'hui}}$, consommation de seconde période d_{demain} et son travail y_1, alors on retrouve notre cadre général en définissant la fonction d'utilité $\mathscr{U}$ par :

$$\mathscr{U}(c,y_1,y_2) \quad \stackrel{\text{def}}{=} \quad \mathcal{U}\left(\underbrace{y_1-\frac{y_2}{1+r}}_{=d_{\text{Aujourd'hui}}}, \underbrace{c-y_1}_{=d_{\text{demain}}}, y_1\right)$$

Modèle de redénomination des revenus.

Le deuxième exemple est un modèle destiné à appréhender la situation des travailleurs indépendants tels que les artisans, profession libérales, chefs d'entreprise, qui sont propriétaires des actifs de l'entreprise dans laquelle ils travaillent. Pour ces actifs, leurs revenus proviennent à la fois de leurs efforts, assimilables à des revenus du travail, mais aussi de leurs investissements, assimilables à des revenus du capital. Or, dès que ces deux types de revenus font l'objet d'une fiscalité différente, ces contribuables peuvent être inciter à redénommer (*income shifting*) une partie de leurs revenus du travail en revenu du capital et vice-versa. Pour cela, on va noter z_1 les revenus réels du travail, y_1 les revenus déclarés comme revenus du travail, z_2 les revenus réels du capital, y_2 les revenus déclarés comme du revenu du capital déclarés et $\sigma \gtrless 0$ le montant des revenus du travail qui sont renommés en revenus du capital, si bien que $y_1 = z_1 - \sigma$ et $y_2 = z_2 + \sigma$. Toutefois cette redénomination des revenus ne se fait pas sans coût. En particulier, sa légalité peut être contrainte juridiquement. Par exemple, le montant des revenus du capital déclaré peut être contraint à ne pas

dépasser une certaine fraction du capital social des entreprises. C'est notamment le cas pour les dirigeants de SARL dont la rémunération au-delà de 10% du capital social est entièrement soumises aux cotisations sociales depuis 2013 (Boissel and Matray, 2019). Aussi, on pourrait représenter les préférences d'un travailleur indépendant à partir d'une fonction d'utilité $\mathcal{U}(c, z_1, z_2, \sigma)$ qui augmenterait avec son revenu disponible c et qui diminuerait avec ses revenus réels du travail z_1, avec ses revenus réels du capital z_2 et avec la valeur absolue des revenus renommés σ. Une première étape de la résolution du programme du contribuable consiste à choisir le montant de revenu à redénommer de façon à parvenir aux mêmes revenus déclarés y_1 et y_2 :

$$\mathscr{U}(c, y_1, y_2) \quad \stackrel{\text{def}}{\equiv} \quad \max_{\sigma} \quad \mathcal{U}\left(c, \underbrace{y_1 + \sigma}_{=z_1}, \underbrace{y_2 - \sigma}_{=z_2}, \sigma\right)$$

La fonction d'utilité indirecte associé à ce programme de première étape nous permet alors de retrouver notre modèle général.

I.2 Effets théoriquement attendus des réformes fiscales

On peut maintenant utiliser ces modèles pour étudier quels effets attendre d'un alourdissement de la fiscalité sur le capital. Dans ce but, on va simplifier le barème fiscal $T(y_1, y_2)$ en le linéarisant autour de la situation initiale du contribuable. On va donc considérer que le barème fiscal prend la forme $T(y_1, y_2) = \tau_1\, y_1 + \tau_2\, y_2 - R$ où τ_1 et τ_2 désignent les taux marginaux par rapport aux revenus du travail et aux revenus du capital. R est une constante, que l'on appellera par la suite « démogrant », qui permet de tenir compte simplement de la progressivité (si $R > 0$) ou de la régressivité (si $R < 0$) du système fiscal et de distinguer taux marginaux et taux moyens de taxation. Aussi, les revenus après impôts sont donnés par $c = (1 - \tau_1)y_1 + (1 - \tau_2)y_2 + R$. Les conditions du premier ordre du programme du contribuable (1.1) prennent alors la forme :

$$1 - \tau_i \quad = \quad -\frac{\mathscr{U}_{y_i}}{\mathscr{U}_c}\left(\underbrace{(1 - \tau_1)y_1 + (1 - \tau_2)y_2 + R}_{=c}, y_1, y_2\right) \qquad \text{pour } i = 1, 2$$

A gauche de ces conditions du premier ordre figurent le *taux marginal de rétention* du revenu $i = 1, 2$, indiquant le gain en termes de revenus après impôts supplémentaire lorsque le revenu avant impôt i augmente d'un euro. Le membre de droite des conditions du premier ordre correspond au taux marginal de substitution entre le revenu avant impôts i et le revenu après impôts qui s'interprète donc comme le coût marginal en équivalent monétaire des efforts nécessaires pour augmenter le revenu i de un euro.

Réponses compensées.

Nous allons commencer par l'étude des effets d'une réforme fiscale qui va combiner à la fois une variation $\Delta\tau_i$ du taux marginal τ_i et une variation : $\Delta R = y_i\ \Delta\tau_i$ du démogrant R de sorte que le montant d'impôts payés avec les niveaux de revenus initiaux reste inchangé. De telles réformes fiscales sont qualifiées de *réformes compensées* et ont le mérite de n'affecter les conditions du premier ordre qu'à travers des effets substitution indépendamment de tout effets de richesse. Les réponses compensées $\frac{\partial y_i^c}{\partial(1-\tau_j)}$, avec $i, j = 1, 2$ vérifient en toute généralité des propriétés importantes (cf. Annexe A.1). D'une part, les réponses compensées croisées sont identiques :

$$\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} = \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} \gtrless 0$$

et d'autre part les réponses compensées directes sont positives :

$$\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)}, \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} > 0$$

Effets richesse

Les réformes fiscales sont très rarement des réformes compensées. C'est pourquoi on s'intéressera également aux effets richesse suite à des variations du démogrant sans variation des taux marginaux. Si les revenus sont des « biens normaux », alors une augmentation du démogrant doit conduire à une hausse du loisir et donc à une baisse des revenus du travail :

$$\frac{\partial y_1}{\partial R} \leq 0$$

Dans le modèle à deux périodes, une hausse du démogrant doit conduire à une hausse de la consommation aux deux périodes, et donc à une baisse de l'épargne qui conduit à une baisse des revenus du capital :

$$\frac{\partial y_2}{\partial R} \leq 0$$

Une augmentation du taux marginal i qui ne serait pas compensée induit donc des réponses qui vont combiner effets substitution et effets richesse, si bien que les réponses non compensées $\frac{\partial y_i^n}{\partial(1-\tau_j)}$ sont données par la relation de Slutsky (cf. Annexe A.1) :

$$\frac{\partial y_i^n}{\partial(1-\tau_j)} = \frac{\partial y_i^c}{\partial(1-\tau_j)} + y_j \frac{\partial y_i}{\partial R}$$

Signe attendus des réponses

On peut à présent discuter quels sont les signes attendus pour les réponses à des réformes qui ne seraient pas ou partiellement compensées.

- Les réponses non compensées des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention combinent des effets substitution positifs $\frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} > 0$ et des effets revenus richesse $\frac{\partial y_2}{\partial R} < 0$ d'où un signe attendu ambigu.
- Les réponses non compensées des revenus du travail à leur propre taux marginal de rétention combinent des effets substitution positifs $\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} > 0$ et des effets richesse négatifs $\frac{\partial y_1}{\partial R} \leq 0$. Toutefois, les effets richesse sur les revenus du travail étant réputés empiriquement modérés (Gruber and Saez, 2002), un signe positif reste l'option la plus vraisemblable.
- Les réponses non compensées des revenus du capital au taux marginal de rétention des revenus d'activité combineraient plusieurs effets de sens opposés.
  — Dans le modèle à deux périodes, une baisse du taux marginal de taxation des revenus d'activité augmente le taux marginal de rétention $1 - \tau_1$ des revenus d'activité, et donc les revenus d'activité, du moins lorsque lorsque les effets richesse sur le marché du travail sont négligeables. Cette hausse des revenus d'activité induit une hausse de l'épargne (à taux d'épargne constant) et donc des revenus du capital, ce qui conduirait à $\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_1)} > 0$. L'annexe A.2 démontre d'ailleurs que les réponses compensées croisées sont positives $\frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} > 0$ dans le modèle à deux périodes.
  — Dans le modèle de redénomination des revenus, les travailleurs indépendants peuvent réagir à une baisse du taux marginal de taxation des revenus d'activité en redénommant une partie de leur rémunération sous forme de salaires (ce qui leur ouvre aussi des droits à la retraite) plutôt que des dividendes, ce qui conduirait à $\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_1)} < 0 < \frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_1)}$. A noter que ces comportements de redénomination des revenus iraient dans le sens d'une redénomination en revenus du capital plutôt qu'en salaires en cas de hausse du taux marginal de taxation des revenus d'activité.
  — Enfin, une baisse du taux marginal de taxation des revenus d'activité augmente directement la richesse en seconde période et donc la consommation de seconde période. L'épargne et donc les revenus du capital vont diminuer pour que cet effet richesse augmente également la consommation de première période. ce qui conduirait à $\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_1)} < 0$.
- Les réponses non compensées des revenus du travail au taux marginal de rétention des revenus du capital combineraient plusieurs effets de signes contradictoires.
  — Dans le modèle à deux périodes, une baisse du taux marginal de taxation des revenus du capital augmente le taux marginal de rétention $1 - \tau_2$ des revenus du capital. Aussi, chaque unité d'épargne supplémentaire rapporte davantage. Par conséquent, une augmentation marginale des revenus du travail en première période induit davantage de revenus en seconde période,

ce qui incite à augmenter l'offre de travail et conduit à $\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_2)} > 0$. L'annexe A.2 démontre d'ailleurs que les réponses compensées croisées sont positives dans le modèle à deux périodes $\frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} > 0$.

— Dans le modèle de redénomination des revenus, les travailleurs indépendants peuvent réagir à une baisse du taux marginal de taxation des revenus du capital en redénommant une partie de leurs rémunération sous forme de dividendes plutôt que de salaires, ce qui conduirait à $\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_2)} < 0 < \frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_2)}$. A noter que ces comportements de redénomination des revenus iraient dans le sens opposé en cas de baisse du taux marginal de rétention des revenus du capital.

— Enfin, une baisse du taux marginal de taxation des revenus du capital tend à augmenter les revenus, ce qui se répercute par effet richesse en hausse de la consommation de loisir, et donc à une baisse des revenus du travail , ce qui conduirait à $\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_2)} < 0$.

En conclusion, les différents effets théoriquement attendus sont résumés dans le tableau 1.1 :

	Effets substitution		Effets richesse
	Modèle à deux périodes	Redénomination des revenus	
$\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_1)}$	+	+	-
$\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_1)}$	+	-	-
$\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_2)}$	+	-	-
$\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_2)}$	+	+	-

Tableau 1.1 – Les principaux mécanismes théoriques

I.3 Détermination du taux de taxe sur le capital rendant maximale les recettes publiques

Pour mieux comprendre l'enjeu qui sous-tend l'estimation de ces réponses comportementales, on peut dériver le taux de taxe sur le capital qui maximise les recettes publiques. Supposons que la taxation des revenus du capital soit proportionnelle au taux τ_2. On note $Y_1(\tau_2)$ et $Y_2(\tau_2)$ les fonctions décrivant comment les revenus du travail et du capital évoluent avec le taux de taxe τ_2. On note enfin τ_1 la moyenne pondérée par les revenus d'activité des taux marginaux sur les revenus d'activité. Une variation infinitésimale du taux de taxe τ_2 sur le capital induit trois effets sur les recettes publiques

notées $\mathcal{R}$ (Voir la démonstration dans l'annexe A.3) :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \underbrace{Y_2}_{\text{Effet mécanique}} - \underbrace{\tau_2 \frac{\partial Y_2}{\partial(1-\tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\tau_1 \frac{\partial Y_1}{\partial(1-\tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du travail}}$$

- Tout d'abord, en l'absence de changements de comportements, une modification du taux de taxe sur le capital $\mathrm{d}\tau_2$ entraîne une variation *mécanique* des recettes égales à :

  $$\text{Effet mécanique} = Y_2 \, \mathrm{d}\tau_2$$

  Cet effet mécanique est typiquement celui qui est indiqué dans les études d'impact, notamment lors des projets de loi de finances.
- Ensuite, cette variation provoque une variation de la base fiscale à laquelle s'applique la taxation du capital. Ces *réponses comportementales des revenus du capital* sont proportionnelles à l'élasticité directe des revenus du capital $\frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ par rapport au taux marginal de rétention du capital $1-\tau_2$ selon :

  $$\mathrm{d}Y_2 = -\frac{Y_2}{1-\tau_2} \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)} \mathrm{d}\tau_2$$

  Cette variation de la base fiscale provoque en retour une variation des recettes de $\tau_2 \, \mathrm{d}Y_2$, soit :

  $$\text{Réponses comportementales du capital} = -\frac{\tau_2}{1-\tau_2} \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)} Y_2 \, \mathrm{d}\tau_2$$

- Enfin, cette variation du taux de taxe sur le capital provoque une variation de la base fiscale à laquelle s'applique la taxation du du travail. Ces *réponses comportementales des revenus d'activité* sont proportionnelles à l'élasticité croisée des revenus du travail $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ par rapport au taux marginal de rétention du capital $1-\tau_2$ selon

  $$\mathrm{d}Y_1 = -\frac{Y_1}{1-\tau_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)} \mathrm{d}\tau_2$$

  Cette variation de la base fiscale provoque en retour une variation des recettes de $\tau_1 \, \mathrm{d}Y_1$, soit :

  $$\begin{aligned} \text{Réponses comportementales du travail} &= -\frac{\tau_1 \, Y_1}{1-\tau_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)} \mathrm{d}\tau_2 \\ &= -\frac{\tau_2}{1-\tau_2} \frac{\tau_1 \, Y_1}{\tau_2 \, Y_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)} Y_2 \, \mathrm{d}\tau_2 \end{aligned}$$

  On note en particulier que ces réponses dépendent du ratio entre les recettes marginales $\tau_1 \, Y_1$ quand les revenus d'activité augmentent et les impôts sur le capital $\tau_2 \, Y_2$. Ce ratio apparaît pour indiquer que les enjeux financiers de chacune des réponses comportementales sont proportionnels aux recettes fiscales qu'elle engendrent.

Afin de donner des ordres de grandeurs, Sicsic (2018) indique des taux marginaux moyens sur les revenus super bruts du travail autour de 58% (que l'on pondère ou non les taux marginaux par les revenus). D'après le Tableau Économique d'Ensemble pour l'année 2016 établi par l'Insee [5], la rémunération super-brute des ménages s'élevait à 1 182,4 Md€ auquel on doit ajouter 108,2 Md€ pour les indépendants [6]. On aboutirait alors à $t_1\ Y_1 \simeq 748$ Md€. Ce chiffre doit être comparé aux 51 Md€ de recettes de l'impôts sur les sociétés (Conseil des Prélèvements Obligatoires, 2017) et aux 19,4 Md€ d'imposition sur les revenus et les plus-values sur le patrimoine des ménages (Conseil des Prélèvements Obligatoires, 2018). Cela conduirait à un ratio $\frac{\tau_1\ Y_1}{\tau_2\ Y_2}$ au-delà de 10.

Aussi, le taux de taxe proportionnelle sur le capital au-delà duquel une hausse des impôts réduit les recette fiscales, taux de taxe auquel on réfère parfois sous le vocable de « sommet de la courbe de Laffer », est donné par :

$$\tau_2 = \frac{1}{1 + \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)} + \frac{\tau_1\ Y_1}{\tau_2\ Y_2}\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}} \tag{1.2}$$

Ce sommet de la courbe de Laffer diminue avec l'élasticité directe des revenus du capital à leurs propres taux marginal de rétention $\frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)}$. La nouveauté provient de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ des revenus du travail. Cette élasticité apparaît pour tenir compte des effets de report d'une modification de la fiscalité du capital sur les revenus d'activité. Quand ces effets de report sont dues à des phénomènes de redénomination des revenus qui conduisent à $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)} < 0$, alors la prise en compte de cet effet de report augmente le taux de taxe du sommet de la courbe de Laffer. Si au contraire ces effets de report sont négatifs $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)} > 0$ alors ces effets de report réduisent le taux de taxe du sommet de la courbe de Laffer. Enfin, l'influence de ces effets de report sur le sommet de la courbe de Laffer est inversement proportionnelle aux recettes $\tau_2\ Y_2$ de la fiscalité du capital, et proportionnelle aux recettes marginales $\tau_1\ Y_1$ de la fiscalité des revenus d'activité quand ces revenus augmentent. Or comme ce dernier terme est 10 fois supérieur au premier, on comprend pourquoi il est essentiel de disposer d'une estimation fiable des effets croisés $\frac{\ln y_1}{\ln(1-\tau_2)}$.

On peut enfin se demander si ces calculs correspondent au taux à appliquer aux revenus financiers reçus par les ménages, ou s'ils incluent également l'imposition des bénéfices des sociétés (IS). La réponse à cette question dépend de la manière dont une variation de τ_2 impacterait ou non le bénéfice imposable des sociétés. Or, les études empiriques de Yagan (2015) sur données américaines ou de Boissel and Matray (2019) sur données françaises suggèrent que la fiscalité des dividendes sur les ménages auraient

5. cf. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2832720/tee_2016.xls

6. Ligne D1 « rémunération des salariés et ligne B3N « Revenus mixte net », colonne S14 « ménages ».

peu d'effets sur les comportements réels des entreprises, les réponses se concentrant sur les décisions de distribution des dividendes. Aussi, l'hypothèse qui nous semble la plus plausible est celle de l'absence d'effet de τ_2 sur la base de l'impôt sur les sociétés, auquel cas la formule (1.2) s'appliquerait seulement à la fiscalité des ménages.

II Base de données

II.1 Construction de la base

Chaque année, selon l'évolution de la fiscalité, le contour des revenus déclarés change ce qui entraîne des modifications de cases fiscales. Il est donc nécessaire de prendre en compte ces modifications de cases fiscales pour maintenir une définition stable des différents revenus utilisés dans cette étude (revenu d'activité, revenus des capitaux mobiliers, revenus des produits à placement fixe, revenus des indépendants) et bien définir les groupes de contrôle et de traitement. Pour ce faire, nous utilisons la définition des revenus catégoriels qui apparaît dans les bilans de production de L'Enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (ERFS) produit par l'Insee.

Chaque année l'Insee fournit un bilan de production de l'ERFS dans lequel il définit les revenus catégoriels des foyers fiscaux en correspondance avec les cases des déclarations fiscales. Il s'agit de l'ensemble des revenus perçus et déclarés qu'ils soient imposables ou non. Nous utilisons ces documents afin de définir pour chaque année les agrégats de revenus $y_{1,t}$, $y_{5,t}$, $y_{5pro,t}$, $y_{15,t}$, $y_{2,t}$, $y_{2div,t}$ et $y_{2int,t}$ dont la définition simplifiée est décrite dans le Tableau 1.2. Malgré l'attention portée à la stabilité de la définition des différents revenus, certains changements ne peuvent être traités, comme l'ajout des majorations de pensions de retraites [7] et des participations employeur et salarié aux contrats collectifs de complémentaires santé dans les revenus déclarés $y_{1,t}$ à partir de 2014. Ces modifications n'ont cependant pas d'effet sur les résultats de cette étude [8].

Une fois calculés les différents agrégats de revenus pour chaque année, on construit un panel cylindré de déclarations fiscales en utilisant les identifiants fiscaux cryptés correspondant au foyer, au déclarant "1", et au déclarant "2". Cette technique exclue de notre étude les foyers qui ont connu entre 2008 et 2017 des divorces, des décès ou qui se sont créés suite à un PACS ou un mariage.

Différents sous-échantillons sont ensuite construits. En particulier, lorsque l'on vou-

7. pour les retraités ayant élevés au moins 3 enfants

8. Ces changements pourraient conduire à considérer une hausse des revenus $y_{1,t}$ en 2014 comme liée à la mise au barème ; or nous trouvons au contraire que la réforme aurait un effet négatif (mais très faible) sur ces revenus, ce qui indique que cette modification de case ne devrait pas nous inquiéter. De plus, pour les majorations de pensions, les tests de robustesse sur les retraités ne montrent aucun effet de la réforme sur cette population, donc cette modification de contour de case fiscale n'aurait pas d'effet sur nos conclusions.

Revenus d'activité et de remplacement	
$y_{1,t}$	Traitements + salaires + chômage + retraites + pensions
$y_{5,t}$	Revenus agricoles + Revenus industriels et commerciaux professionnels + Revenus non commerciaux professionnels + revenus industriels commerciaux et non commerciaux non professionnels + revenus accessoires
$y_{15,t} \overset{\text{def}}{\equiv} y_{1,t} + y_{5,t}$	Revenus d'activité et de remplacement
Revenus des valeurs et capitaux mobiliers	
$y_{2,t}$	Revenus de valeurs mobilières soumis au prélèvement libératoire + revenus de valeurs mobilières non soumis au prélèvement libératoire
$y_{2div,t}$	Dividendes soumis au prélèvement libératoire + Dividendes non soumis au prélèvement libératoire
$y_{2int,t}$	Produits de placements à revenu fixe soumis au prélèvement libératoire + Produits de placements à revenu fixe au barème

Tableau 1.2 – Les différents agrégats de revenus de l'année t utilisés

dra isoler les foyers comprenant des travailleurs « indépendants », nous identifierons ces derniers soit par la présence de revenus BIC (Bénéfices Industriels et Commerciaux), de revenus BNC (Bénéfices Non Commerciaux) ou de bénéfices Agricoles dans la déclaration fiscale, soit par la déclaration de cotisations aux régimes obligatoires d'entreprise de retraite supplémentaire dont les contrats dits « Madelin » (cases 6QS, 6QT ou 6QU), qui sont destinés aux indépendants (par exemple aux gérants majoritaires de SARL).

Il faut noter que les revenus du capital pris en compte dans notre analyse sont les revenus fiscalisés, présents dans les données fiscales. D'autres revenus du capital sont non fiscalisés, comme les revenus des différents livrets (livret A, LDD...) et certains revenus d'assurance-vie et de PEA. Notre rapport ne permet pas de donner de résultats de l'effet des réformes étudiées sur ces revenus.

II.2 Simulation de l'impôt et des taux marginaux

Pour l'estimation des élasticités à l'aide de la méthode des variables instrumentales *à la* Auten and Carroll (1999) et Gruber and Saez (2002), il est nécessaire de pouvoir simuler chaque année le montant d'impôt sur le revenu et de prélèvements sociaux pour calculer les taux marginaux effectifs de prélèvement sur les différents types de revenu. Pour cela, nous utilisons en partie le bloc impôt et les paramètres du modèle de microsimulation INES cogéré par l'Insee, la Drees et la Cnaf et libre d'accès de-

puis 2016 [9]. Nous simulons ainsi sur la période 2008-2017 le barème de l'impôt sur le revenu, le mécanisme du quotient familial et son plafonnement, et les principaux abattements pour reconstituer un revenu fiscal de référence à partir des revenus déclarés. Nous ne prenons pas en compte les différents crédits d'impôts. Nous simulons également la Contribution Sociale Généralisée (CSG) et Contribution au Remboursement de la dette Sociale (CRDS) sur les revenus du travail et du capital sur la période 2008-2017 (à partir des taux applicables aux revenus, déduit des revenus nets en simulant les cotisations salariales pour les hauts salaires [10]). La prise en compte des prélèvements sociaux permet de reconstituer les prélèvements effectifs auxquels font face les individus (hors Impôts sur les Sociétés (IS) pour les dividendes) et ainsi d'avoir des élasticités plus proches de la réalité. Pour calculer les taux marginaux effectifs sur chaque revenu, nous faisons augmenter les différents revenus de 5% à tour de rôle, ce qui permet de déduire un taux marginal en comparant l'impôt payé modifié avec celui qui est simulé dans le scénario contrefactuel. Pour l'analyse économétrique, ce sont les taux de rétention marginaux qui seront utilisés et qui sont calculés comme le complémentaire à 1 des taux marginaux. Grace à notre panel, nous pouvons construire les différents instruments selon la méthode de Auten and Carroll (1999) et Gruber and Saez (2002) en récupérant les revenus des années précédentes et en leur appliquant l'inflation [11]. Nous créons les instruments liés à chaque variation des variables d'intérêt.

II.3 Champ d'étude et statistiques descriptives

La partie de gauche du tableau 1.3 décrit la distribution des différents agrégats de revenus en 2011 pour l'ensemble des foyers fiscaux. La partie de droite du tableau 1.3 met en avant la distribution de ces revenu au sein du premier centile de la distribution par revenu fiscal de référence (RFR). Il s'agit donc des foyers fiscaux dont le RFR est supérieur à 132 334€. On retrouve le résultat de Garbinti, Goupille-Lebret and Piketty (2018) qui montre que les revenus du capital, et plus particulièrement les dividendes sont très concentrés dans le haut de la distribution.

L'échantillon de base que nous utilisons dans cette partie est constitué du panel

9. Voir https://www.insee.fr/fr/information/2021951 pour une description rapide ou la présentation plus détaillée figurant dans https://adullact.net/projects/ines-libre.

10. La simulation des cotisations salariales est grossière et ne prend pas en compte le barème non linéaire dépendant du plafond annuel de la sécurité sociale (voir Sicsic (2020) pour le barème). On fait comme si tous les individus de notre échantillon étaient dans la dernière tranche.

11. Ce calcul se fait simplement pour les dividendes ou revenu d'activité, mais est plus compliqué pour les produits de placement à revenu fixe. En effet, ces derniers étaient inclus dans dans la case 2EE mais cette case inclut aussi d'autre type de revenu (les produits d'assurance vie d'une durée inférieure à 8 ans, les produits de l'épargne solidaire et les produits de placement à revenu fixe payé dans un état non coopératif). Ces derniers revenus n'ont pas été imposés au barème et sont restés dans la case 2EE après 2013, tandis que les produits de placement à revenu fixe imposé au barème sont déclarés dans la case 2TR à partir de 2013. On estime que 83% des revenus auparavant déclarés en 2EE ont été déclarés en 2TR à la suite de la réforme, ce que nous avons utilisé pour simuler les instruments entre les années avant 2012 et 2013.

	RFR	y_{15}	y_2	y_{2div}	RFR	y_{15}	y_2	y_{2div}
Exhaustif - 36 334 123 foyers fiscaux					Top 1 - 344 278 foyers fiscaux			
Moyenne	26 500	26 243	1 043	622	275 332	181 866	51 784	43 299
Écart-type	66 279	32 347	33 890	32 814	583 282	206 529	342 941	333 460
P99	132 334	51 699	13 901	6 009	1 607 379	755 284	665 863	601 240
P90	49 895	121 533	1 004	65	416 611	293 458	202 943	100 000
P75	31 638	33 182	100	1	255 914	205 645	30 310	13 200
Médiane	18 623	19 820	1	0	181 948	158 304	3 279	191
P25	11 509	12 229	0	0	150 688	115 090	387	0

Tableau 1.3 – Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux en 2011

cylindré des 4,1 millions de foyers fiscaux que nous retrouvons de 2008 à 2017 dont le Revenu Fiscal de Référence est supérieur à 30 000 € et qui déclarent à la fois des revenus d'activité y_{15} positifs et des revenus du capital y_2 positifs.

	RFR	y_{15}	y_2	y_{2div}	y_{2int}	âge
4 153 572 foyers fiscaux						
Moyenne	64 916	62 788	4 092	2 907	788	55
Écart-type	132 428	47 516	79 213	77 527	7 205	13
P90	97 717	95 837	4 615	687	1 721	73
P75	66 187	68 240	1 001	80	371	64
Médiane	49 221	52 092	113	1	14	54
P25	39 956	42 565	2	0	0	46

Tableau 1.4 – Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux de notre échantillon de base en 2011

32,8% des foyers fiscaux présents dans l'échantillon sont composés d'au moins un membre qui perçoit une pension de retraite sur toute la période. Les contribuables qui ne perçoivent que des revenus d'activités salariales représentent 73,67% de notre échantillon.

III Approche par doubles différences

III.1 Stratégie d'estimation

Méthode économétrique

Dans cette partie, nous mettons en œuvre une stratégie de doubles différences exploitant la fin du PFL pour étudier les réponses des foyers fiscaux à une modification de la fiscalité sur les revenus du capital. Dans ce but, nous comparons l'évolution des revenus des contribuables selon qu'ils appartiennent à un groupe traité ou à un groupe de contrôle. Le groupe traité regroupe des contribuables ayant déclaré des di-

videndes [12] au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011. Notre but est d'estimer une équation en doubles différences de la forme :

$$\ln(y_{i,t}) = \alpha_i + \sum_k \delta_k \, \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \, \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j \, X^j_{i,t} + u_{i,t} \tag{1.3}$$

où i est un indice se rapportant au foyer fiscal, t indique le temps et $\mathbb{1}_{\in \text{Traités}}$ est une indicatrice égale à 1 si le foyer appartient au groupe traité et zéro sinon. La variable $y_{i,t}$ est alors un type de revenus du foyer i à la date t dont on souhaite étudier la manière dont il est impacté par la mise au barème des dividendes. Dans l'équation (1.3), les coefficients α_i sont des effets fixes individuels captant des hétérogénéités invariantes dans le temps entres les individus ; les coefficients δ_k sont des indicatrices temporelles captant les tendance commune (en fait captant la tendance du groupe de contrôle) et $X_{i,t}$ sont des variables observables.

Les coefficients qui nous intéressent plus particulièrement dans l'équation (1.3) sont les paramètres β_k qui mesurent la divergence à la date t entre les performances du groupe de contrôle et celles du groupe traité.

- Le coefficient β_{2011} est normalisé à zéro car sinon, il y aurait une redondance entre les coefficients δ_k, les coefficients β_k et les effets fixes individuelles α_i. Aussi le coefficient β_k mesure la divergence d'évolution de la variable dépendante entre le groupe de contrôle et le groupe traité, entre 2011 et l'année t.
- Pour $k < 2011$, on testera l'hypothèse $\beta_k = 0$ pour vérifier l'hypothèse de tendance commune.
- Si et seulement si l'hypothèse de tendance commune est vérifiée, les coefficients β_k pour $k > 2011$ capteront l'effet *causal* de la réforme à la date k.

La présence de variables $X_{i,t}$ observables à droite de l'équation (1.3) permet notamment de prévenir le risque que l'estimation des paramètres d'intérêt β_k ne puisse être contaminée par des différences dans la distribution des variables observables entre les deux groupes.

Il est en pratique très difficile d'estimer l'équation (1.3) à cause du très grand nombre de foyers présents dans les fichiers fiscaux POTE, nécessitant par conséquent l'estimation d'un trop grand nombre d'effets fixes α_i. Aussi, pour éliminer les effets fixes, on différencie l'équation (1.3) par rapport à 2011 (i.e la dernière année avant que la réforme puisse avoir un effet [13]) pour estimer par moindres carrés ordinaires :

12. En effet, l'analyse principale évalue la mise au barème des dividendes. Dans une dernière partie nous évaluons l'effet de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe, dans laquelle le groupe de traitement est constitué des contribuables ayant déclaré ces revenus entre 2008 à 2011.

13. La réforme a eu lieu en 2013, mais elle figurait explicitement dans le programme électoral de François Hollande, avant qu'il ne soit élu Président de la République en mai 2012. Ainsi, même si elle

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,2011}}\right) = \sum_k \varphi_k \, \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k\neq 2011} \beta_k \, \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i\in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j \left(X^j_{i,t} - X^j_{i,2011}\right) + v_{i,t} \tag{1.4}$$

Autrement dit, on travaille sur les écarts (du logarithme) des variables avec leurs valeurs de 2011. En l'absence de variables de contrôle, une régression par moindres carrés ordinaires sur les indicatrices $\mathbb{1}_{t=k}$ et $\mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i\in \text{Traités}}$ revient au calcul de moyennes à chaque date conditionnellement à l'appartenance ou non au groupe des traités. La présence de variables de contrôles $X_{i,t}$ implique que l'on raisonne en moyennes conditionnelles aux variables observables $X_{i,t}$. L'équation (1.4) s'interprète alors comme une estimation de l'espérance conditionnellement aux observables, non pas du logarithme des revenus, mais du logarithme des revenus normalisé à 0 en 2011 pour chaque contribuable.

Une difficulté qui se pose est la concomitance d'un grand nombre d'autres réformes fiscales en 2012-2013 qui ont a priori touchés des ménages similaires (cf. Section II.3, page 6 et suivantes). On pense en particulier à la taxe à 75% étudiée par Guillot (2019), au plafonnement de l'avantage fiscal lié au quotient familial étudié par Pacifico (2019), à la mise en place d'une Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus (CEHR) en 2012 [14], au gel du barème d'impôt sur le revenu intervenu en 2011 et 2012, à la création de la tranche supérieure à 45% (Sicsic, 2020), ou encore à la comptabilisation des rémunération des dirigeants de SARL au-delà de 10% du capital comme des cotisations sociales, une réforme étudiée par Boissel and Matray (2019). Aghion et al. (2019) explique notamment que ces réformes ont surtout concerné les contribuables les plus aisés et impliquent donc des groupes traités souvent proches de celui utilisé ici. Il n'est en particulier pas évident d'interpréter nos résultats comme n'étant causée que par la mise au barème des dividendes et pas par une de ces autres reformes. C'est pourquoi nous avons inclus dans nos estimations de base les variables de contrôles $X_{i,t}$ suivantes :

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice indiquant si le contribuable i à la date t déclarait des revenus d'activité supérieurs à 1 000 000 € pour capter les effets de la taxe à 75% étudiée par Guillot (2019). Nous autori-

a été mise en œuvre en 2013, il est plausible que les foyers ayant des revenus des capitaux élevés et majoritairement composés de dividendes puissent avoir modifié par anticipation leurs comportements dès 2012. Cet effet d'anticipation pourrait avoir été renforcé par l'augmentation des taux marginaux d'imposition qui est intervenue dès 2011. C'est pour ces différentes raisons que nous prenons pour référence l'année 2011 et non l'année 2012 dans nos estimations par doubles différences.

14. La CEHR dépend du revenu fiscal de référence (RFR) : de 3% pour un RFR de plus de 250 000 € (deux fois plus pour les couples) et +4% pour une RFR de plus de 500 000 €. Elle conduit à un TMP supérieur de 49 % compte tenu de la réforme de 2012

sons ainsi les contribuables exposés à la taxe à 75% à voir leurs revenus subir une tendance spécifique.

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice égale à 1 si le Revenu Fiscal de Référence dépasse le seuil de 250 000 € pour un célibataire et 500 000 € pour un couple afin de capter les effets de la mise en place de la Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus (CEHR) (Sicsic, 2020). Nous autorisons ainsi les foyers fiscaux exposés à la CEHR à voir leurs revenus subir une tendance spécifique.

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice égale à 1 si le quotient familial l'année t est supérieur à 150 000 € pour capter l'exposition du foyer à la création de la tranche d'imposition à 45% qui a été étudiée par Sicsic (2020).

- les interactions entre les indicatrices temporelles et des indicatrices par taille de foyer fiscal (un seul déclarant avec des personnes à charge, deux déclarants avec 1, 2 ou 3 personnes à charge) afin d'appréhender l'effet du plafonnement du quotient familial étudié par Pacifico (2019) ou la survenue d'une naissance dans le foyer ou le départ d'un enfant (personne dépendante) dans le foyer.

Enfin, pour contrôler de la réforme des contributions sociales des dirigeants de SARL (étudiée par Boissel and Matray (2019)), nous les excluons de nos estimations dans des tests de robustesse.

Définitions des traitements

Nous définissons comme « traités » les foyers fiscaux ayant déclaré des dividendes au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011. Ce choix de traitement permet d'identifier les foyers qui ont fait un choix durable alors que l'option pour le PFL pouvait être levée chaque année. Nous avons considéré deux groupes de contrôle. Le groupe de contrôle que nous privilégions regroupe tous les autres contribuables (groupe de contrôle « large »). Nous avons également tester une variante en réduisant notre échantillon pour que le groupe de contrôle ne regroupe que les contribuables ayant toujours choisit l'imposition de leurs dividendes au barème (groupe de contrôle « strict »). Il convient de noter que même si la déclaration des dividendes au PFL était un choix jusqu'en 2012, la disparition de cette option à partir de 2013 constitue bien une variation exogène des taux de taxation pour les ménages qui avaient choisi cette option en 2012 et avant.

Dans la dernière partie, le groupe de traitement regroupe les foyers fiscaux ayant déclaré des revenus des produits de placement à revenu fixe au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011.

Prédictions théoriques

D'après la partie théorique et le tableau 1.1, si les effets substitution l'emportent sur les effets revenus, on s'attend à ce que la hausse du taux marginal de taxation provoquée par la mise au barème des dividendes induise une baisse des dividendes. On s'attend donc à obtenir une estimation négative des coefficients β_k de l'équation (1.4) après 2013, et en particulier lorsqu'on examinera les réponses des dividendes.

En revanche, on n'attend aucun signe particulier concernant les réponses des autres revenus du capital. D'un côté, on peut s'attendre à ce que la hausse de la fiscalité sur les dividendes induise les épargnants à modifier la composition de leur portefeuille, ce qui devrait alors tendre à augmenter les autres revenus du capital. Ces effets de report devraient donc nous conduire à des coefficients β_k positifs après 2012. Au contraire, la hausse de la fiscalité sur les dividendes peut théoriquement conduire à un appauvrissement qui conduirait les épargnants à réduire leurs investissements mobiliers. Cet effet devrait au contraire nous conduire à des coefficients β_k négatifs après 2012.

Les effets de la mise au barème des dividendes sur les revenus d'activité dépendent de la source des effets substitution. D'après le tableau 1.1, on s'attend notamment à ce que dans le cas où les effets de redénomination des revenus domineraient, la hausse de la fiscalité du capital aurait conduit les contribuables qui en auraient la latitude, à savoir certains travailleurs indépendants, à renommer une partie de leur rémunération sous forme de revenus d'activité. En effet, même si ces derniers restent davantage taxés que les dividendes, ils ouvrent des droits en contrepartie des cotisations sociales versées, notamment à des pensions de retraite qui peuvent être intéressantes pour ces travailleurs indépendants. On obtiendrait alors des coefficients β_k positifs après 2012. Au contraire, si les effets de substitution sont expliqués par le modèle à deux périodes, alors la hausse de la fiscalité du capital entraînerait une baisse du rendement marginal qu'il y aurait à disposer de davantage de revenus d'activité aujourd'hui pour les épargner et les consommer demain (chaque unité d'épargne supplémentaire rapportant moins). La hausse de la fiscalité du capital réduirait alors les incitations à augmenter ses revenus d'activité pour épargner, si bien que l'on devrait s'attendre à des coefficients β_k négatifs après 2012.

III.2 Le champ d'étude

Afin d'éviter que nos résultats ne soient affectés par le changement de tranches d'imposition des foyers fiscaux d'une année sur l'autre, nous ne conservons du panel créé uniquement les foyers fiscaux qui restent imposés à la tranche supérieure de l'impôt sur le revenu en 2008, 2009, 2010 et 2011 [15]. Nous nous restreignons également aux

15. Rappelons par ailleurs que les foyers fiscaux qui composent notre panel cylindré doivent avoir déclaré des revenus d'activités et des revenus du capital positifs pour chaque année de la période étudiée

Statistiques	y_{15}	y_2	y_{2div}	Parts	Âge
	Groupe traité - 1 967 foyers				
Moyenne	298 508	464 576	435 590	2,7	61
Écart-type	360 114	1 447 333	1 431 096	0,7	10
P75	337 507	420 875	386 910	2,0	67
Médiane	209 716	183 759	160 004	2,0	60
P25	133 942	70 968	54 997	2,0	55
	Groupe de contrôle large - 25 491				
Moyenne	240 405	66 271	53 929	2,0	60
Écart-type	235 344	540 958	530 676	0,7	10
P75	290 654	29 270	12 916	2,0	65
Médiane	187 540	7 217	1 246	2,0	60
P25	110 521	1 825	161	1,5	53
	Groupe de contrôle strict - 21 097				
Moyenne	232 868	32 443	22 766	2,0	50
Écart-type	219 068	139 537	125 228	0,7	11
P75	284 103	18 580	6 373	2,5	65
Médiane	184 277	5 528	792	2,0	60
P25	108 007	1 464	121	1,5	53

Tableau 1.5 – Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et les groupes de contrôles en 2011

foyers fiscaux ayant déclaré des dividendes sur toute la période.

Nous considérons alors un groupe de traitement et deux groupes de contrôle. Rappelons que le groupe traité comprend les contribuables qui ont déclaré des dividendes au PFL sans interruption pendant les quatre années allant de 2008 à 2011. Nous allons adopter à la fois une définition « large » du groupe de contrôle comprenant tous les autres contribuables, et une définition plus « stricte » comprenant uniquement les foyers n'ayant jamais déclaré de dividendes au PFL entre 2008 et 2011. Nos résultats par double différences porteront ainsi sur deux échantillon : un échantillon « large » comprenant les contribuable du groupe traité et les contribuable du contrôle élargi, et un échantillon « strict » comprenant notre groupe traité et le groupe de contrôle des contribuables n'ayant jamais eu recours au PFL pour leurs dividendes.

Le Tableau 1.5 décrit les caractéristiques de ces différents groupes. D'âge et de composition familiales similaires, le groupe traité se caractérise par une moyenne plus élevée pour les revenus d'activité, et surtout pour les revenus du capital par rapport aux deux groupes de contrôle. Il existe dans les groupes de contrôle des contribuables qui perçoivent des dividendes. On note également l'asymétrie des distribution des revenus dans les deux groupes avec des médianes systématiquement inférieures, voir très inférieures aux moyennes.

(2008-2017).

III.3 Résultats de l'effet de la mise au barème des dividendes

Les réponses des revenus du capital

FIGURE 1.2 – Évolution comparée de la moyenne des revenus du capital entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Les graphiques de la figure 1.2 représentent l'évolution de la moyenne des revenus des capitaux au sein de chaque groupe pour chaque année. Le graphique de gauche se focalise sur l'évolution des dividendes alors que le graphique de droite concerne l'évolution des autres revenus du capital. Afin de neutraliser les différences de niveaux de revenus entre les différents groupes, et de se concentrer sur les tendances, nous normalisons les différents revenus de chaque ménage à 100 en 2011. Ces deux graphiques permettent de visualiser, avant toutes régressions économétriques, les tendances suivies par nos différents groupes. Lorsqu'on examine les évolutions de la moyenne des dividendes (graphique de gauche de la figure 1.2), les groupes de traitement et de contrôle au sens large semblent se caractériser par des évolutions similaires avant 2012. A partir de 2012, les dividendes des deux groupes chutent mais davantage pour le groupe de traitement. Le groupe de contrôle strict, lui ne semble pas être touché par la réforme. Ainsi, par rapport aux dividendes reçus par les contribuables de ce groupe de contrôle, la baisse des dividendes reçus par les contribuables ayant déclaré des dividendes au PFL en 2009, 2010 et 2011 est très forte. Quant aux revenus des capitaux mobiliers hors dividendes (graphique de droite de la figure 1.2), la réforme ne semble pas avoir engendré de différences nettes entre les tendances de ces trois groupes.

Les résultats de ces graphiques ne contrôlent pour aucune variable ou tendance spécifique, ce qui peut biaiser les résultats. Or, en plus de la mise au barème des dividendes, plusieurs autres réformes fiscales d'importance ont été adoptées sur la période d'étude qui ont affecté plus particulièrement les contribuables les plus aisés (Aghion et al., 2019). Or, comme il est probable à la lumière du Tableau 1.5 que ces réformes affectent davantage les contribuables du groupe traité que ceux du groupe de contrôle, il est possible que nos résultats reflètent en réalité en partie l'effet de ces reformes concomitantes, plutôt que l'effet de la mise au barème des dividendes. Pour prévenir ce risque, nous estimons donc l'équation (1.4) en introduisant des variables de contrôle

susceptibles de capter les effets de ces autres réformes.

Le tableau 1.6 et les graphiques de la figure 1.3 retranscrivent les résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4) avec variables de contrôle $X_{i,t}$ sur l'échantillon large (colonnes (1), (3) et (5) et graphique en haut à gauche de la figure 1.3) et sur l'échantillon strict ((colonnes (2), (4) et (6) et graphique en bas à gauche de la figure 1.3). Toutes les spécifications incluent des indicatrices temporelles afin de contrôler l'évolution macroéconomique des dividendes telles que représentée dans la figure 1.1. Aussi, les coefficients estimés pour l'année t correspondent bien à la différence d'évolution des revenus entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement entre 2011 et l'année t.

Quel que soit l'échantillon choisi, les tendances entre groupes de traitement et groupes de contrôle sont très similaires pour l'ensemble des revenus du capital et pour les dividendes avant 2011. L'hypothèse de tendance commune est tout le temps acceptée, à part en 2008 à cause de l'étroitesse des intervalles de confiance. Cependant, à partir de 2012, la dynamique des dividendes des contribuables du groupe traité diverge significativement de celle du groupe de contrôle, suggérant que la fin du PFL ait eu un effet causal sur le montant des dividendes reçus par les contribuables. Aussi, la mise au barème des dividendes aurait entraîné une baisse des dividendes que nous estimons autour de 70% en 2013 [16]. Ce chiffre serait encore plus élevé en utilisant le groupe de contrôle strict avec une baisse de 75% [17] des dividendes en 2013.

La comparaison des colonnes (3) et (4) avec les colonnes (5) et (6) du tableau 1.6 indique que la réduction des dividendes après 2013 est beaucoup plus prononcée que celle de l'ensemble des revenus du capital (70% en 2013 contre 53% [18] pour les revenus du capital). Ce diagnostic est confirmé par la comparaison des courbes vertes et bleues de la figure 1.3. Que l'évolution des dividendes soit significativement différente après 2012 pour les contribuables du groupe traité infirme l'hypothèse d'une réponse qui ne viendrait que des entreprises et non des contribuables [19].

Il faut noter que les courbes des revenus du capital et des dividendes divergent fortement à partir de 2012, ce qui suggèrerait que la hausse de la fiscalité des dividendes intervenue à partir de 2013 ait pu être anticipée au cours de l'année électorale de 2012.

Notons également que les graphiques à droite de la figure 1.3 et le tableau B.9 de

16. $-0.70 \simeq \exp(-1.219) - 1$. Le chiffre pour 2017 est $-81\% \simeq \exp(-1.638) - 1$.
17. $-0.75 \simeq \exp(-1.402) - 1$. Le chiffre pour 2017 est $-84\% \simeq \exp(-1.855) - 1$.
18. $-0.53 \simeq \exp(-0.748) - 1$.
19. A priori, on aurait pu expliquer la divergence de dynamique des revenus du capital après 2012 non pas par des réponses des ménages mais par des réponses des entreprises dans leur politique de distribution des dividendes. En effet, le groupe traité se caractérise par une plus grande part des dividendes dans les revenus financiers que le groupe de contrôle. (cf. tableau 1.5). Aussi, si les entreprises distribuent moins de dividendes, alors par effet de composition, les revenus financiers devraient diminuer en plus forte proportion dans le groupe traité que dans le groupe de contrôle. Que la dynamique des dividendes divergent entre les deux groupes réfutent l'hypothèse que la réduction des revenus financiers ne soit causée que par les réponses des entreprises en terme de distribution de dividendes.

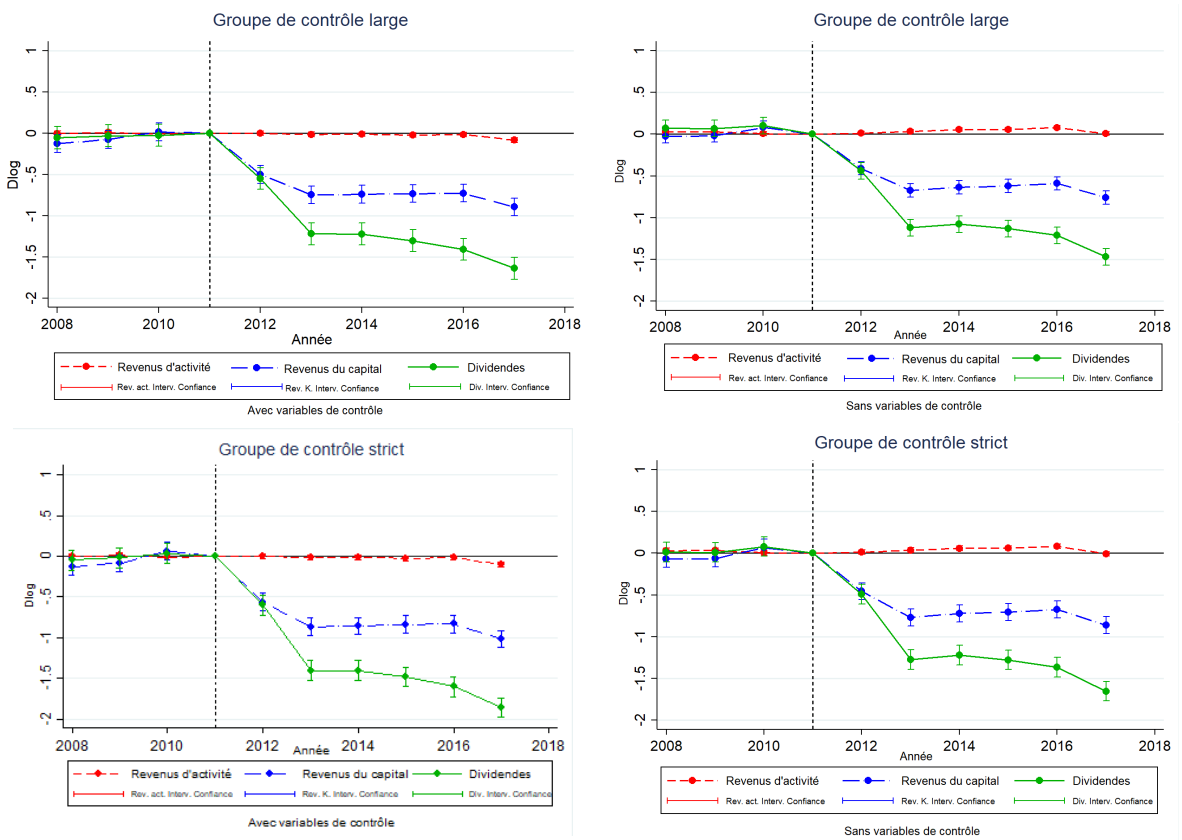


FIGURE 1.3 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), sans (à gauche) et avec contrôles (à droite), avec le groupe de contrôle élargi (haut) et le groupe de contrôle restreint aux contribuables n'ayant jamais eu recours au PFL (bas). Intervalles de confiance à 99%.

l'annexe B.1 indiquent que ne pas prendre en compte les variables de contrôles dans la régression ne modifie pas qualitativement nos résultats.

Si l'effet de la mise au barème des dividendes sur l'évolution des dividendes est conforme aux prédictions théoriques, ces dernières prédisent des effets incertains pour les autres revenus du capital. Pour connaître l'effet de la mise au barème des dividendes sur les autres revenus du capital, on ré-estime l'équation (1.4) en prenant comme variables à expliquer les revenus du capital hors dividendes $y_{2,t} - y_{2div,t}$ (cf. Tableau 1.2). Toutefois, opérer de la sorte nécessite de retirer de notre échantillon les contribuables dont les revenus du capital seraient intégralement constitués de dividendes. La spécification log-linéaire de l'équation (1.4) nous oblige par conséquent à construire un panel cylindré un peu plus restreint que celui décrit dans le tableau 1.5 et à ré-estimer aussi sur cet échantillon l'équation (1.4) pour les revenus du capital et pour les dividendes. Les résultats sont illustrés dans la Figure 1.4.

L'hypothèse de tendance commune n'est rejetée ni pour les dividendes, ni pour les autres revenus du capital. Après 2011, les deux courbes divergent fortement. La différence d'évolution des revenus des capitaux hors dividendes entre les deux groupes

	y_{15}		y_2		y_{2Div}	
Échantillon	Large (1)	Strict (2)	Large (3)	Strict (4)	Large (5)	Strict (6)
β_{2008}	$-0,004$ (0,011)	$-0,003$ (0,011)	$-0,128^{***}$ (0,042)	$-0,127^{***}$ (0,042)	$-0,056$ (0,052)	$-0,046$ (0,048)
β_{2009}	$0,009$ (0,011)	$0,013$ (0,011)	$-0,075^{*}$ (0,042)	$-0,086^{**}$ (0,041)	$-0,032$ (0,052)	$-0,020$ (0,048)
β_{2010}	$-0,010$ (0,011)	$-0,013$ (0,011)	$0,015$ (0,042)	$0,064$ (0,042)	$-0,026$ (0,052)	$0,032$ (0,048)
β_{2012}	$-0,001$ (0,011)	$-0,000$ (0,011)	$-0,499^{***}$ (0,042)	$-0,561^{***}$ (0,041)	$-0,550^{***}$ (0,052)	$-0,598^{***}$ (0,047)
β_{2013}	$-0,015$ (0,011)	$-0,016$ (0,011)	$-0,748^{***}$ (0,041)	$-0,864^{***}$ (0,040)	$-1,219^{***}$ (0,051)	$-1,402^{***}$ (0,046)
β_{2014}	$-0,011$ (0,011)	$-0,013$ (0,011)	$-0,739^{***}$ (0,041)	$-0,854^{***}$ (0,040)	$-1,221^{***}$ (0,051)	$-1,403^{***}$ (0,046)
β_{2015}	$-0,024^{**}$ (0,011)	$-0,026^{**}$ (0,011)	$-0,733^{***}$ (0,041)	$-0,835^{***}$ (0,040)	$-1,303^{***}$ (0,051)	$-1,483^{***}$ (0,046)
β_{2016}	$-0,016$ (0,011)	$-0,018$ (0,013)	$-0,728^{***}$ (0,041)	$-0,832^{***}$ (0,040)	$-1,408^{***}$ (0,051)	$-1,601^{***}$ (0,046)
β_{2017}	$-0,085^{***}$ (0,011)	$-0,101^{***}$ (0,011)	$-0,893^{***}$ (0,041)	$-1,015^{***}$ (0,040)	$-1,638^{***}$ (0,051)	$-1,855^{***}$ (0,046)
N	247 122	207 576	247 122	207 576	247 122	207 576

Tableau 1.6 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec contrôles, échantillon large (colonnes (1), (3) et (5)) et échantillon strict (colonnes (2), (4) et (6)).

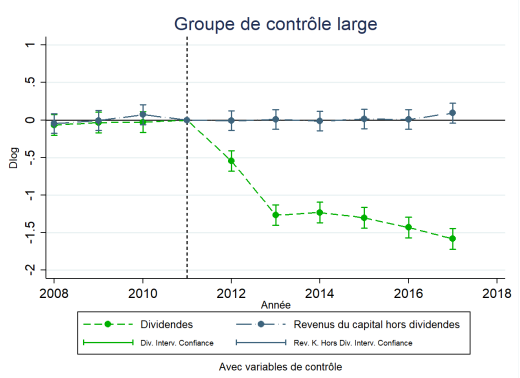


FIGURE 1.4 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec le groupe de contrôle élargi, avec les variables de contrôle. Intervalles de confiance à 99%. (Tableau de résultats en annexe B.2)

n'est pas significative, alors que la différence d'évolution des dividendes se creuse et ce avec une ampleur comparable à la figure 1.3. On est donc conduit à rejeter l'hypothèse que la mise au barème des dividendes ait eu un impact causal sur la dynamique des autres revenus du capital.

Les revenus d'activité semblent avoir été peu sensibles à la mise au barème des dividendes

Un mécanisme *a priori* plausible susceptible d'expliquer les réactions comportementales importantes des revenus financiers et des dividendes résiderait dans les décisions de redénomination des rémunérations des contribuables en dividendes (*income shifting*), notamment pour les contribuables qui exercent comme travailleurs indépendants. En effet, les travailleurs indépendants travaillant à leur compte reçoivent à la fois des revenus du travail de leur activité et une rémunération pour le capital qu'ils ont investi dans leur activité, sous forme notamment de dividendes. De telles mécanismes de redénominations des revenus ont notamment été mis en évidence empiriquement en Israël (Romanov, 2006), en Norvège (Alstadsæter and Wangen, 2010), en Finlande (Pirttilä and Selin, 2011, Harju and Matikka, 2016), en Suède (Edmark and Gordon, 2013, Alstadsæter and Jacob, 2016) ou au Royaume-Uni (Tazhitdinova, 2020). D'après le tableau 1.1, si la réduction des dividendes en réaction à la mise au barème des dividendes était le résultat de comportements de redénomination de revenus, on devrait observer une hausse des revenus d'activité en réaction à cette réforme. Il convient donc d'estimer la réponse des revenus d'activité à la mise au barèmes des dividendes pour tester l'existence de mécanismes de redénomination des revenus.

Les colonnes (1) et (2) des tableaux 1.6 et B.9, ainsi que les courbes rouges de la figure 1.3 permettent de répondre à cette question. Si les résultats sans variables de contrôle (cf. Tableau B.9) suggèrent l'existence d'une hausse des revenus d'activité, hausse d'une ampleur bien plus limitée que la baisse des dividendes [20], les résultats avec variables de contrôles (cf. Tableau 1.6) suggèrent au contraire de réfuter l'hypothèse de redénomination des revenus. En particulier, les spécifications avec variables de contrôle, qu'elles utilisent une définition large (colonne (1) du tableau 1.6) ou stricte (colonne (2) du tableau 1.6) du groupe de contrôle suggèrent au contraire que les effets de substitution au cœur du modèle à deux périodes décrit notamment dans le tableau 1.1 de la partie théorique annuleraient les effets de redénomination des revenus et les domineraient même en 2017.

Pour vérifier que les comportements de redénomination des revenus semblent négligeables en réponse à la mise au barème des dividendes de 2013, nous avons réestimé l'équation (1.4) sur deux échantillons : un constitué de contribuables indépendants, un autre de contribuables non-indépendants. Nous menons ces exercices en considérant uniquement le groupe de contrôle élargi afin de préserver des échantillons de grande taille. Nous considérons comme composés d'au moins un travailleur indépendant les foyers ayant déclaré *tous les ans* des revenus professionnels non salariés

20. Il faut noter que d'après le tableau 1.5, les contribuables du groupe traité ont en moyenne des revenus du capital y_2 et même des dividendes y_{2div} près de deux fois plus élevés que leurs revenus d'activité y_{15}

	N	y_{15}	y_2	y_{2div}
Moyennes	Groupe traité			
Indépendants sur toute la période	240	409 836	218 858	195 195
Jamais Indépendants	1 046	253 895	502 669	473 479
	Groupe de contrôle large			
Indépendants sur toute la période	7 593	294 424	24 751	16 773
Jamais Indépendants	9 496	176 502	94 000	78 886

Tableau 1.7 – Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons en fonctions de la nature des revenus d'activité

(BIC, BNC, BA) et/ou des cotisations de retraites complémentaires sur des contrats « Madelin »[21]. Ces foyers représentent 28,5% de notre échantillon, et seulement 3% d'entre eux sont affectés par la mise au barème des dividendes. Les résultats de l'estimation de l'équation (1.4) sur ce sous échantillon sont représentés dans le graphique de gauche de la figure 1.5.

Nous examinons également les réponses des foyers qui n'ont jamais déclaré de revenus professionnel non salariés et/ou de cotisation de retraites « Madelin » afin de tester l'hypothèse que les réponses à la mise au barème des dividendes que nous avons mis en évidence précédemment ne seraient dues qu'aux comportements des indépendants. Les foyers n'ayant jamais eu de revenus indépendants représentent 38% de notre échantillon de base. Les résultats de l'estimation de l'équation (1.4) sur ce sous échantillon sont représentés dans le graphique de droite de la figure 1.5.

Le tableau 1.7 décrit la moyenne des revenus des foyers dans ces deux sous-échantillons. Qu'ils appartiennent au groupe de traitement ou au groupe de contrôle, les foyers composés d'indépendants perçoivent plus de deux fois plus de revenus d'activités que les autres, mais déclarent beaucoup moins de revenus du capital.

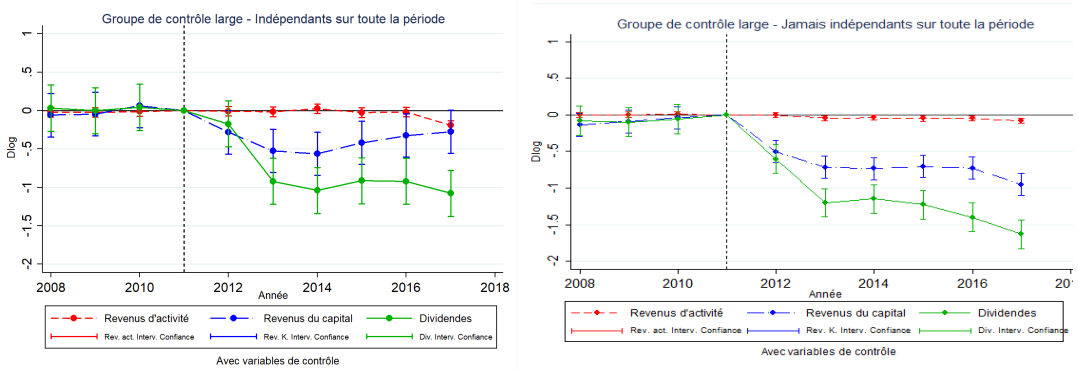


FIGURE 1.5 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), au sens large pour le sous échantillon des contribuables indépendants ou jamais indépendants. Intervalles de confiance à 99%.

La ré-estimation de l'équation (1.4) sur ces sous-échantillons conduit qualitative-

21. cf. construction de la base section II.

ment aux mêmes résultats sur les dividendes dans la Figure 1.5 que dans la Figure 1.3. De plus, de même que pour l'ensemble de la population, les différences d'évolution des revenus d'activité ne sont pas significatives jusqu'en 2016 dans les deux sous-échantillons. Les conclusions mises en avant dans la partie précédente restent donc valables sur ces deux sous-population. Les indépendants ne semblent avoir redénommer leurs revenus du capital en salaires à la suite de la mise au barème des dividendes d'après le graphique de gauche de la figure 1.5. Les réponses des dividendes sur l'échantillon total existent indépendamment des réponses spécifiques des indépendants au regard du graphique de droite de la figure 1.5.

On remarque cependant quelques différences entre ces deux échantillons. Les indépendants traités réagissent à la réforme seulement à partir de 2013, alors que l'évolution des revenus du capital et des dividendes entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle au sein de l'échantillon des non-indépendants diverge de façon significative dès 2012. D'autre part, on remarque que la décroissance des revenus d'activités en 2017 du groupe de traitement par rapport au groupe de contrôle est plus importante dans l'échantillon des indépendants que dans l'échantillon des non-indépendants.

Ces résultats nous conduisent à réfuter l'hypothèse que les réponses des revenus du capital et des dividendes à la mise au barème des dividendes aient été le résultat de redénomination des revenus de la part des indépendants. Ces résultats sont similaires à ceux de Yagan (2015) qui obtenait que la baisse de la taxation des dividendes aux États-Unis en 2003 avait entraîné une forte hausse des dividendes les années suivantes, sans effet sur les revenus du travail. Plutôt qu'un effet de redénomination des revenus des indépendants, il pourrait plutôt s'agir d'un effet de substitution intertemporelle (Korinek and Stiglitz, 2009), les détenteurs de dividendes, mettant en réserve leurs dividendes en attente du retour d'une fiscalité des dividendes plus favorable. D'autres pistes d'explications peuvent être un arbitrage avec des rachat d'action, des arbitrages de portefeuilles, ou des effets principal-agent (Chetty and Saez, 2010).

Estimation selon l'assujettissement à l'Impôt de Solidarité sur la Fortune

Nous explorons à présent l'hétérogénéité des réponses à la mise au barème des dividendes. Dans ce but, nous distinguons la sous population des contribuables redevables à l'Impôt de Solidarité sur la Fortune (ISF) et celle de ceux qui ne le sont pas. A nouveau, nous menons cet exercice en considérant le groupe de contrôle élargi afin de préserver des échantillons de grande taille. Le tableau 1.8 indique les revenus moyens des groupes de contrôle et des groupes de traitement.

La ré-estimation de l'équation (1.4) sur ces sous-échantillons (Figure 1.6) conduit à des résultats très proches par rapport à ceux sur la population entière décrits dans la Figure 1.3. On remarque que les résultats sont semblables entre les deux échantillons. On peut conclure de ces deux résultats : (i) les résultats présentés dans la première

Moyenne	Groupe de Contrôle				Groupe Traité			
	N	y_{15}	y_2	y_{2div}	N	y_{15}	y_2	y_{2div}
ISF	9 653	259 953	95 994	77 048	1 148	309 966	538 437	502 020
Non-ISF	15 838	228 490	48 155	39 838	819	282 444	361 043	342 473

Tableau 1.8 – Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons

partie ne sont pas affectés par des potentielles stratégies d'optimisation pour payer moins d'ISF, et (ii) les contribuables à l'ISF et donc les très hauts patrimoines n'auraient pas davantage réagi à la mise au barème des dividendes que les autres foyers fiscaux.

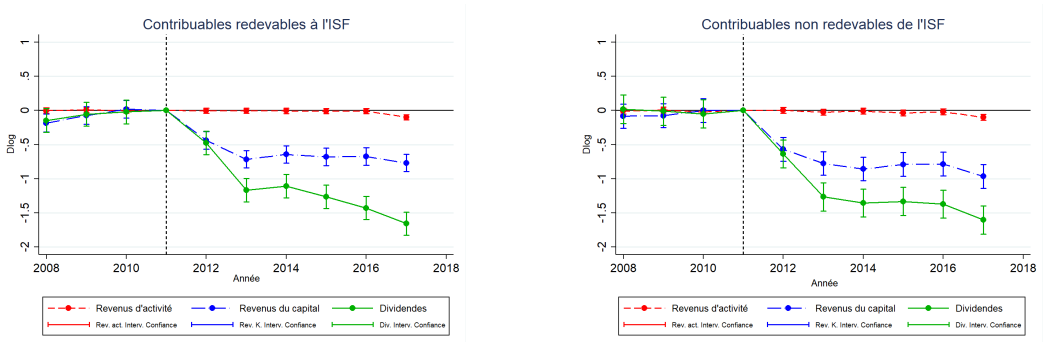


FIGURE 1.6 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), pour le sous échantillon des contribuables redevables à l'ISF (à gauche), et pour le sous échantillon des contribuables non redevable à l'ISF (à droite) . Intervalles de confiance à 99%.

III.4 Résultats de l'effet de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe

Dans cette partie, nous reproduisons l'analyse précédente mais en modifiant la définition du traitement. Nous considérons dans le groupe de traitement, les foyers ayant déclaré des produits de placement à revenu fixe entre 2008 et 2011. Nous évaluons ainsi dans cette partie la mise au barème des produits de placement à revenu fixe. Dans un soucis de concision, nous nous référons parfois dans la suite au terme « intérêts » pour désigner ces revenus.

Le tableau 1.9 et les graphiques de la figure 1.7 retranscrivent les résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4) avec variables de contrôle $X_{i,t}$ avec une définition « large » du groupe de contrôle. Les tendances du groupe de traitement et du groupe de contrôle sont significativement différentes avant 2010. Aussi, l'hypothèse de tendance commune est rejetée en 2008 et 2009, même si elle est acceptée en 2010. On observe ensuite qu'à partir du 2012, les intérêts déclarés par les contribuables du groupe traité baissent par rapport à ceux du groupe de contrôle. Il est donc possible que la mise au barème des intérêts ait entraîné une réduction causale sur les intérêts reçus

par les contribuables. En se basant sur les années 2010 à 2013, nous évaluons cet effet à 33% [22]. Il convient toutefois d'être particulièrement prudent avec ces résultats compte du fait que l'hypothèse de tendance commune n'est vérifiée qu'en 2010 et qu'elle est rejetée en 2008 et 2009. En particulier, comme l'hypothèse de tendance commune est rejetée à la hausse en 2008 et en 2009, le chiffre de 33% doit être pris comme une borne supérieure de la réduction des revenus des intérêts qui aurait été causée par la mise au barème des intérêts. On est néanmoins amené à conclure que la mise au barème des intérêts auraient entraîné des réponses comportementales sur les intérêts qui seraient beaucoup plus modestes que les effets de la mise au barème des dividendes sur les dividendes reçus.

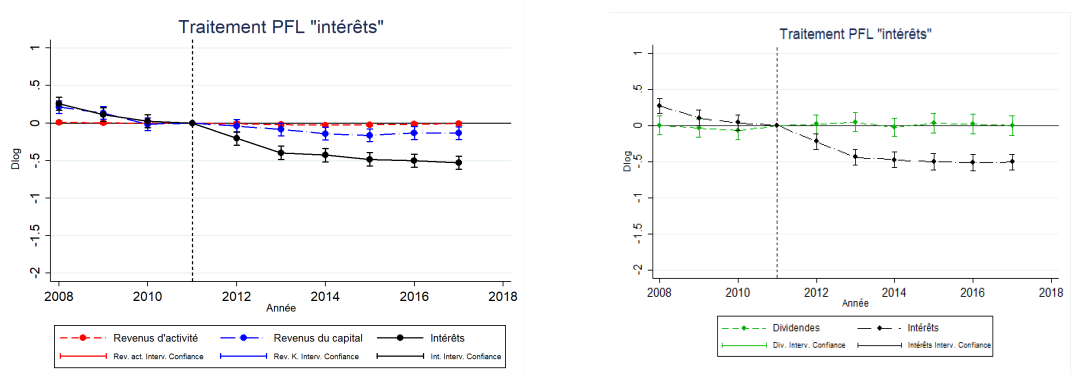


FIGURE 1.7 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué aux produits de placement à revenu fixe, avec contrôles et sur échantillon large. Intervalles de confiance à 99%. A Gauche : contribuables avec des intérêts positifs. A droite, contribuables avec des intérêts et des dividendes positives

La mise au barème des intérêts n'aurait pas eu d'effet sur les dividendes, comme l'indique la colonne (4) du tableau 1.9, et le graphique de droite de la figure 1.7 où la population est restreinte aux contribuables ayant des dividendes et des produits de placement à revenu fixe positifs. La colonne (5) montre que la restriction à cette population ne modifie pas les résultats sur les intérêts (colonne (3) et (5) très proches). Du fait de l'absence de réponse des dividendes, l'effet de la réforme sur l'ensemble des revenus du capital est plus faible (colonne (2)). Enfin les coefficients de la colonne (1), relatifs aux revenus d'activité, sont non significatifs (ou certaines années, légèrement significatifs mais très faibles), ce qui signifie que les revenus d'activité n'auraient pas réagi à la fin du PFL sur les produits de placement à revenu fixe.

22. $-0.33 \simeq \exp(-0.396) - 1$.

	y_{15}	y_2	y_{2Int}	y_{2Div}	y_{2Int}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
β_{2008}	$0,011$ (0,008)	$0,214^{***}$ (0,033)	$0,259^{***}$ (0,034)	$0,002$ (0,050)	$0,271^{***}$ (0,041)
β_{2009}	$0,002$ (0,008)	$0,135^{***}$ (0,033)	$0,114^{***}$ (0,034)	$-0,036$ (0,050)	$0,105^{*}$ (0,041)
β_{2010}	$-0,002$ (0,008)	$-0,016$ (0,033)	$0,026$ (0,034)	$-0,070^{***}$ (0,050)	$0,039$ (0,041)
β_{2012}	$-0,009$ (0,008)	$-0,039$ (0,033)	$-0,204^{***}$ (0,034)	$0,017$ (0,050)	$-0,220^{***}$ (0,041)
β_{2013}	$-0,020^{*}$ (0,008)	$-0,085^{**}$ (0,033)	$-0,396^{***}$ (0,034)	$0,047$ (0,050)	$-0,437^{***}$ (0,042)
β_{2014}	$-0,027^{**}$ (0,008)	$-0,142^{***}$ (0,033)	$-0,427^{***}$ (0,034)	$-0,024$ (0,050)	$-0,474^{***}$ (0,042)
β_{2015}	$-0,021^{*}$ (0,008)	$-0,164^{***}$ (0,033)	$-0,483^{***}$ (0,034)	$0,032$ (0,051)	$-0,500^{***}$ (0,043)
β_{2016}	$-0,014^{*}$ (0,008)	$-0,132^{***}$ (0,033)	$-0,500^{***}$ (0,034)	$0,020$ (0,051)	$-0,512^{***}$ (0,043)
β_{2017}	$-0,007$ (0,008)	$-0,134^{***}$ (0,033)	$-0,528^{***}$ (0,034)	$0,000$ (0,052)	$-0,504^{***}$ (0,043)
N	309 924			219 205	

Tableau 1.9 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué au produits de placement à revenu fixe, et avec contrôles et sur échantillon large

III.5 Implications de politiques économiques

Nous allons à présent discuter comment ces estimations peuvent nous éclairer sur les conséquences de la fin du PFL pour les finances publiques.

Effet mécanique	Réponses comportementales		Effet total
0,4	Borne supérieure	-2,1	- 1,7
	Borne inférieure	-1,1	- 0,7

Tableau 1.10 – Effet de la suppression du PFL sur les dividendes sur les finances publiques en 2013, en milliards d'euros.

Nous commençons par discuter les conséquences pour les finances publiques de la mise au barème des dividendes. Tout d'abord, nous évaluons qu'en l'absence de réponses comportementales, la mise au barème des dividendes aurait entraîné un gain pour les finances publiques de l'ordre de 0,4 Md€ par an.

A cet effet mécanique, il convient d'ajouter les conséquences des réponses comportementales des contribuables, c'est à dire les conséquences pour les finances publiques du fait que la mise au barème des dividendes ait entraîné des changements de comportements qui modifient les bases fiscales, et que ces variations de bases fiscales se répercutent sur le rendement des prélèvements obligatoires. Pour quantifier les effets des réponses comportementales des dividendes à la fin du PFL sur les di-

videndes, nous utilisons nos estimations par doubles différences sur les dividendes avec contrôles et sur le groupe de contrôle large (cf. colonne (5) du Tableau 1.6) et retenons par conséquent que la mise au barème des dividendes aurait entraîné une baisse de 70% des dividendes reçus en 2013. Il est alors important de savoir à quelle masse de dividendes appliquer ces 70% de réduction. Nous menons ce calcul en adoptant successivement deux hypothèses polaires qui vont nous fournir respectivement une hypothèse « haute » et une hypothèse « basse ».

Tout d'abord nous appliquons ces 70% de réduction des dividendes aux 8 Md€ de dividendes déclarées au PFL en 2012 par les contribuables (cf Figure 1.1). La mise au barème des dividendes aurait alors entraîné une réduction de 5,6 Md€. En retenant un taux marginal de taxation des dividendes de 36,5% [23], on aboutirait à une perte autour 2,1 Md€ de recettes à cause des réponses comportementales. Au total, l'effet net pour les finances publiques de la mise au barème des dividendes s'élèverait autour d'une perte de 1,7 Md €.

Cette estimation aboutit néanmoins à une borne supérieure de l'effet des réponses comportementales en appliquant la réduction de 70% à l'ensemble des dividendes déclarés au PFL en 2012. Or, une partie de ces dividendes déclarés au PFL l'ont été par des ménages qui se situaient dans une tranche d'imposition à 30% (ou moins). Or, nos estimations se basent sur un échantillon de contribuables qui se situaient tous dans la tranche supérieure à 41% de l'impôt sur le revenu. Il est néanmoins possible que les contribuables se situant dans des tranches d'imposition inférieures et déclarant des dividendes au PFL aient réduits leurs dividendes dans une proportion inférieure au 70% de réduction des dividendes que nous avons estimés pour les contribuables imposés à 41%. Aussi, nous avons mené un deuxième calcul en ne prenant que les dividendes perçus par les contribuables imposés à 41% parmi les dividendes déclarés au PFL en 2012. La réduction des dividendes ne s'applique alors plus qu'à 4,1 Md€ de dividendes, si bien que nous obtenons une borne inférieure pour les réponses comportementales que nous évaluons à 1,1 Md€. Au total, l'effet net pour les finances publiques de la mise au barème des dividendes s'élèverait autour d'une perte de 0,7 Md€ sous cette hypothèse basse. Il s'agit ici d'une borne inférieure car ce calcul suppose que les contribuables des tranches inférieures et ayant recours au PFL n'auraient pas du tout réduit leurs dividendes, une hypothèse qui est extrême.

Il convient de noter qu'il faudrait théoriquement tenir compte de l'impact des réponses comportementales sur les revenus d'activité et sur les autres revenus des capitaux. Cependant, ces effets sont non significatifs en 2013. Nous n'avons pas non plus pris en compte les effets potentiels sur les plus-values mobilières [24] ou sur d'autres

23. Ce chiffre correspond au taux marginal de taxation des dividendes au PFL, Prélèvement sociaux de 15.5% inclus en 2012.

24. L'étude des plus-values mobilières nécessiterait de modéliser simultanément une réponse extensive (réaliser ou non des plus-values) et une réponse intensive (combien de plus-values à réaliser.

bases fiscales.

Effet mécanique	Réponses comportementales		Effet total
0,9	Borne supérieure	- 0,5	0,4
	Borne inférieure	- 0,1	0,8

Tableau 1.11 – Effet de la suppression du PFL sur les intérêts sur les finances publiques en 2013 en milliard d'euros

Nous avons mené un exercice similaire pour évaluer les conséquences pour les finances publiques de la mise au barème des revenus de produit de placement à revenus fixes. Notre chiffrage est reporté dans le tableau 1.11. L'effet mécanique se situe aux alentours de 0,9 Md€. Les réponses comportementales des seuls intérêts aboutiraient à une perte gain pour les finances publiques comprise entre 0,1 Md€ et 0,5 Md€, selon que l'on applique les 33% de réduction des intérêts induite par la fin du PFL sur les intérêts et les 39.5% de taux marginal sur ces revenus aux 4 Md€ d'intérêts qui ne sont plus soumis au PFL après 2012 ou seulement au 0,7 Md€ déclarés par les seuls contribuables soumis à la tranche à 41%[25]. Au total, la mise au barème des revenus de produit de placement à revenus fixes aurait aboutit à un gain pour les finances publiques qui serait compris entre 0,4 Md€ et 0,8 Md€[26]. Notons que les dividendes et les revenus d'activité n'ayant pas réagi à cette réforme (voir partie précédente), aucun effet sur ces bases taxables n'a été pris en compte dans le chiffrage. Au total, il semble que la mise au barème des produits de placement à revenu fixe aurait eu un impact positif sur les finances publiques.

IV Approche par variables instrumentales

La méthode des doubles différences est d'après nous particulièrement convaincante en termes de validité interne pour démontrer qualitativement l'existence ou non d'un

25. Ce montant de 4 Md€ est une estimation et est moins directe à obtenir que l'équivalent pour les dividendes. En effet, jusqu'en 2013, les contribuables déclaraient tous les produits de placement à revenu fixe dans la case 2EE. Cependant, cette case inclut aussi d'autre type de revenu, comme les produits d'assurance vie d'une durée inférieure à 8 ans, les produits de l'épargne solidaire et les produits de placement à revenu fixe payé dans un état non coopératif. Ces derniers revenus n'ont pas été imposés au barème et sont restés dans la case 2EE après 2013, tandis que les produits de placement à revenu fixe imposé au barème sont déclarés dans la case 2TR à partir de 2013. On estime que 83% des revenus auparavant déclarés en 2EE ont été déclarés en 2TR à la suite de la réforme. Il s'agit des revenus concernés par la hausse de taux induit par la suppression du PFL, donc de la base fiscale qui nous intéresse pour notre évaluation de la fin du PFL sur les intérêts. Sur notre échantillon de base (RFR>30 000) la sommes de ces revenus correspond à 4 Md€. En se restreignant aux contribuables de la tranche à 41%, nous arrivons à 0,7 Md€.

26. Il faut noter qu'aux limites indiquées dans cette partie et inhérentes à l'exercice, s'ajoute la précaution d'interprétation liée au fait que le test de l'hypothèse de tendance commune n'est pas complètement acceptée pour ce traitement.

effet causal. Mais elle ne s'applique que sur une réforme particulière. En effet, on évalue ici seulement la mise au barème des dividendes à partir de 2013, ce qui ne nous permet pas de conclure quant à l'existence de réponses comportementales pour les autres réformes de la fiscalité des revenus du capital. Pour cela, une méthode de variables instrumentales prenant en compte les variations de taux marginaux engendrées par l'ensemble des réformes sur la période 2008-2017 est nécessaire. Nous détaillons dans la partie suivante cette méthode, puis l'échantillon sur lequel nous appliquons cette méthode, avant de donner nos résultats.

IV.1 La méthode

Pour estimer l'élasticité du revenu k au taux marginal de rétention des revenus d'activité $1-\tau^1$ et au taux marginal de rétention des revenus du capital $1-\tau^2$, on souhaiter estimer l'équation suivante :

$$\ln\left(\frac{y^k_{i,t+1}}{y^k_{i,t}}\right) = \alpha + \beta^1 \ln\left(\frac{1-\tau^1_{i,t+1}}{1-\tau^1_{i,t}}\right) + \beta^2 \ln\left(\frac{1-\tau^2_{i,t+1}}{1-\tau^2_{i,t}}\right) + \mu_{i,t} \tag{1.5}$$

Lorsque $k=1$, β^1 mesure l'effet d'une hausse de 1% du taux de rétention marginal des revenus du travail sur les revenus du travail, et β^2 mesure l'effet d'une hausse de 1% du taux de rétention marginal des revenus du capital sur les revenus du travail. Le signe théoriquement attendu des coefficients β^k dépendent des mécanismes à l'œuvre et décrits dans le tableau 1.1.

Cette spécification en (log) différence présente l'avantage d'éliminer les effets fixes individuels qui captent les hétérogénéités entre contribuables qui sont invariantes dans le temps. Néanmoins, l'estimation par les moindres carrés ordinaires de l'équation (1.5) aboutira à des coefficients qui traduiront non seulement les effets des variables fiscales sur les revenus, effets que l'on cherche à estimer, mais aussi les effets de différents types de chocs affectant les revenus pour des raisons autres que fiscales, ces chocs affectant également les taux marginaux auxquels font face les contribuables lorsqu'ils changent de tranche d'imposition.

Pour corriger ces *biais de simultanéité*, on a recours à une approche par doubles moindres carrés ordinaires utilisant la stratégie d'instrumentation initialement proposée par Auten and Carroll (1999) et popularisée par Gruber and Saez (2002). Les instruments correspondent aux variations du (log du) taux marginal de rétention qui se seraient produits si, entre les dates t et $t+1$, les revenus des contribuables n'avaient pas été modifiés (en termes réels), i.e. :

$$\ln\left(\frac{1-\dfrac{\partial T_{t+1}(y^1_{i,t}, y^2_{i,t})}{\partial y^k}}{1-\dfrac{\partial T_t(y^1_{i,t}, y^2_{i,t})}{\partial y^k}}\right) \qquad \text{pour : } k=1,2 \tag{1.6}$$

Il s'agit donc de la log-variation du taux marginal de rétention qui n'est causée que par les modifications des barèmes fiscaux, et non par les conséquences des variations de revenus qui auraient d'autres causes que les réponses aux réformes fiscales et qui entraîneraient des changements de tranches d'imposition.

Deux problèmes peuvent cependant biaiser les estimations : le premier problème est celui du retour vers la moyenne (classique dans les données de panel), le second provient des différences dans les rythmes de croissance des revenus entre contribuables appartenant à des groupes de revenus différents. Le premier problème provoque une corrélation négative entre le niveau de revenu et sa variation à la période suivante. Le deuxième problème s'est révélé particulièrement redoutable sur données américaines compte tenu du contexte d'accroissement persistant des inégalités. Aussi, lorsque les contribuables les plus aisés subissent en même temps une croissance plus rapide de leurs revenus et une baisse marquée de leur taux marginal de taxation, comme ce fut notamment le cas à la suite de la réforme TRA 86 sur laquelle beaucoup d'études se sont concentrées depuis Feldstein (1995), il est alors difficile de distinguer dans la hausse plus rapide des revenus des contribuables les plus aisés, l'effet des réformes fiscales de l'effet de la divergence des revenus dans un contexte de hausse tendancielle des inégalités.

Pour répondre à ces difficultés, Auten and Carroll (1999) ont proposé d'ajouter dans le membre de droite de l'équation (1.5) le logarithme du revenu en t afin de contrôler le fait que même en l'absence de réformes fiscales, le taux de croissance des revenus varie avec le niveau de revenu. Gruber and Saez (2002) ont eux proposé d'ajouter une spécification à base de splines polynomiaux par déciles de revenus qui est une spécification beaucoup plus flexible. Kopczuk (2005) a proposé d'autres spécifications. En particulier, il propose d'examiner aussi des spécifications dépendant du logarithme du revenu en $t-1$ et non en t à cause du risque de corrélations entre la variable dépendante $\ln y_{i,t+1} - \ln y_{i,t}$ et des variables de contrôle fonction du revenu en t. Il a également proposé des fonctions dépendant de la croissance du revenu entre $t-1$ et t afin de mieux contrôler des effets de retour vers la moyenne. Kopczuk (2005) et Saez et al. (2012) ont toutefois montré sur données américaines à quel point les résultats sont extrêmement sensibles à la spécification retenue pour contrôler ces phénomènes. Il est donc essentiel de vérifier la robustesse des résultats à un changement de spécification. Dans cette étude, nous retenons différentes fonctions du revenu fiscal de référence (RFR) de l'année t et $t-1$ pour contrôler ces phénomènes. Enfin, il nous semble essentiel d'ajouter dans les variables de contrôle des indicatrices temporelles pour contrôler les effets macroéconomiques. Aussi, nous estimons par la méthode des

doubles moindres carrés :

$$\ln\left(\frac{y^k_{i,t+1}}{y^k_{i,t}}\right) = \alpha + \beta^1 \ln\left(\frac{1-\tau^1_{i,t+1}}{1-\tau^1_{i,t}}\right) + \beta^2 \ln\left(\frac{1-\tau^2_{i,t+1}}{1-\tau^2_{i,t}}\right) + \Phi\left(RFR_{i,t}, RFR_{i,t-1}\right) + \sum_{k=2008}^{2016} \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \mu_{i,t} \tag{1.7}$$

où $\Phi(\cdot,\cdot)$ est une fonction du logarithme présent et passé du Revenu Fiscal de Référence qui est destinée à contrôler des phénomènes d'hétérogénéité des tendances par classe de revenu et des phénomènes de retour à la moyenne.

Enfin, Weber (2014) [27] a proposé de remplacer des instruments proposés par Auten and Carroll (1999) et Gruber and Saez (2002) qui sont décrits dans l'équation (1.6) par la log-variation des taux marginaux de rétention entre t et $t-1$ si les revenus en t et en $t+1$ étaient restaient identiques (en termes réels) aux revenus de l'année $t-1$:

$$\ln\left(\frac{1-\dfrac{\partial T_{t+1}(y^1_{i,t-1}, y^2_{i,t-1})}{\partial y^k}}{1-\dfrac{\partial T_t(y^1_{i,t-1}, y^2_{i,t-1})}{\partial y^k}}\right) \quad \text{pour : } k = 1,2 \tag{1.8}$$

En effet, si les tendances sont hétérogènes par groupes de revenus ou en présence de retour vers la moyenne, le revenu de la date t devient corrélé avec la variable explicative et donc avec les résidus. Aussi, les instruments comme (1.6) dépendant du revenu en t deviendraient endogènes, ce problème d'endogénéité par autocorrélation des résidus étant moins sévère avec des instruments dépendant du revenu en $t-1$.

Aussi, on s'attachera donc à vérifier que les estimations de l'équation (1.7) sont robustes à un changement de la spécification Φ des contrôles de revenu (Kopczuk, 2005) et à l'utilisation d'instruments à la Weber (2014) décrits dans (1.8) plutôt que les instruments proposés par Auten and Carroll (1999)

IV.2 Le champ d'étude

Pour cette méthode d'estimation nous n'effectuons que peu de restrictions sur notre panel de base (voir Section II Tableau 1.4) afin d'élargir au maximum notre champs d'étude. Nous retirons seulement de notre échantillon les foyers qui ont connus des variations annuelles des revenus des capitaux qui nous semblent aberrantes [28]. Les moindres restrictions nécessaires pour cette méthode d'estimation nous permet de suivre un échantillon de contribuables beaucoup plus large qu'avec la méthode par doubles différences. En effet, nous suivons plus de 2,8 millions de foyers fiscaux chaque

27. Lehmann et al. (2013) ont utilisé des instruments analogues à ceux de Gruber and Saez (2002) mais basés sur les revenus en $t-1$ et non en t.

28. Nous retirons très exactement les foyers dont les variations annuelles de revenus des capitaux se situent en dessous du 5^{me} percentile et au dessus du 95^{me} percentile.

année dont la distribution des revenus en 2011 est décrite dans le tableau 1.12. De ce point de vue, cette méthode engendre des résultats que nous pensons plus facilement généralisables. En plus de prendre en compte les variations de taux marginaux engendrées par l'ensemble de réformes sur la période, nos estimations par la méthode de variables instrumentales ne se focalisent pas uniquement sur les foyers les plus impactés par la mise au barème des dividendes. Nous pensons donc que la validité externe de cette méthode est plus convaincante que celle par doubles différences.

Statistiques	$y_{15,2011}$	$y_{2,2011}$	$y_{2div,2011}$	RFR_{2011}
	2 854 069 foyers			
Moyenne	64 896	5 046	3 573	68 487
Écart-type	51 891	83 566	81 863	142 630
P75	70 709	1 691	203	69 800
Médiane	53 184	352	12	50 978
P25	42 905	44	0	40 812

Tableau 1.12 – Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour les estimations par la méthode des variables instrumentales

Statistiques	$\frac{log(y_{15,2012})}{log(y_{15,2011})}$	$\frac{log(y_{2,2012})}{log(y_{2,2011})}$	$\frac{log(y_{15,2013})}{log(1-TMI_{15,2012})}$	$\frac{log(y_{2,2013})}{log(1-TMI_{2,2012})}$
	1 267 834 foyers			
Moyenne	0,02	0,09	0,03	-0,21
Écart-type	0,15	0,80	0,15	0,84
P75	0,05	0,42	0,08	0,12
P50	0,02	0,03	0,02	-0,12
P25	0,00	-0,19	0,00	-0,61

Tableau 1.13 – Distribution des variations annuelles des revenus entre 2011 et 2012 et 2013

Notons que 42,2% des foyers figurant dans notre panel sont constitués d'au moins une personne retraitée. Seulement 6,4% sont indépendants au sens strict, et 21,8% au sens large. Les foyers dont les revenus d'activité sont composés uniquement de revenus salariaux représentent 72%.

IV.3 Résultats

Les résultats de base

Les résultats des estimations de l'équation (1.7) sont retranscrits dans les tableaux 1.14, 1.15, 1.16 et 1.17. Ces résultats sont obtenus par la méthode des doubles moindres carrés en retenant comme contrôle de revenus un polynôme de splines en $\log(RFR_{t-1})$. La première ligne du tableau 1.14 indique les résultats de l'estimation de l'équation (1.7) sur notre échantillon [29].

29. On trouvera les équations de première étape dans le tableau C.11 en annexe.

	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (a)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (b)	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (c)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (d)
(1) Base	$\mathbf{0.0549}^{***}$ (**0.0039**)	$\mathbf{-0.3936}^{***}$ (**0.0152**)	$\mathbf{0.1109}^{***}$ (**0.0016**)	$\mathbf{0.6654}^{***}$ (**0.0061**)
(2) Sans effets croisés	0.1569^{***} (0.0038)	$\emptyset$	$\emptyset$	0.6538^{***} (0.0060)
(3) Contrainte de symétrie	0.1041^{***} (0.0037)	0.2972^{***} (0.0117)	0.0249^{***} (0.0009)	0.6010^{***} (0.0060)

Tableau 1.14 – Estimation de l'équation (1.7), Différences de 1 an, Instruments (1.6)

Élasticités des revenus à leur propre taux marginaux de rétention.

La colonne (a) correspond à l'élasticité des revenus d'activité (et des retraites) à leur propre taux marginal de rétention. Nous obtenons à la première ligne une estimation de $0,05$ qui est précisément estimée. Cette estimation est sensiblement plus faible que l'élasticité de $0,3$ obtenue par Lehmann et al. (2013) [30] ou que l'élasticité de $0,26$ obtenue par Sicsic (2020) [31] pour les réponses des revenus d'activité au taux marginal de rétention de l'impôt sur le revenu, ces deux études portant sur des données françaises. La différence pourrait être liée au fait qu'il y ait davantage de retraités, moins sensible à la taxation des revenus du travail (voir partie IV.3) dans le champ de cette étude. En revanche, l'élasticité obtenue est dans les mêmes ordres de grandeur que l'élasticité de Kleven and Schultz (2014) sur données danoises. Il faut noter que cette élasticité peut être légèrement biaisée (à la baisse) du fait de l'ajout des majorations de pensions de retraites et des participations employeur et salarié aux contrats collectifs de complémentaires santé dans les revenus salariaux déclarés à partir de 2014 [32].

La colonne (d) correspond à l'estimation de l'élasticité des revenus du capital y_2 par rapport à leur propre taux marginal de rétention. Nous trouvons un chiffre particulièrement élevé autour de $0,67$ qui est précisément estimé. Ce chiffre qui est plus de dix fois plus élevé que l'élasticité directe des revenus du travail, est qualitativement cohérent avec les résultats obtenus par doubles différences et qui suggéraient une forte sensibilité des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention. Kleven and Schultz (2014) obtiennent sur données danoises une élasticité des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention trois fois supérieure à celle des revenus d'activité. Hermle and Peichl (2018, Table 2) obtiennent au contraire la même élasticité pour les revenus d'activité et pour les revenus du capital sur données allemandes en utilisant la méthode de Gruber and Saez (2002), mais une élasticité deux fois plus élevée

30. Notons cependant que les foyers étudiés dans l'étude de Lehmann et al. (2013) perçoivent des revenus qui se situent en bas de la distribution des revenus.
31. Sicsic (2020) trouve cependant une élasticité de $0,08$ lorsqu'il prend en compte les prestation sociales.
32. cf. Section II.1, page 22.

pour les revenus du capital en utilisant la méthode de Weber (2014).

La ligne (1) du tableau 1.14 dont nous venons de commenter les résultats concernant les élasticités directes estime conjointement les élasticités directes et les élasticités croisées entre travail et capital. Or, si les taux marginaux des revenus d'activités et des revenus du capital sont trop fortement corrélés, l'identification séparée des réponses aux deux taux devient illusoire. Aussi, pour vérifier que nos estimations des élasticités directes $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_1)}$ et $\frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ ne sont pas contaminées par une mauvaise identification des effets croisés $\frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1-\tau_1)}$ et $\ln \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$, la ligne (2) du tableau 1.14 ré-estime l'équation (1.7) pour les revenus du capital en imposant la restriction $\beta^1 = 0$ et ré-estime l'équation (1.7) pour les revenus d'activité en imposant la restriction $\beta^2 = 0$. L'élasticité des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention (colonne (d)) est remarquablement inchangée, tandis que l'élasticité des revenus d'activité à leur propre taux marginal de rétention (colonne (a)) est multipliée par trois pour atteindre un niveau proche de $0,15$, niveau plus proche des estimation sur données françaises (voir par exemple Sicsic (2020)).

Notre résultat d'une élasticité sensiblement plus élevée des réponses du capital plaide en faveur de l'adoption d'un barème spécifique pour les revenus du capital afin de limiter les distorsions qu'une fiscalité progressive peut engendrer lorsqu'elle est appliquée à une base fiscale trop élastique.

Élasticités croisées.

Un argument souvent évoqué en défaveur de l'application d'un barème spécifique pour les revenus du capital, réside dans les réponses croisées. En particulier, s'il est facile pour les contribuables de ré-dénommer leurs revenus pour que ceux-ci soient soumis à une taxation plus favorable, alors appliquer des barèmes trop différents aux revenus du travail et aux revenus du capital créé des incitations fortes pour re-dénommer les revenus (Effet *Income Shifting*). Un tel risque a été documenté empiriquement en Israël (Romanov, 2006), en Norvège (Alstadsæter and Wangen, 2010), en Finlande (Pirttilä and Selin, 2011, Harju and Matikka, 2016), en Suède (Edmark and Gordon, 2013, Alstadsæter and Jacob, 2016) ou au Royaume-Uni (Tazhitdinova, 2020). En revanche, nous avons vu qu'un tel effet a été réfuté en France par Boissel and Matray (2019), par Ben Jelloul et al. (2019) et par nos résultats de doubles différences. Les colonnes (b) et (c) du tableau 1.14 apportent un éclairage complémentaire.

La colonne (c) montre une estimation de l'élasticité des revenus d'activité au taux marginal de rétention du capital autour de $0,11$ et qui est statistiquement significative à 1%. De plus nous obtenons une élasticité croisée positive alors que le mécanisme de redénomination des revenus prédit au contraire une élasticité négative (cf. Tableau 1.1). Aussi ce résultat indique à nouveau que les effets de redénomination des reve-

nus seraient dominés par les effets de substitution consommation/épargne suite à une variation du taux marginal du capital pour déterminer le signe des réponses croisés.

En revanche la colonne (b) indique que nous obtenons une élasticité négative, statistiquement significative et relativement élevée des revenus du capital au taux marginal de rétention des revenus d'activité. D'après le tableau 1.1, un tel effet croisé négatif pourrait être expliqué par des comportements de redénomination des revenus. Or, c'est une hypothèse que nous rejetons compte tenu des résultats de la colonne (c) et des estimations en doubles différences. L'élasticité négative de la colonne (b) peut aussi s'expliquer par des effets richesse qui seraient négligeables pour les revenus d'activité et qui seraient importants pour les revenus du capital. L'hypothèse d'effets richesse modérés sur les revenus d'activité est en cohérence avec la littérature.

D'après le tableau 1.1, il s'avère nécessaire de supposer des effets richesse soient particulièrement importants pour les revenus du capital et négligeables pour les revenus du travail pour expliquer pourquoi les deux élasticités croisées sont de signes opposés. Combinés avec des élasticités compensées qui s'expliqueraient davantage par les effets substitution au cœur du modèle à deux périodes que par les mécanismes de redénomination des revenus, on comprend alors pourquoi l'élasticité des revenus d'activité du travail par rapport au taux marginal de rétention sur les revenus du travail serait positive alors que l'élasticité croisée des revenus du capital par rapport au taux marginal de rétention sur les revenus du travail serait négative.

Enfin, dans la ligne (3) du tableau 1.14, on ré-estime l'équation (1.7) pour les revenus du travail et du capital en imposant la contrainte de symétrie qui devrait survenir en l'absence d'effets richesse et selon laquelle les réponses croisées devraient être identiques (cf. Annexe A). On retrouve alors des élasticités directes extrêmement proches de celles obtenues à la ligne (1). Quant aux élasticités croisées, les deux élasticités croisées se révèlent positives, fortement significatives et d'ampleurs plus modérées que les élasticités directes. Que la contrainte de symétrie induise une estimation significativement positive des deux élasticités croisés conforte notre interprétation que les effets de substitution du modèle à deux périodes domineraient les effets de redénomination des revenus.

Robustesse des résultats par rapport aux contrôles de revenus

La méthode de Auten and Carroll (1999) et de Gruber and Saez (2002) pour estimer l'élasticité des revenus au taux marginal de rétention à fait l'objet d'intenses critiques dans la littérature (Saez et al., 2012). La difficulté tient au fait que cette méthode a souvent été utilisée dans un contexte où les contribuables les plus aisés ont bénéficié en même temps des baisses de taux marginaux d'imposition les plus importantes et ont connu une croissance tendancielle de leurs revenus plus élevée que les autres contribuables (Weber, 2014). Il est donc en général particulièrement difficile de distinguer

dans cette différence de croissance de revenus ce qui est dû aux réformes fiscales de ce qui est dû à une tendance à l'augmentation des inégalités. Kopczuk (2005) a montré à quel point les estimations sur données américaines étaient particulièrement sensibles à la spécification des contrôles de revenus (la fonction $\Phi(\cdot)$ dans l'équation (1.7)). C'est pourquoi nous avons examiné dans le tableau 1.15 si nos estimations étaient robustes à la spécification des contrôles de la fonction $\Phi(\cdot)$.

		$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (a)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (b)	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (c)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (d)
(1)	Sans contrôle	0.0959^{***} (0.0039)	-0.3844^{***} (0.0155)	0.1638^{***} (0.0015)	0.6681^{***} (0.0061)
(2)	$\ln RFR_t$	-0.0068^{*} (0.0037)	-0.3961^{***} (0.0148)	0.0632^{***} (0.0015)	0.6606^{***} (0.0061)
(3)	Splines de $\ln RFR_t$	-0.0105^{***} (0.0037)	-0.3914^{***} (0.0149)	0.0675^{***} (0.0015)	0.6607^{***} (0.0061)
(4)	$\ln RFR_{t-1}$	0.0536^{***} (0.0038)	-0.3908^{***} (0.0151)	0.1090^{***} (0.0016)	0.6648^{***} (0.0061)
(5)	**Splines de $\ln \mathbf{RFR_{t-1}}$**	$\mathbf{0.0549}^{***}$ (**0.0039**)	$\mathbf{-0.3936}^{***}$ (**0.0152**)	$\mathbf{0.1109}^{***}$ (**0.0016**)	$\mathbf{0.6654}^{***}$ (**0.0061**)
(6)	$\ln\left(\frac{RFR_t}{RFR_{t-1}}\right)$	0.0574^{***} (0.0038)	-0.3922^{***} (0.0150)	0.1631^{***} (0.0015)	0.6681^{***} (0.0061)
(7)	Splines de $\ln\left(\frac{RFR_t}{RFR_{t-1}}\right)$	0.0230^{***} (0.0038)	-0.4416^{***} (0.0149)	0.1538^{***} (0.0015)	0.6561^{***} (0.0060)
(8)	$\ln RFR_t$, $\ln\left(\frac{RFR_t}{RFR_{t-1}}\right)$	-0.0298^{***} (0.0036)	-0.3884^{***} (0.0147)	0.0774^{***} (0.0015)	0.6620^{***} (0.0061)
(9)	Splines de $\ln RFR_t$ et splines de $\ln\left(\frac{RFR_t}{RFR_{t-1}}\right)$	-0.0356^{***} (0.0037)	-0.4245^{***} (0.0149)	0.0812^{***} (0.0015)	0.6687^{***} (0.0061)
(10)	Splines de $\ln RFR_{t-1}$ et splines de $\ln\left(\frac{RFR_t}{RFR_{t-1}}\right)$	-0.0421^{***} (0.0036)	-0.43192^{***} (0.0147)	0.0826^{***} (0.0015)	0.6689^{***} (0.0016)

Tableau 1.15 – Différents contrôles de revenus, Différences de 1 an, Instruments (1.6)

Il n'y a pas de contrôle dans la première ligne. La deuxième ligne adopte la spécification de Auten and Carroll (1999) dépendant du logarithme du revenu de base. La troisième ligne adopte la spécification de Gruber and Saez (2002) consistant à utiliser 10 splines linéaires par décile de revenus fiscal de référence. Les deux spécifications présentées dans les lignes (2) et (3) sont destinées à contrôler le fait que la croissance tendancielle des revenus peut varier le long de la distribution des revenus. Les lignes (4) et (5) diffèrent respectivement des lignes (2) et (3) par le recours au revenu fiscal de référence de l'année $t-1$ et non de l'année t pour mieux limiter les risques de corrélation entre les variables explicatives et le taux de croissance résiduel des revenus entre les dates t et $t+1$ (i.e. le résidu de l'équation (1.7)). La ligne (5) du tableau 1.15 corres-

pond à notre scénario central, si bien qu'elle est par construction identique à la ligne (1) du tableau 1.14. Les lignes (6) et (7) utilisent des fonctions du taux de croissance des revenus entre les années $t-1$ et t afin de contrôler plus spécifiquement les phénomènes de retour à la moyenne. Enfin, les trois dernières lignes sont des spécifications qui ont pour but de contrôler à la fois l'hétérogénéité des tendances le long de la distribution des revenus et le phénomène de retour à la moyenne. Toutes ces spécifications sont directement inspirées de Kopczuk (2005).

Le signe des différentes élasticités, leurs ordres de grandeur ainsi que leur significativités à 1% se révèlent robustes aux différentes spécifications retenues. En particulier, la colonne (d) indique que l'élasticité des revenus du capital à son taux marginal de rétention varie remarquablement peu et reste dans l'intervalle $[0.656, 0.669]$. L'élasticité des revenus d'activité au taux marginal de rétention des revenus du capital (colonne (c)) varie davantage en termes absolus. En particulier, la valeur de 0.111 que nous avions retenue dans le tableau 1.14 apparaît comme une valeur intermédiaire des différentes estimations que nous obtenons pour cette élasticité avec une estimation pouvant monter de 0.06 dans la ligne (2) à 0.16 dans la ligne (6). Les élasticités par rapport au taux marginal de rétention des revenus d'activité (a) varient davantage entre les spécifications, et avec des signes potentiellement différents, ce qui suggère que les réponses aux variations du taux marginal de rétention des revenus d'activité seraient assez mal identifiées.

Robustesse des résultats par rapport à l'instrumentation et à l'intervalle de temps

Le tableau 1.16 étudie la robustesse de nos estimations par rapport à l'instrumentation et à l'intervalle de temps entre revenus et entre taux marginaux de rétention. Ainsi, la ligne (1) du tableau 1.16 reprend d'abord les estimations de la ligne (1) du tableau 1.14 et de la ligne (5) du tableau 1.15. Le tableau compare à la ligne (2) nos résultats en remplaçant les instruments proposés par Auten and Carroll (1999) reposant sur les revenus de l'année t (dans les lignes (1) et (3) du tableau) et décrits dans l'équation (1.6) par les instruments proposés par Weber (2014) reposant sur les revenus de l'année $t-1$ et décrits dans l'équation (1.8) (dans les lignes (2) et (4)). Puis, dans les lignes (3) et (4), nous estimons l'équation sur des périodes de deux ans (entre t et $t+2$) et non d'un an (lignes (1) et (2)). En effet, les différences entre deux périodes successives peuvent être dominées par des réponses ponctuelles qui ne reposent que sur une modification temporelle du calendrier des revenus (voir par exemple la discussion sur ce point dans Gruber and Saez (2002) ou dans Weber (2014)). En effet ces réponses calendaires s'estompant avec le temps pourraient conduire à une surestimation des élasticités de long terme qui sont les élasticités les plus pertinentes pour calibrer les formules de taxation optimale. D'un autre côté, les réformes peuvent prendre du temps à être comprises et à être anticipées comme durables, si bien que les réponses comportementales peuvent

mettre du temps à apparaître.

	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (a)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (b)	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (c)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (d)
(1) 1 an	$\mathbf{0.0549}^{***}$ (**0.0039**)	$\mathbf{-0.3936}^{***}$ (**0.0152**)	$\mathbf{0.1109}^{***}$ (**0.0016**)	$\mathbf{0.6654}^{***}$ (**0.0061**)
(2) 1 an Weber	-0.108^{***} (0.005)	-1.024^{***} (0.026)	0.081^{***} (0.006)	1.167^{***} (0.008)
(3) 2 ans	-0.034^{***} (0.004)	-0.174^{***} (0.013)	0.131^{***} (0.002)	0.302^{***} (0.006)
(4) 2 ans Weber	-0.279^{***} (0.050)	-0.676^{**} (0.020)	0.083^{***} (0.002)	0.962^{***} (0.007)

Tableau 1.16 – Estimation de l'équation (1.7) - Différents intervalles de temps, différents instruments

L'analyse du Tableau 1.16 montre l'influence du type d'instrument en comparant d'une part les lignes (1) et (2), et d'autre part les lignes (3) et (4). Le recours aux instruments de Weber (2014) augmente les estimations des élasticités des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention (colonne (d)), ce qui est en phase avec les résultats de Weber (2014, Tableau 4) sur données américaines, et diminuent légèrement les estimations des élasticités croisés des revenus du travail par rapport au taux marginal de rétention du capital (colonne (c)). Ainsi, notre estimation de base de 0,67 pour l'élasticité propre des revenu du capital se révèle-t-elle plutôt prudente par rapport aux spécifications alternatives.

La comparaison d'une part des lignes (1) et (3) et d'autre part des lignes (2) et (4) permet d'étudier l'influence d'estimer l'équation (1.7) sur des périodes de deux ans plutôt qu'un an. L'élasticité propre des revenu du capital (colonne (d)) est alors plus faible que l'estimation de base avec les instruments de Gruber and Saez (2002), ce qui est cohérent avec les tests de robustesse de Gruber and Saez (2002, Tableau 6)). En revanche l'élasticité croisée des revenus d'activité au taux marginal de rétention du capital (colonne (c)) augmente légèrement.

Au total, les résultats dans notre scénario de référence qui est rappelé à la ligne (1) nous semble raisonnables par rapport aux différentes spécifications alternatives.

Résultats sur différents sous échantillons

Nous allons à présent étudier comment nos résultats évoluent quand nous estimons l'équation (1.7) sur différents sous-échantillons. Nous menons cette comparaison en adoptant les instruments proposés par Auten and Carroll (1999) et décrits dans l'équation 1.6, en adoptant notre spécification de base pour les contrôles. La ligne (1) du Tableau 1.17 coïncide donc par construction avec la ligne (1) du tableau 1.14, la ligne (5) du Tableau 1.15 ou la ligne (1) du Tableau 1.16.

		$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (a)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^1)}$ (b)	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (c)	$\frac{\partial \ln y^2}{\partial \ln(1-\tau^2)}$ (d)	N
(1)	Base	$\mathbf{0.0549}^{***}$ (**0.0039**)	$\mathbf{-0.3936}^{***}$ (**0.0152**)	$\mathbf{0.1109}^{***}$ (**0.0016**)	$\mathbf{0.6654}^{***}$ (**0.0061**)	21 518 724
(2)	Retraités	$-0,017^{***}$ (0,003)	$-0,252^{***}$ (0,024)	$0,031^{***}$ (0,002)	$0,876^{***}$ (0,015)	4 791 543
(3)	Retraités (sans effets croisés)	$0,003$ (0,003)	$\varnothing$	$\varnothing$	$0,857^{***}$ (0,015)	4 791 543
(4)	Indépendants au sens strict	1.679^{***} (0.103)	-1.753^{**} (0.192)	0.326^{***} (0.012)	0.328^{***} (0.022)	1 390 610
(5)	Indépendants au sens large	0.244^{***} (0.013)	-0.304^{**} (0.036)	0.169^{***} (0.004)	0.570^{***} (0.012)	4 713 616
(6)	Jamais indépendants	-0.038^{***} (0.003)	-0.354^{**} (014)	0.604^{***} (0.002)	0.754^{***} (0.008)	15 414 498

Tableau 1.17 – Différents échantillons, Différences de 1 an, Instruments (1.6)

Compte tenu du fait que les pensions de retraites sont incluses dans l'agrégat de revenu y_{15} (cf. Tableau 1.2) et que la proportion de retraités est élevée dans l'échantillon (42%), on peut se demander si la présence de retraités ne biaise pas les résultats, notamment l'effet sur y_{15}. Dans la ligne (2) et (3) du tableau 1.17, nous menons des tests placebo en restreignant notre échantillons aux foyers percevant des pensions de retraite. La ligne (2) montre une élasticités directe pour y_{15} qui est très faible (de l'ordre de 0,02), mais qui est significativement négative. Nous ré-estimons dans la ligne (3) l'équation (1.7) sans prendre en compte les effets croisées qui peuvent biaiser les élasticités propres, et obtenons une élasticité non significative (contre une élasticité très significative de 0.16 sur l'ensemble de la population sans effet croisé, cf. ligne (2) du tableau 1.14), ce qui montre que le test placebo fonctionne et nous rassure quant à notre stratégie d'estimation. Nous obtenons des coefficients proches de ceux estimés sur la population total pour les dividendes, mais un peu plus élevés (de l'ordre de 0.86-0.88). Cela indiquerait que les retraités auraient plus réagi à la réforme que les actifs.

Enfin, nous avons étudié dans les lignes (4) (5) et (6) du tableau 1.17 la sensibilité de nos résultats à la présence ou non de revenus de travailleurs indépendants. En effet, il se pourrait que les comportements de redénomination des revenus soient particulièrement importants parmi les travailleurs indépendants. D'après le tableau 1.1, on s'attend donc à ce que la présence de revenus de travailleurs indépendants augmente l'élasticité directe des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention (colonne (d)) et diminue, l'élasticité des revenus d'activité au taux marginal de rétention du capital (colonne (c)). On peut même s'attendre à ce que cette dernière élasticité de-

vienne négative. La comparaison des lignes (4) et (5) avec la ligne (1) montre qu'il n'en est rien. L'élasticité directe des revenus financiers se révèle plus faible et l'élasticité croisée se révèle plus élevée en se restreignant aux contribuables recevant des revenus indépendants. Au contraire, la ligne (7) indique qu'en se restreignant aux contribuables n'ayant jamais de revenus indépendants, l'élasticité directe devient plus élevée (colonne (d)) tandis que l'élasticité croisée (colonne (c)) devient plus faible. Aussi, il nous semble peu vraisemblable que les réponses comportementales que nous avons estimées puissent s'expliquer par des comportements de redénomination des revenus des travailleurs indépendants.

IV.4 Implications de politiques économiques

Pour mieux comprendre les implications de nos résultats, nous allons à présent utiliser nos estimations pour calculer le taux de taxe sur les revenus du capital qui maximiserait les recettes publiques, ou taux « Lafférien ». Pour cela, nous utilisons l'équation (1.2) en retenant les estimations économétriques obtenues (cf. Ligne 3 du Tableau 1.15). En négligeant les réponses croisées, le taux Lafférien serait égal à $\tau_2 = 60,2\% \simeq 1/(1+0,66)$, étant donnée notre estimation de $0,66$ pour l'élasticité directe des revenus du capital qui est apparue robuste.

Mais ce premier calcul, qui correspond à la courbe rouge de la figure 1.8, ignore les effets de la fiscalité du capital sur les revenus du travail. Or, plus l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ est élevée, plus une hausse du taux de taxation des revenus du capital entraîne une contraction importante, non seulement des revenus du capital, mais aussi des revenus d'activité, et donc des prélèvements obligatoires assis sur ces derniers. Or, comme les revenus d'activité représentent une basse fiscale nettement plus importante que les revenus financiers des ménages [33], le taux Lafférien apparaît particulièrement sensible à l'estimation de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$ des revenus d'activité au taux marginal de rétention sur les revenus du capital que l'on retient.

Cette sensibilité est illustrée par la figure 1.8 qui montre à quel point le taux Lafférien diminue avec l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial \ln(1-\tau_2)}$. Cette dernière est représentée sur l'axe horizontal de la figure 1.8, l'axe vertical correspondant aux taux Laffériens. La courbe bleue représente le taux Lafférien en ne retenant que les impôts sur les revenus d'activité. On obtiendrait notamment un taux Lafférien autour de 45,1% en retenant une

33. En supposant que les effets sur les finances publiques d'un taux proportionnel sur les revenus financiers se concentrent sur les contribuables de notre échantillon, nous avons retenu des revenus d'activité moyens $Y_1 = 64\,896$€ pour les revenus d'activité (hors cotisations sociales) et $Y_2 = 5\,046$€ sur la base du tableau 1.12. Sicsic (2018) indique des taux marginaux moyens sur les revenus bruts du travail autour de 25% hors cotisations sociales (que l'on pondère ou non les taux marginaux par les revenus). En intégrant les cotisations sociales, il retient des taux marginaux moyen de 58% et d'ajouter 35% aux revenus d'activité bruts pour les interpréter comme des revenus d'activité super bruts. Nous avons enfin considéré un taux de 30% sur les revenus financiers dans l'économie de statu quo. Le calcul de taux lafférien tiennent comptent des réponses de Y_1 et Y_2 aux variations de t_2.

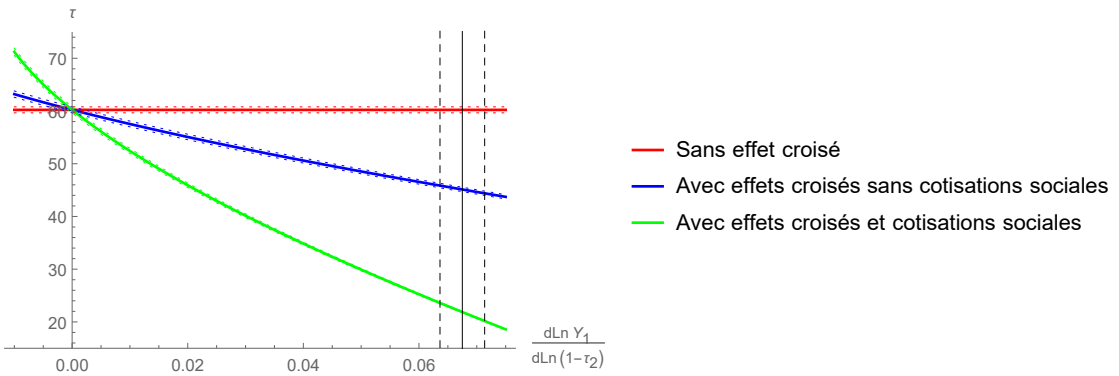


FIGURE 1.8 – Le taux Lafférien maximisant les recettes fiscales en fonction de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial 1-\tau_2}$

élasticité croisée de 0.067 qui est conforme à nos résultats économétriques [34]. Si on intégrait également les cotisations sociales salariés et patronales, on obtiendrait alors un taux Lafférien nettement plus faible, représenté par la courbe verte de la figure 1.8. A noter que si l'élasticité croisée était au contraire négative, ce qui serait conforme aux mécanismes de redénomination des revenus, les taux Lafférien deviendraient au contraire plus élevés que 60,2%.

Ces calculs de taux Lafférien doivent toutefois être pris avec beaucoup de prudence tant sont nombreuses les hypothèses simplificatrices sous-jacentes. Rappelons tout d'abord que nos estimations ne portent que sur les revenus financiers des ménages, à l'exclusion notamment des plus-values financières. Ensuite, nos calculs de taux Lafférien présupposent des élasticités homogènes parmi les contribuables recevant des revenus financiers, une hypothèse simplificatrice dont nous ne maîtrisons ni la pertinence empirique, ni les conséquences sur le calcul du taux Lafférien [35]. Par ailleurs, si nos obtenons un taux Lafférien plus faible en tenant compte des réponses croisées, c'est uniquement parce que nos exercices économétriques nous conduisent à une estimation positive pour cette élasticité croisée. Or ce résultat économétrique peut surprendre car il est contraire aux intuitions inspirées par les mécanismes de redénomination des revenus. Une élasticité positive est néanmoins théoriquement compatible avec l'idée suivante : une hausse du taux marginal de taxation du capital réduit le bénéfice qu'il y a à gagner des revenus d'activité supplémentaires dans le but d'épargner. Aussi, une hausse de la fiscalité des revenus financiers réduirait les incitations en matière de revenus d'activité. Notre estimation d'une élasticité croisée positive gagnerait toutefois à être confirmée par d'autres études empiriques. De plus, si le signe des élasticités que nous avons estimées nous semble robuste, il ne faut pas non plus sous

34. Les lignes verticales dans la Figure 1.8 représente notre estimation de l'élasticité croisée ainsi que l'intervalle de confiance à 95% autour de cette estimation.

35. Jacquet and Lehmann (2020) ont montré combien négliger l'hétérogénéité des élasticités pouvait amener à des biais importants des taux de taxation optimaux.

estimer l'incertitude qui demeure sur les valeurs exactes des élasticités, notamment à la lumière du tableau 1.16.

Enfin, il est vraisemblable qu'une partie importante des élasticités comportementales que nous avons estimées reflètent des comportements « d'optimisation fiscale ». Réduire les opportunités d'optimisation fiscales, permises notamment par certaines dépenses fiscales, aurait alors un effet sur les élasticités, et donc sur les taux de taxe optimaux (Slemrod and Kopczuk, 2002, Saez and Zucman, 2019). Néanmoins, cet argument suppose que les mécanismes d'optimisation fiscales soient suffisamment bien compris pour que l'on sache quelles modifications du code fiscale et des techniques de recouvrement de l'impôt soient nécessaires pour réduire les opportunités d'optimisation fiscales et donc augmenter les taux Lafférians. Or notre compréhension des mécanismes par lesquels les contribuables réagissent aux réformes de la fiscalité du capital reste malheureusement limités. C'est la raison pour laquelle il nous a paru intéressant, au-delà de toutes les limites inhérentes à cet exercices, de simuler quels taux Lafférians sont induits par les élasticités que nous avons estimées.

V Conclusion

Nous avons utilisé deux approches différentes pour étudier les réponses comportementales des revenus des contribuables à la fiscalité du capital.

La première méthode utilise la fin du Prélèvement Forfaitaire Libératoire après 2013 pour étudier les réponses des foyers fiscaux les plus aisés à une modification de la fiscalité du capital par la méthodes des doubles différences. Pour ce faire, nous examinons les déclarations fiscales des foyers fiscaux qui étaient imposés à la tranche supérieure d'impôt sur le revenu de 2008 à 2011. Nous montrons que, par rapport aux autres foyers fiscaux de cet échantillon, les foyers ayant déclaré des dividendes au PFL de 2008 à 2011 ont connu une baisse conséquente de leurs revenus financiers et de leurs dividendes. En revanche, leurs revenus d'activités ont connu une évolution similaire aux foyers fiscaux appartenant du groupe de contrôle. Ces conclusions subsistent lorsqu'on se restreint notre échantillon d'étude à différentes sous-population, dont les travailleurs indépendants, ou les contribuables ou non à l'ISF. Ceci suggère qu'un alourdissement de la fiscalité du capital induise, au moins à court terme, une contraction de la base fiscale qui ne s'expliqueraient pas par des comportements de redénomination des dividendes en revenu d'activité. Au total, nous estimons que la mise au barème des dividendes aurait entraîné une contraction des dividendes qui aurait coûté entre 1,1 Md€ et 2,1 Md€ aux finances publiques. Associé à un gain mécanique de 0,4 Md€ en l'absence de réponses comportementales, l'effet total serait une perte de recettes pour les finances publiques qui seraient comprises entre 0,7 Md€ et 1,7 Md€.

Nous avons également mené un exercice similaire pour évaluer la mise au barème

des produits de placement à revenu fixe. Nos résultats sont alors plus incertains mais indiqueraient des réponses comportementales nettement plus faibles de ces revenus à leur mise au barème. Aussi, pour un effet mécanique que nous évaluons autour de 0,9 Md€, les réponses comportementales entraîneraient une perte comprise entre 0,1 et 0,5 Md€. Il n'est donc pas exclu que la mise au barème des produits de placement à revenu fixe ait entraîné des réponses comportementales suffisamment faibles pour que l'effet net sur les finances publiques soit positif. Il n'est pas exclu non plus que la combinaison de la mise au barème des intérêts et de la mise au barème des dividendes ait pu avoir un effet global positif sur les finances publiques, en dépit de l'effet négatif de la seule mise au barème des dividendes.

La deuxième méthode par variables instrumentales permet d'estimer des élasticités comportementales en prenant en compte non seulement la mise au barème des dividendes mais également toutes les autres réformes fiscales qui sont intervenues depuis 2008. Un autre avantage de cette méthode est quelle repose sur une population élargie. Nous obtenons une élasticité de $0,66$ des revenus du capital à leur taux marginal de rétention, une estimation qui s'avère relativement robuste. De plus, l'élasticité croisée des revenus du travail au taux marginal de rétention des revenus du capital est faiblement positive, confirmant les résultats de la première méthode sur l'absence de redénomination des dividendes en revenus d'activités de la part des indépendants. En revanche nous obtenons une élasticité négative et statistiquement significative des revenus du capital par rapport aux taux de rétention marginaux des revenus du travail. Ces résultats impliquerait un taux « lafférien » sur les revenus financiers autour de 60% en ignorant les réponses des revenus d'activité à la fiscalité du capital. Le taux lafférien serait toutefois nettement réduit sur la base de nos estimations des élasticités des revenus d'activité à la fiscalité du capital.

Ces premiers résultats méritent d'être approfondis dans plusieurs directions. La méthode des doubles différences mériterait notamment d'être améliorée en se focalisant sur des contribuables des groupes de contrôle et du groupe de traitement qui auraient des revenus plus proches. Nous souhaiterions également étudier en détail l'effet de la mise au barème des plus-values, qui demanderait de recourir à des techniques économétriques plus complexes, un contribuable pouvant réaliser des plus-values que de façon occasionnelle. Nous aimerions enfin prolonger notre analyse sur des données plus récentes. Nous aimerions notamment savoir si les contribuables qui déclaraient des dividendes au PFL jusqu'en 2012 et qui auraient selon nos résultats réduit massivement leurs dividendes à la suite de la réforme de 2013 auraient réagi à la mise en place du Prélèvement Forfaitaire Unique à partir de 2018 par une hausse particulièrement prononcée. Nous aurions donc besoin des données de 2018 (qui sont à notre disposition via le serveur CASD depuis peu mais que nous n'avons pas encore exploitées) et surtout de 2019 pour tester cette hypothèse. Toutes ces pistes font partie

intégrante de notre programme de recherche.

Chapitre 2

Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le patrimoine des ménages

Nous cherchons dans cette partie à étudier les effets de la fiscalité des revenus du capital sur le patrimoine des ménages. Les effets théoriques de la hausse de la fiscalité des revenus mobiliers sur le patrimoine des ménages sont incertains. D'un côté, une baisse du rendement du capital liée à l'augmentation du taux d'imposition peut diminuer le niveau d'épargne et donc exercer mécaniquement une pression à la baisse sur l'accumulation de patrimoine. D'un autre côté, une hausse de la fiscalité sur le patrimoine mobilier aurait pu inciter les ménages à substituer du patrimoine immobilier au patrimoine mobilier.

Nos résultats suggèrent que l'effet de substitution serait prépondérant. La suppression du PFL sur les dividendes et sur les « produits de placement à revenu fixe » (ou « intérêts ») aurait entraîné une hausse statistiquement significative du patrimoine immobilier des foyers affectés. Les ménages affectés par la suppression du PFL sur les intérêts auraient notamment substitué du capital immobilier au capital mobilier.

Nos travaux s'inscrivent dans la littérature étudiant l'influence de la fiscalité sur les choix de portefeuille des ménages. Les études empiriques sur ces questions ont longtemps été contraintes par la qualité des données disponibles. Ainsi le travail pionnier de Feldstein (1976) se basait sur des données transversales, issues des enquêtes patrimoines américaines, pour estimer l'impact de la fiscalité sur la demande d'actifs. King and Leape (1998) ont offert une contribution notable à cette littérature en distinguant l'influence de la fiscalité sur la marge extensive, *i.e* sur la participation à un segment particulier du marché d'actif, de son influence sur la marge intensive, i.e sur les montants d'actifs détenus, conditionnellement à la participation. Ces études attribuaient un rôle important à la fiscalité dans les décisions d'investissement des ménages. Toutefois, le recours à des données longitudinales nuancera cette conclusion (Alan, Atalay, Crossley and Jeon, 2010). A notre connaissance, seul Zoutman (2015) analyse les effets

d'une réforme modifiant l'imposition de certains actifs sur les choix de portefeuille des ménages. Cette étude est en lien direct avec notre travail puisque l'auteur analyse l'influence des différences de fiscalité entre patrimoine mobilier (qui inclut l'immobilier hors résidence principale) et patrimoine immobilier (restreint à la résidence principale). En exploitant des données en panel issues de l'administration fiscale hollandaise, il estime qu'une augmentation de 1% de la taxe sur le patrimoine mobilier conduirait à une baisse de 0,083% de la part du patrimoine mobilier dans le patrimoine total des ménages.

I Stratégie d'estimation

On considère que les ménages présents dans notre échantillon sont traités lorsqu'ils sont affectés par la suppression du PFL. Ainsi, si les évolutions de patrimoine du groupe traité ne diffèrent pas significativement de celles des autres contribuables, i.e. sous l'hypothèse de tendance commune, une analyse par doubles différences permet d'estimer l'impact causal de la réforme de 2013 sur le patrimoine des ménages. Notre but est donc d'estimer l'équation suivante :

$$\ln(z_{i,t}) = \alpha_i + \sum_k \delta_k \, \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \, \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j \, X^j_{i,t} + u_{i,t} \tag{2.1}$$

où i est un indice se rapportant au foyer fiscal, t indique le temps et $\mathbb{1}_{\in \text{Traités}}$ est une indicatrice égale à 1 si le foyer appartient au groupe traité et 0 sinon. La variable $z_{i,t}$ est alors un type de patrimoine (mobilier ou immobilier) du foyer i à la date t dont on souhaite étudier la manière dont il est impacté par la mise au barème des dividendes ou des intérêts. Dans l'équation (2.1), les coefficients α_i sont des effets fixes individuels captant des hétérogénéités invariantes dans le temps entres les individus ; les coefficients δ_k sont des indicatrices temporelles captant la tendance commune (en fait captant la tendance du groupe de contrôle) et $X_{i,t}$ sont des variables de contrôle. Rappelons que :

(i) Le coefficient β_{2011} est normalisé à zéro car sinon, il y aurait une redondance entre les coefficients Δ_k, les coefficients β_k et les effets fixes individuels α_i. Aussi le coefficient β_k mesure la divergence d'évolution de la variable dépendante entre le groupe de contrôle et le groupe traité, entre 2011 et l'année t.

(ii) Pour $k < 2011$, on testera l'hypothèse $\beta_k = 0$ pour vérifier l'hypothèse de tendance commune.

(iii) Si et seulement si l'hypothèse de tendance commune est vérifiée, les coefficients β_k pour $k > 2011$ capteront l'effet de la réforme à la date k.

Nous normalisons l'équation (2.1) par rapport à l'année 2011 afin d'éliminer les effets fixes α_i. L'équation estimée est donc :

$$\ln\left(\frac{z_{i,t}}{z_{i,2011}}\right) = \sum_k \varphi_k \, \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \, \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{ Traités}} + \sum_j \gamma_j \left(X^j_{i,t} - X^j_{i,2011}\right) + v_{i,t} \tag{2.2}$$

La dimension spatiale étant potentiellement importante dans les évolutions du patrimoine immobilier, nous ajoutons deux variables de contrôles spécifiques pour les habitants de la région Île de France hors Paris et pour les habitants de Paris intra muros. Ces variables sont imparfaites en ce qu'elles précisent simplement si le foyer i possède sa résidence principale en Île de France ou à Paris l'année t et n'offrent donc pas d'information sur la localisation du reste du patrimoine immobilier. Néanmoins, elles devraient nous permettre de capter une partie de l'hétérogénéité héritée des évolutions particulières du marché immobilier en Île de France.

Une difficulté qui se pose est la concomitance d'un grand nombre d'autres réformes fiscales en 2012-2013 qui ont, à priori, touchés des ménages similaires. Nous incluons donc dans nos estimations de base les variables de contrôles $X_{i,t}$ suivantes :

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice indiquant si le contribuable i à la date t déclarait des revenus d'activité supérieur à 1 000 000 € pour capter les effets de la taxe à 75% étudiée par Guillot (2019). Nous autorisons ainsi les contribuables exposés à la taxe à 75% à voir leurs revenus subir une tendance spécifique.

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice égale à 1 si le Revenu Fiscal de Référence dépasse le seuil de 250 000 € pour un célibataire et 500 000 € pour un couple afin de capter les effets de la mise en place de la Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus (CEHR) prise en compte par Sicsic (2020). Nous autorisons ainsi les foyers fiscaux exposés à la CEHR à voir leurs revenus subir une tendance spécifique.

- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice égale à 1 si le quotient familial l'année t est supérieur à 150 000 € pour capter l'exposition du foyer à la création de la tranche d'imposition à 45% qui est prise en compte par Sicsic (2020).

- les interactions entre les indicatrices temporelles et des indicatrices temporelles avec des indicatrices par type de foyer fiscal (un seul déclarant avec des personnes à charge, deux déclarants avec 1, 2 ou 3 personnes à charge) afin d'appréhender l'effet du plafonnement du quotient familial étudié par Pacifico (2019) ou

la survenue d'une naissance dans le foyer ou le départ d'un enfant (personne dépendante) dans le foyer.

L'estimation de l'équation (2.2) est réalisée sur les ménages qui possède un patrimoine non nul sur toute la période. Les coefficients β_k de l'équation (2.2) capturent donc la réponse sur la marge *intensive* du patrimoine des ménages suite à la suppression du PFL. Pour compléter cette analyse, nous proposons une estimation des éventuelles réponses sur la marge *extensive* grâce au modèle de probabilité linéaire suivant :

$$p_{i,t} = \alpha_i + \theta \, \mathbb{1}_{i \in \text{ Traités}} + \sum_k \delta_k \, \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \, \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{ Traités}} + \sum_j \gamma_j \, X^j_{i,t} + u_{i,t} \quad (2.3)$$

où la variable $p_{i,t}$ est une variable binaire qui vaut 1 si le foyer i détient de l'actif immobilier à la date t. Le coefficient θ mesure la différence moyenne de participation entre le groupe traité et le groupe de contrôle, indépendamment du temps. Les déviations par rapport à cette différence, captées par les coefficients β_k, indiquent donc l'impact du traitement sur la participation au marché immobilier à la date t. Les modèles de probabilité linéaire présentent le défaut notoire que les probabilités prédites peuvent être inférieures à 0 ou supérieures à 1. Néanmoins, l'utilisation de modèles non-linéaires (probit, logit...) pose un certain nombre de problèmes pour des analyses en doubles différences. En particulier la validité de l'hypothèse de tendance commune n'est plus suffisante pour identifier l'effet du traitement (voir Lechner (2011)). C'est la raison pour laquelle nous privilégions une approche linéaire.

Effets Théoriques Attendus sur le patrimoine immobilier

Avant 2013, les contribuables avaient le choix du mode d'imposition de leurs dividendes et de leurs intérêts. Ces revenus des capitaux mobiliers pouvaient être imposés au barème progressif de l'impôt sur le revenu ou au PFL. Les contribuables qui optaient pour le PFL ont connu une baisse de la rentabilité du capital mobilier suite à la réforme de 2013. Aussi, l'argument d'une substituabilité entre patrimoine mobilier et immobilier nous conduit à prédire une augmentation du patrimoine immobilier suite à la réforme de 2013 pour les contribuables qui optaient pour le PFL. Par ailleurs, les contribuables qui optaient pour le PFL ont connu un choc de revenu négatif suite à la réforme de 2013. La présence d'effet richesse conduirait au contraire à prédire une réduction du patrimoine immobilier suite à la réforme de 2013 pour les contribuables qui optaient pour le PFL. Le signe théoriquement attendu après 2013 des β_k de l'équation 2.1 est donc incertain.

Définition et statistiques descriptives des groupes de contrôle et de traitement

Pour mener à bien notre étude économétrique nous construisons un panel cylindré en fusionnant les déclarations de patrimoine des foyers fiscaux redevables à l'ISF avec leurs déclarations de l'IR en utilisant les identifiants fiscaux cryptés des base correspondant au foyer et au déclarant n°1. Cette technique exclue de notre étude les foyers qui ont connu entre 2008 et 2017 des divorces, des décès ou qui se sont créés suite à un PACS ou un mariage.

Avant la réforme de 2013, les ménages pouvaient déclarer leurs dividendes ainsi que leurs intérêts au PFL (cf tableau 1). Ces deux types de PFL, que nous appellerons PFL « dividendes » et PFL « intérêt » par la suite, ont été supprimés par la réforme de 2013. Or la suppression du PFL dividendes peut avoir des effets différents sur l'évolution du patrimoine immobilier par rapport à la suppression du PFL intérêts. Il convient donc d'étudier séparément les réponses comportementales des ménages ayant subi une augmentation de la fiscalité des dividendes et celles des ménages ayant subi une augmentation de la fiscalité des intérêts.

Dans le cadre de la suppression du PFL dividendes, sont considérés comme traités tous les contribuables ayant déclaré leurs dividendes au PFL en 2008, 2009, 2010 et 2011. Ce traitement permet de cibler des foyers choisissant durablement le PFL (quatre années consécutives), avant que sa suppression ne soit explicitement mentionnée dans le programme du candidat Hollande et avant que s'applique la dernière augmentation du taux d'imposition du PFL en 2012. Le groupe de contrôle est quant à lui composé de tous les contribuables de l'ISF qui ont toujours déclaré leur dividendes au barème entre 2008 et 2011. Il s'agit donc d'un groupe de contrôle « stricte »

Le tableau 2.1 décrit le niveau de patrimoine et le niveau de revenu du groupe de traitement et du groupe de contrôle. Les contribuables du groupe de contrôle est un peu plus âgé. Le niveau de leurs patrimoines mobilier et immobilier est semblable, même si on remarque que le patrimoine mobilier du groupe traité est légèrement plus élevé que celui du groupe de contrôle. Les deux groupes diffèrent toutefois quant au niveau de leurs revenus quelque que soit leur nature. Le Revenu Fiscal de Référence (RFR par la suite) du groupe de traitement est en moyenne 4 fois plus élevé que celui du groupe de contrôle. Les ménages appartenant au groupe de traitement perçoivent en moyenne 23 fois plus de dividendes que ceux du groupe de contrôle. Ceci n'est pas surprenant puisque l'utilisation du PFL est rationnelle pour les ménages appartenant aux dernières tranches de l'impôt sur le revenu. Les franciliens représentent 40% des foyers présents dans le groupe de traitement, contre 48% dans le groupe de contrôle.

Dans le cadre de la suppression du PFL intérêts, sont considérés comme traités tous les contribuables ayant déclaré leurs produits de placement à revenu fixe au PFL

Statistiques	z_{immo}	$z_{immoHRP}$	z_{mob}	RFR	y_{lab}	y_{div}	y_{int}	Âge
	Groupe traité - 1 606 foyers							
Moyenne	1 754 978	1 203 872	5 469 394	1 108 259	211 426	612 644	41 232	64
Écart-type	1 695 837	1 481 889	5 585 054	2 774 531	300 697	2 308 77	96 041	11
P75	2 179 900	1 550 000	5 902 327	1 017 794	231 046	515 818	40 691	71
Médiane	1 357 695	830 450	3 854 128	563 069	132 509	222 125	14 007	63
P25	786 200	377 650	2 743 538	306 065	76 217	71 793	3 831	56
	Groupe de contrôle - 16 798 foyers							
Moyenne	1 790 920	1 289 783	4 333 857	255 360	92 445	26 596	27 039	67
Écart-type	1 611 790	1 489 384	6 646 262	542 535	194 620	136 372	105 220	12
P75	2 338 000	1 751 052	4 324 195	246 891	92 675	13 417	18 255	76
Médiane	1 415 900	892 780	3 002 326	145 535	55 077	1 408	6 013	67
P25	815 640	388 800	2 116 411	88 896	25 830	25	1 261	60

Tableau 2.1 – Suppression du PFL dividendes : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011

en 2008, 2009, 2010 et 2011. A nouveau, ce traitement permet de cibler des foyers choisissant durablement le PFL (quatre années consécutives). Le groupe de contrôle est quant à lui composé de tous les contribuables de l'ISF qui ont déclaré leurs intérêts au barème toutes les années entre 2008 et 2011.

Statistiques	z_{immo}	$z_{immoHRP}$	z_{mob}	RFR	y_{lab}	y_{div}	y_{int}	Âge
	Groupe traité - 17 593 foyers							
Moyenne	1 777 914	1 279 157	4 567 402	1 108 259	115 607	101 882	28 422	67
Écart-type	1 576 297	1 453 161	7 015 009	2 774 531	212 892	564 431	100 247	11
P75	2297300	1 710 822	4 519 438	345 654	114 184	33 661	23 507	75
Médiane	1 412 458	901 000	3 107 400	175 525	65 799	3 607	8 368	67
P25	826 750	405 300	2 229 862	105 004	33 559	170	2 387	59
	Groupe contrôle - 1 250 foyers							
Moyenne	1 908 219	1 331 273	4 886 733	346 986	80 184	143 039	12 458	66
Écart-type	2 006 545	1 773 267	6 951 077	2 063 059	184 167	1 899 051	45 540	12
P75	2 508 000	1 843 970	4 996 919	260 309	88 515	30 394	4 970	75
Médiane	1 401 000	797 400	3 161 475	132 919	45 554	1 016	73	66
P25	757 000	293 500	2 032 155	64 867	13 249	0	0	57

Tableau 2.2 – Suppression du PFL « intérêts » : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011

Le tableau 2.2 décrit le niveau de patrimoine et le niveau de revenu du groupe de traitement et du groupe de contrôle, dans le cas de l'étude de l'impact de la suppression du PFL « intérêts ». On remarque tout d'abord que le nombre de foyers affectés par cette réforme est bien plus important que le nombre de foyer affecté par la suppression du PFL « dividendes ». Le groupe de traitement et le groupe de contrôle ont des niveaux de patrimoine mobilier et immobilier très similaires. A nouveau, cependant, le

groupe de traitement perçoit plus de revenu que le groupe de contrôle. Les ménages appartenant au groupe de traitement perçoivent en moyenne 2,3 fois plus d'intérêt que ceux du groupe de contrôle. Les foyers franciliens sont répartis de la même façon dans le groupe de contrôle et le groupe de contrôle, ils représentent environ 48% des foyers.

II Résultats

II.1 Mise au barème des dividendes

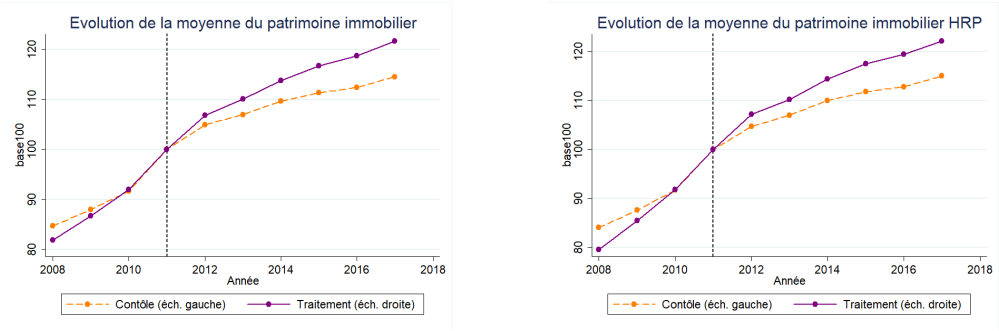


FIGURE 2.1 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

La figure 2.1 décrit l'évolution des moyennes de patrimoine immobilier au sein des groupes de contrôle et de traitement. Afin de dissocier les logiques d'investissements immobiliers, des considérations liées à la résidence principale, nous décrivons également les évolutions des moyennes de patrimoine immobilier hors résidence principale (HRP). Ces deux graphiques illustrent une relative divergence des patrimoines immobiliers des traités par rapport au groupe de contrôle à partir de 2011. De plus, la superposition des courbes d'évolution à partir de 2010, que l'on inclut ou non la résidence principale, renforce la plausibilité de l'hypothèse de tendance commune.

Afin d'illustrer un éventuel effet causal de la suppression du PFL sur les évolutions de patrimoine immobilier, nous estimons l'équation (2.2) avec à la fois le patrimoine immobilier et le patrimoine immobilier hors résidence principale comme variables à expliquer. Le tableau 2.3 donne les résultats de ces estimations. Les colonnes (2) et (4) donnent le résultat des estimations sans variables de contrôle. Les colonnes (1) et (3) intègrent les variables de contrôle précédemment détaillées. Pour chaque type de patrimoine immobilier étudié, l'ajout des variables de contrôle modifie nos résultats de deux façons. L'introduction des variables de contrôles rend non significatifs les coefficients β_k qui étaient significatifs avant 2013 sans variable de contrôle. De plus, les coefficients β_k à partir de 2013 conservent leur significativité statistiques mais prennent

des valeurs plus faibles.

Les résultats présentés dans la colonne (3) du tableau 2.3 suggèrent un effet causal de la suppression du PFL sur les patrimoines immobiliers. En effet, à partir de 2013, le patrimoine immobilier du groupe traité a crû plus fortement que le patrimoine immobilier du groupe de contrôle. Ainsi, la croissance du patrimoine immobilier du groupe de traitement entre 2011 et 2017 était supérieure de 3,4% à celle du groupe de contrôle. Notons que cette divergence aurait été particulièrement significative à partir de 2015, illustrant les éventuels délais dans les transactions immobilières. Si l'on se concentre sur l'immobilier hors résidence principale (colonne (1)), cette divergence est un peu plus importante : la croissance de ce type de patrimoine immobilier entre 2011 et 2017 était supérieure de 5,2% dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle.

	$Z_{immoHRP}$		Z_{immo}	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	$0,004$ (0,016)	$-0,037^{**}$ (0,015)	$-0,010$ (0,010)	$-0,035^{***}$ (0,009)
β_{2009}	$-0,021$ (0,016)	$-0,035^{**}$ (0,015)	$-0,005$ (0,010)	$-0,016^{*}$ (0,009)
β_{2010}	$-0,003$ (0,016)	$-0,012$ (0,015)	$0,002$ (0,010)	$-0,006$ (0,009)
β_{2012}	$0,014$ (0,016)	$0,035^{**}$ (0,015)	$0,004$ (0,010)	$0,014$ (0,009)
β_{2013}	$0,027^{*}$ (0,016)	$0,060^{***}$ (0,015)	$0,007$ (0,010)	$0,031^{***}$ (0,009)
β_{2014}	$0,031^{**}$ (0,016)	$0,077^{***}$ (0,015)	$0,013$ (0,010)	$0,044^{***}$ (0,009)
β_{2015}	$0,045^{***}$ (0,016)	$0,089^{***}$ (0,015)	$0,022^{**}$ (0,010)	$0,054^{***}$ (0,009)
β_{2016}	$0,040^{**}$ (0,016)	$0,093^{***}$ (0,015)	$0,023^{**}$ (0,010)	$0,058^{***}$ (0,009)
β_{2017}	$0,052^{***}$ (0,016)	$0,102^{***}$ (0,015)	$0,034^{***}$ (0,010)	$0,068^{***}$ (0,009)
N	146 673	146 673	162 873	162 873

Tableau 2.3 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL « dividendes ».

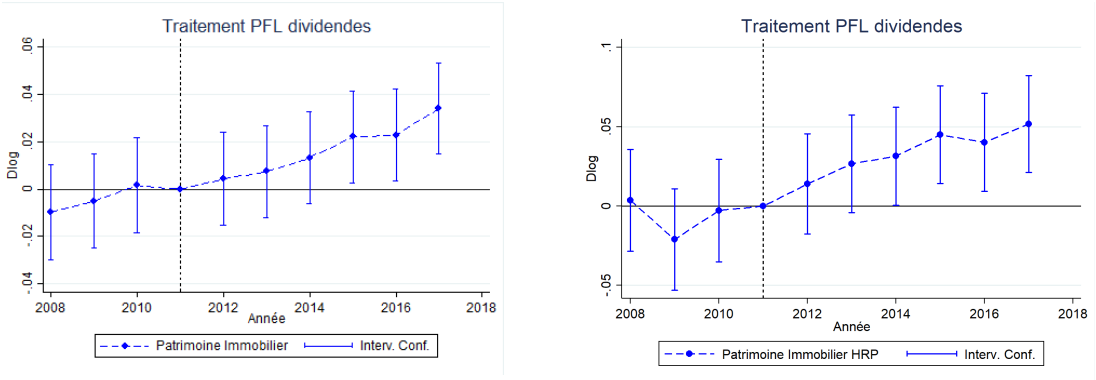


FIGURE 2.2 – Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec (gauche) et sans (droite) résidences principales. Intervalles de confiance à 95%.

II.2 Mise au barème des intérêts

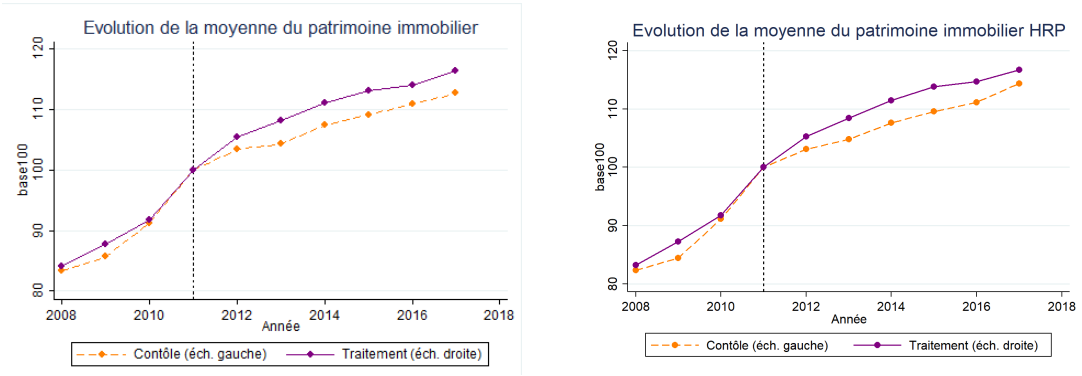


FIGURE 2.3 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

La figure 2.3 décrit l'évolution des moyennes de patrimoine immobilier au sein des groupes de contrôle et de traitement. Sur les deux graphiques, les courbes sont très proches avant 2011 et se superposent parfaitement entre 2010 et 2011, ce qui est encourageant quant à la validité de l'hypothèse de tendance commune entre les deux groupes. De même que pour la suppression du PFL « dividendes », après 2012, les deux courbes divergent. L'écart entre les deux courbes est cependant moins marqué que sur les figures 2.1.

Pour obtenir une estimation toutes choses égales par ailleurs, nous estimons l'équation (2.2) en prenant successivement le patrimoine immobilier et le patrimoine immobilier hors résidence principale comme variables à expliquer. Le tableau 2.4 donne les résultats de ces estimations. Les colonnes (2) et (4) donnent le résultat des estimations sans variables de contrôle alors que les colonnes (1) et (3) intègrent les variables de contrôle. L'ajout de variables de contrôle ne modifie quasiment pas nos résultats. La

non-significativité des coefficients β_k avant 2012 nous permet de ne pas rejeter l'hypothèse de tendance commune entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle. On remarque que ces coefficients sont significatifs dès 2012. Le groupe traité semble donc réagir avant la mise en place effective de la réforme en 2013. Cela n'est néanmoins pas surprenant, les contribuables ayant pu modifier leur comportement dès l'annonce de la réforme en 2012, ou dès l'augmentation du taux d'imposition du PFL sur les intérêts passant de 32,5% à 39,5%, en 2012 également. Rappelons que lorsque les intérêts sont intégrés au barème ils ne bénéficient d'aucun abattement contrairement aux dividendes.

	$Z_{immoHRP}$		Z_{immo}	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	0,018 (0,017)	0,012 (0,017)	0,010 (0,011)	0,007 (0,011)
β_{2009}	0,023 (0,017)	0,023 (0,017)	0,010 (0,011)	0,009 (0,011)
β_{2010}	0,007 (0,017)	0,007 (0,017)	0,007 (0,011)	0,007 (0,011)
β_{2012}	0,035** (0,017)	0,036** (0,017)	0,029*** (0,011)	0,030*** (0,011)
β_{2013}	0,045** (0,017)	0,046*** (0,017)	0,045*** (0,011)	0,046*** (0,011)
β_{2014}	0,062*** (0,017)	0,062*** (0,017)	0,050*** (0,011)	0,050*** (0,011)
β_{2015}	0,051*** (0,017)	0,053*** (0,017)	0,050*** (0,011)	0,051*** (0,011)
β_{2016}	0,050*** (0,017)	0,051*** (0,017)	0,048*** (0,011)	0,048*** (0,011)
β_{2017}	0,051*** (0,017)	0,053*** (0,017)	0,059*** (0,011)	0,060*** (0,011)
N	151 200	151 200	167 166	167 166

Tableau 2.4 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL « intérêts ».

Les résultats présentés dans la colonne (3) du tableau 2.4 montrent qu'à partir de 2012, le patrimoine immobilier du groupe traité a crû plus fortement que le patrimoine immobilier du groupe de contrôle. Ainsi, la croissance du patrimoine immobilier du groupe de traitement entre 2011 et 2017 était supérieure de 5,9% à celle du groupe de contrôle.

Si l'on se concentre sur l'immobilier hors résidence principale (colonne (1)), la croissance de ce type de patrimoine immobilier est également supérieure dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. Les coefficients β_k sont très significatifs à partir de 2014. Le coefficient β_{2014} indique une croissance du patrimoine immobilier hors résidence principale du groupe traité de 6,2% supérieure à celle du groupe de contrôle.

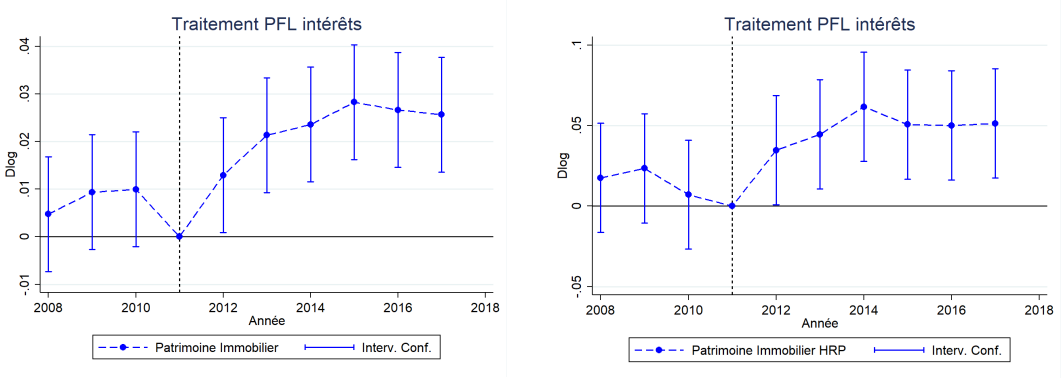


FIGURE 2.4 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec (gauche) et sans (droite) résidences principales. Intervalles de confiance à 95%.

L'écart de croissance entre le patrimoine du groupe traité et le patrimoine du groupe de contrôle se ressert un peu par la suite pour arriver à 5,1% en 2017.

II.3 Etude de la marge extensive

La suppression du PFL a pu non seulement influencer l'accumulation de capital immobilier des ménages présents sur le marché immobilier mais également la décision de participer au marché immobilier. Le tableau 2.5 retranscrit les résultats de l'estimation de l'équation (2.3), avec pour groupe traité les ménages qui utilisaient le « PFL dividendes ». La variable à expliquer p_{immo} indique si le ménage détenait ou non un patrimoine immobilier non nul tandis que la variable $p_{immoHRP}$ décrit la participation au marché immobilier hors résidence principale.

La participation à l'immobilier hors résidence principale (colonnes (1) et (2)) de la figure 2.5 ne semble pas avoir été affectée par la suppression du PFL « dividendes ». En effet, à l'exception du coefficient β_{2015} statistiquement significatif au seuil de 90%, tous les coefficients post-traitement sont non significatifs. Notre hypothèse de tendance commune semble par ailleurs non rejetée, avec et sans variables de contrôle. En revanche, l'estimation de la participation au marché immobilier est plus problématique, le coefficient β_{2008} étant statistiquement significatif au seuil de 95% (colonne (3) et (4)). Nous ne pouvons donc conclure, en toute rigueur, à l'absence d'impact de la réforme sur la participation au marché immobilier. La non significativité et la faiblesse des autres coefficients β_k indiquent néanmoins que la réforme du « PFL dividendes » n'a très probablement eu aucun effet sur la décision de participer ou non au marché immobilier.

Le tableau 2.6 offre une conclusion plus nuancée quant aux réactions des ménages qui déclaraient leurs intérêts au PFL. En effet, il apparaît que la suppression du « PFL intérêt » aurait par exemple augmenté la probabilité de participer au marché des résí-

	$P_{immoHRP}$		P_{immo}	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	$-0,001$ (0,005)	$0,000$ (0,005)	$0,003^{**}$ (0,001)	$0,003^{**}$ (0,001)
β_{2009}	$0,003$ (0,004)	$0,004$ (0,004)	$0,002$ (0,001)	$0,002^{*}$ (0,001)
β_{2010}	$0,001$ (0,003)	$0,001$ (0,003)	$0,001$ (0,001)	$0,001$ (0,001)
β_{2012}	$-0,002$ (0,003)	$-0,001$ (0,003)	$0,000$ (0,001)	$0,000$ (0,001)
β_{2013}	$0,002$ (0,004)	$0,003$ (0,004)	$-0,001$ (0,002)	$-0,001$ (0,002)
β_{2014}	$0,006$ (0,005)	$0,006$ (0,005)	$-0,001$ (0,002)	$-0,001$ (0,002)
β_{2015}	$0,008^{*}$ (0,005)	$0,009^{*}$ (0,005)	$0,000$ (0,002)	$0,000$ (0,002)
β_{2016}	$0,007$ (0,005)	$0,007$ (0,005)	$0,000$ (0,002)	$0,001$ (0,002)
β_{2017}	$0,005$ (0,006)	$0,005$ (0,006)	$0,001$ (0,002)	$0,001$ (0,002)
N	184 040			

Tableau 2.5 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.3) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL « dividendes »

dences secondaires de 0.014 points de pourcentage en 2014 dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle (colonnes (1) et (2)) du tableau 2.6). En revanche, la participation au marché immobilier en général ne semble pas avoir été affectée par la réforme, même si la significativité du coefficient β_{2010} (colonnes 3 et 4) nuance notre capacité à mesurer l'impact causal du traitement.

	$Z_{immoHRP}$		Z_{immo}	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	0,003 (0,006)	0,002 (0,006)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)
β_{2009}	−0,001 (0,004)	−0,002 (0,004)	−0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
β_{2010}	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	−0,001*** (0,000)	−0,001** (0,000)
β_{2012}	0,005 (0,004)	0,005 (0,004)	0,001 (0,002)	0,002 (0,002)
β_{2013}	0,010** (0,005)	0,010** (0,005)	0,000 (0,002)	0,000 (0,002)
β_{2014}	0,014*** (0,005)	0,014*** (0,005)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
β_{2015}	0,010* (0,006)	0,009 (0,006)	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
β_{2016}	0,009 (0,006)	0,009 (0,006)	0,001 (0,003)	0,002 (0,003)
β_{2017}	0,010 (0,007)	0,010 (0,007)	0,003 (0,004)	0,003 (0,004)
N	188 430			

Tableau 2.6 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.3) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL « intérêts »

III Discussion : peut-on parler de substitution du capital immobilier au capital mobilier ?

Les résultats de nos estimations indiquent une augmentation plus forte du patrimoine immobilier des ménages qui utilisaient le PFL par rapport aux autres foyers fiscaux redevables de l'ISF. La suppression du PFL a-t-elle pour autant entraîné un report de l'épargne des ménages traités du capital mobilier vers le capital immobilier ? Nous proposons dans cette section quelques éléments de réponses à la question de la substitution entre capital mobilier et immobilier.

Le graphique 2.5 compare les évolutions de patrimoine mobilier des ménages qui déclaraient leurs dividendes au PFL par rapport aux autres foyers fiscaux.

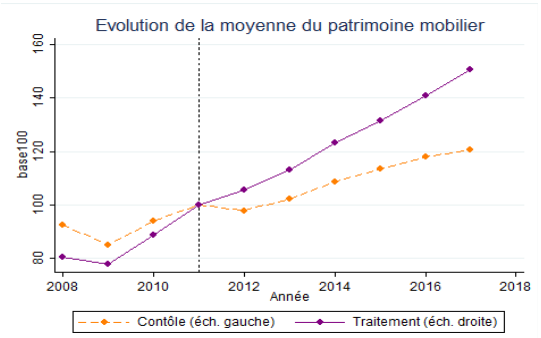


FIGURE 2.5 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Cette analyse graphique préliminaire suggère que la suppression du « PFL dividendes » n'a pas entraîné de baisse d'accumulation de capital mobilier dans le groupe traité. Au contraire, la figure 2.5 suggère une augmentation plus forte du capital mobilier dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. Bien que cette tendance soit moins marquée, la figure 2.6 suggère également que la suppression du « PFL intérêt » n'a pas amené les ménages traités à réduire leur actif mobilier.

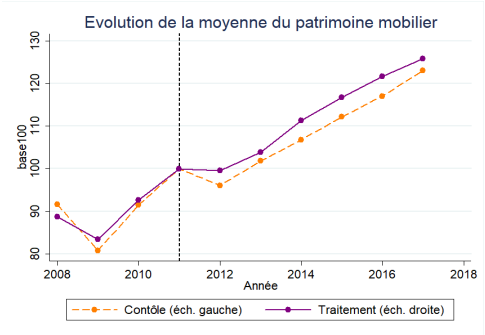


FIGURE 2.6 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Pour offrir une estimation causale de l'impact de la suppression du PFL sur l'accumulation de capital mobilier, nous avons estimé l'équation (2.2) avec pour variable dépendante l'actif mobilier des ménages. Le tableau 2.7 résume les résultats de cette estimation.

	z_{mob}			
	Traitement PFL Dividendes		Traitement PFL Intérêts	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	$-0,043^{***}$ (0,011)	$-0,129^{***}$ (0,010)	$-0,018$ (0,011)	$-0,037^{***}$ (0,011)
β_{2009}	$-0,028^{***}$ (0,011)	$-0,076^{***}$ (0,010)	$0,020^{*}$ (0,011)	$0,014$ (0,011)
β_{2010}	$0,004$ (0,011)	$-0,051^{***}$ (0,010)	$0,018^{*}$ (0,011)	$0,012$ (0,011)
β_{2012}	$0,054^{***}$ (0,011)	$0,072^{***}$ (0,010)	$0,003$ (0,011)	$0,005$ (0,011)
β_{2013}	$0,078^{***}$ (0,010)	$0,098^{***}$ (0,010)	$-0,011$ (0,011)	$-0,007$ (0,011)
β_{2014}	$0,075^{***}$ (0,010)	$0,110^{***}$ (0,010)	$-0,001$ (0,011)	$0,003$ (0,011)
β_{2015}	$0,084^{***}$ (0,010)	$0,128^{***}$ (0,010)	$-0,017$ (0,011)	$-0,012$ (0,011)
β_{2016}	$0,109^{***}$ (0,010)	$0,156^{***}$ (0,010)	$-0,009$ (0,011)	$-0,004$ (0,011)
β_{2017}	$0,133^{***}$ (0,010)	$0,184^{***}$ (0,010)	$-0,033^{***}$ (0,011)	$-0,027^{**}$ (0,011)
N	165 411	165 411	169 389	169 389

Tableau 2.7 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine mobilier des traités « PFL dividendes » et « PFL intérêts ».

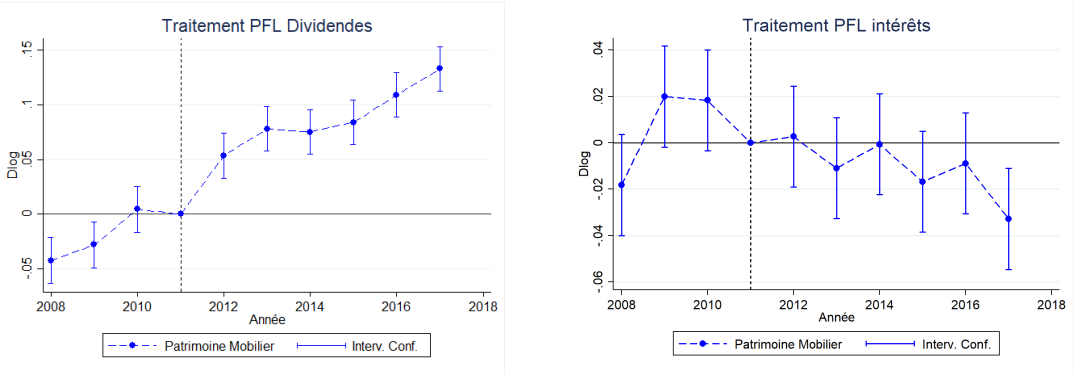


FIGURE 2.7 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine mobilier. Mise au barème des dividendes (gauche) et des intérêts (droite). Intervalles de confiance à 95%.

Ainsi, nous ne pouvons conclure quant à l'effet de la suppression du « PFL dividendes » sur l'accumulation de capital mobilier. En effet, l'hypothèse de tendance commune entre groupe traité et groupe de contrôle est clairement rejetée (colonnes 1 et 2 du tableau 2.7). En revanche, si la significativité au seuil de 90% des coefficients β_{2009} et β_{2010} (colonne (3) et (4)) nuance notre capacité à estimer l'impact causal de la réforme, il semblerait que l'accumulation de capital mobilier ait été diminuée par la suppression du « PFL intérêts » . En effet, le coefficient β_{2017} (colonne (3) et (4)) indiquerait une

croissance de l'actif mobilier supérieure de 3,3% dans le groupe de contrôle par rapport au groupe de traitement, entre 2011 et 2017. Notre estimation suggère donc que certains ménages aient pu substituer du capital immobilier au capital mobilier suite à la suppression du « PFL intérêts ».

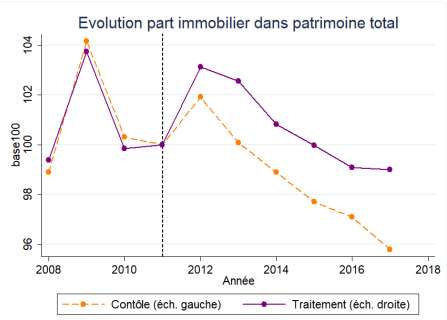


FIGURE 2.8 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Pour approfondir cette intuition, nous avons également examiné l'évolution de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total (mobilier + immobilier) des ménages (Figure 2.8). Nous avons estimé l'équation (2.2) en prenant pour variable à expliquer la part du patrimoine immobilier. Les résultats de cette estimation, contenus dans le tableau 2.8, confirme la potentielle substitution entre capital mobilier et capital immobilier suite à la suppression du "PFL intérêts". En effet, tous les coefficients β_k pour $k < 2013$ sont non significatifs, renforçant la plausibilité de l'hypothèse de tendance commune (colonne 3 et 4). Après la réforme, les différences d'évolutions entre groupe traité et groupe de contrôle deviennent statistiquement significatives. La croissance de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total des ménages ayant subi la suppression du "PFL intérêts" a été de 3,4% supérieure à celle connue par le groupe de contrôle, entre 2011 et 2017. En revanche, nous ne pouvons toujours pas conclure quant à l'impact de la suppression du « PFL dividendes » sur l'évolution de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total.

	$Part_{immo}$ *div*		$Part_{immo}$ *int*	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	$0,030^{***}$ (0,010)	$0,068^{***}$ (0,010)	$0,014$ (0,011)	$0,023^{**}$ (0,011)
β_{2009}	$0,027^{**}$ (0,010)	$0,049^{***}$ (0,010)	$-0,011$ (0,011)	$-0,008$ (0,011)
β_{2010}	$0,001$ (0,011)	$0,033^{***}$ (0,010)	$-0,005$ (0,011)	$0,000$ (0,011)
β_{2012}	$-0,035^{***}$ (0,010)	$-0,040^{***}$ (0,010)	$0,013$ (0,011)	$0,011$ (0,011)
β_{2013}	$-0,052^{***}$ (0,010)	$-0,050^{***}$ (0,010)	$0,025^{**}$ (0,011)	$0,023^{**}$ (0,011)
β_{2014}	$-0,050^{***}$ (0,010)	$-0,055^{***}$ (0,010)	$0,023^{**}$ (0,011)	$0,022^{*}$ (0,011)
β_{2015}	$-0,055^{***}$ (0,010)	$-0,065^{***}$ (0,010)	$0,025^{**}$ (0,011)	$0,023^{**}$ (0,011)
β_{2016}	$-0,072^{***}$ (0,010)	$-0,083^{***}$ (0,010)	$0,017$ (0,011)	$0,015$ (0,011)
β_{2017}	$-0,079^{***}$ (0,010)	$-0,095^{***}$ (0,010)	$0,034^{***}$ (0,011)	$0,031^{***}$ (0,011)
N	162 576	162 576	166 878	166 878

Tableau 2.8 – Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.3) sur la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total des traités "PFL dividendes" et "PFL intérêts"

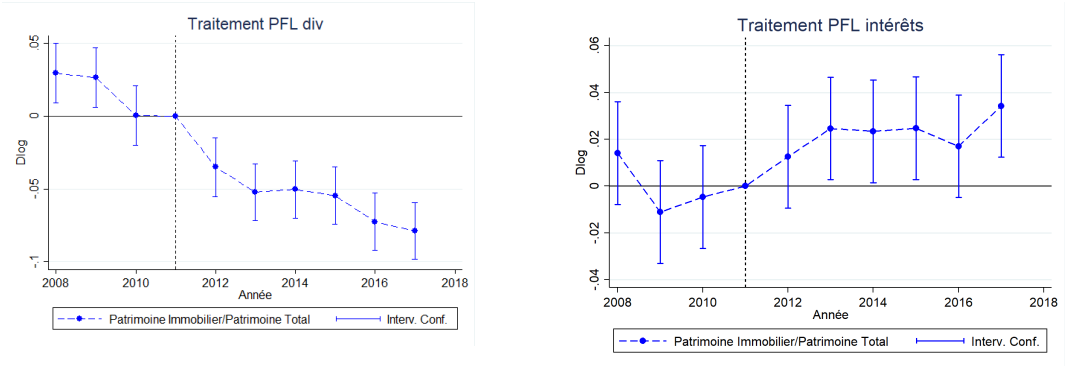


FIGURE 2.9 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur la part de l'immobilier dans le patrimoine imposable. Mise au barème des dividendes (gauche) et des intérêts (droite). Intervalles de confiance à 95%.

IV Conclusion

A notre connaissance, ce chapitre fournit la première étude qui analyse des réponses croisées de la taxation des revenus du capital sur le patrimoine immobilier des ménages. Pour ce faire, nous étudions par méthode des double différences les réponses comportementales des ménages à la suppression du PFL.

Nos résultats suggèrent que la suppression du PFL a eu un impact causal statistiquement significatif sur les évolutions des patrimoines immobiliers des ménages. En effet, les ménages qui déclaraient leurs dividendes ou leurs intérêts au PFL ont connu une croissance plus importante de leur patrimoine immobilier, toutes choses égales par ailleurs. Il semblerait même que cette croissance fut réalisée au détriment de l'accumulation de capital mobilier pour les ménages qui déclaraient leurs intérêts au PFL, indiquant une potentielle substitution entre capital mobilier et immobilier.

Il conviendra cependant d'approfondir à l'avenir notre analyse des évolutions du capital mobilier afin de pouvoir conclure quant à l'effet causal de la réforme sur ce type de capital. De plus, nous ne pouvons conclure quant à une éventuelle substitution entre capital mobilier et immobilier pour les ménages qui déclaraient leurs dividendes au PFL.

Annexes

A Annexes théoriques

A.1 Propriétés générales

Soit $\mathcal{S}^i(c, y_1, y_2) \overset{\text{def}}{\equiv} -\mathscr{U}_{y_i}(c, y_1, y_2)/\mathscr{U}_c(c, y_1, y_2)$ le taux marginal de substitution entre le revenu avant impôt i et le revenu après impôts c. On définit maintenant par $\mathscr{C}(\cdot, y_1, y_2)$ la réciproque de la fonction $\mathscr{U}(\cdot, y_1, y_2)$, si bien que $\mathscr{C}(u, y_1, y_2)$ indique le revenu après impôts qui est nécessaire pour garantir à un contribuable un niveau d'utilité u lorsque ses revenus du travail sont égaux à y_1 et ses revenus du capital à y_2.

D'un point de vue géométrique $\mathscr{C}(\cdot, y_1, y_2)$ décrit les surfaces d'indifférences du contribuable. La dérivée partielle de la fonction $\mathscr{C}$ par rapport au revenu i est égale à $\mathcal{S}^i\left(\mathscr{C}(u, y_1, y_2), y_1, y_2\right)$. La matrice hessienne des dérivées secondes est donc :

$$\mathcal{H} = \begin{pmatrix} \mathcal{S}^1_{y_1} + \mathcal{S}^1\,\mathcal{S}^1_c & \mathcal{S}^1_{y_2} + \mathcal{S}^2\mathcal{S}^1_c \\ \mathcal{S}^2_{y_1} + \mathcal{S}^1\,\mathcal{S}^2_c & \mathcal{S}^2_{y_2} + \mathcal{S}^2\,\mathcal{S}^2_c \end{pmatrix} \tag{A.1}$$

Cette matrice est symétrique. De plus, elle est définie positive dès que l'on accepte l'hypothèse que les surfaces d'indifférences doivent être convexes.

On note $t_i \overset{\text{def}}{\equiv} 1 - \tau_i$ les taux marginaux de rétention. Les conditions du premier ordre du programme du contribuable (1.1) s'écrivent :

$$\mathcal{S}^i\left(t_1\, y_1 + t_2\, y_2 + R, y_1, y_2\right) = t_i \qquad i = 1, 2$$

En différenciant ces conditions du premier ordre par rapport à y_1, y_2, t_1, t_2 et R, on obtient :

$$\mathcal{H} \cdot \begin{pmatrix} \mathrm{d}y_1 \\ \mathrm{d}y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathrm{d}t_1 \\ \mathrm{d}t_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathcal{S}^1_c \\ \mathcal{S}^2_c \end{pmatrix} (y_1\,\mathrm{d}t_1 + y_2\,\mathrm{d}t_2 + dR) \tag{A.2}$$

La matrice $\mathcal{H}$ étant supposée définie positive, elle est alors inversible, et son inverse est également symétrique et définie positive.

En cas de réponse compensée, on a $\mathrm{d}R = -y_1\,\mathrm{d}t_1 - y_2\,\mathrm{d}t_2$ si bien que la matrice des réponses compensée est l'inverse de la matrice hessienne :

$$\begin{pmatrix} \dfrac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} & \dfrac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} \\ \dfrac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} & \dfrac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} = \mathcal{H}^{-1}$$

Cette matrice des réponses compensées est donc symétrique et définie positive. Aussi,

$$\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)}, \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} > 0 \qquad \text{et} \qquad \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} = \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)}$$

Enfin on obtient à partir de (A.1) que

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} \\ \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} = \frac{1}{\det \mathcal{H}} \begin{pmatrix} \mathcal{S}^2_{y_2} + \mathcal{S}^2\,\mathcal{S}^2_c & -\mathcal{S}^1_{y_2} - \mathcal{S}^2\mathcal{S}^1_c \\ -\mathcal{S}^2_{y_1} - \mathcal{S}^1\,\mathcal{S}^2_c & \mathcal{S}^1_{y_1} + \mathcal{S}^1\,\mathcal{S}^1_c \end{pmatrix} \tag{A.3}$$

où le déterminant de la matrice Hessienne est nécessairement positif.

L'équation (A.2) permet de retrouver les effets revenus en prenant $\mathrm{d}t_1 = \mathrm{d}t_2 = 0$. On aboutit alors à :

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial R} \\ \frac{\partial y_2}{\partial R} \end{pmatrix} = -\mathcal{H}^{-1} \cdot \begin{pmatrix} \mathcal{S}^1_c \\ \mathcal{S}^2_c \end{pmatrix}$$

On retrouve enfin les réponses non compensées à partir de l'équation (A.2) en prenant $\Delta R = 0$. On aboutit alors à

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^n}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_1^n}{\partial(1-\tau_2)} \\ \frac{\partial y_2^n}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_2^n}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} &= \mathcal{H}^{-1} - \mathcal{H}^{-1} \cdot \begin{pmatrix} \mathcal{S}^1_c\, y_1 & \mathcal{S}^1_c\, y_2 \\ \mathcal{S}^2_c\, y_1 & \mathcal{S}^2_c\, y_2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} + y_1 \frac{\partial y_1}{\partial R} & \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} + y_2 \frac{\partial y_1}{\partial R} \\ \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} + y_1 \frac{\partial y_2}{\partial R} & \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} + y_2 \frac{\partial y_2}{\partial R} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Ce qui aboutit à la relation de Slutsky reliant les réponses compensées aux réponses non compensées.

A.2 Le signe des élasticités compensées croisées dans le modèle à deux périodes

On reprend ici le cadre du modèle à deux périodes où les préférences entre la consommation de première période notée $d_{\text{Aujourd'hui}}$, la consommation de seconde période notée d_{Demain} et les revenus du travail notés y_1 dont supposée additivement séparable et données par

$$\mathcal{U}\left(d_{\text{Aujourd'hui}}, d_{\text{Demain}}, y_1\right) = u\left(d_{\text{Aujourd'hui}}\right) - v(y_1) + \beta\, u\left(d_{\text{Demain}}\right)$$

avec $u'(\cdot), v'(\cdot), v''(\cdot), \beta > 0 > u''(\cdot)$. D'après l'équation (A.3), il suffit de connaître le signe de $\mathcal{S}^1_{y_2} + \mathcal{S}^2\mathcal{S}^1_c$ pour connaître le signe des réponses compensées croisées. Dans

ce but, on re-exprime d'abord les préférences par rapport aux revenus du travail y_1, aux revenus du capital y_2 et aux revenus après impôts selon :

$$\mathscr{U}\,(c, y_1, y_2) \overset{\text{def}}{\equiv} u\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right) - v(y_1) + \beta\, u\,(c - y_1)$$

On obtient donc :

$$\mathcal{S}^1(c, y_1, y_2) = -\frac{\mathcal{U}_{y_1}(c, y_1, y_2)}{\mathcal{U}_c(c, y_1, y_2)} = \frac{v'(y_1) - u'\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)}{\beta\, u'(c - y_1)} + 1$$

d'où

$$\mathcal{S}^1_{y_2} = \frac{u''\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)}{\beta(1+r)\, u'(c - y_1)} < 0$$

et

$$\mathcal{S}^1_c = -\frac{u''(c - y_1)}{u'(c - y_1)} \frac{v'(y_1) - u'\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)}{\beta\, u'(c - y_1)}$$

Pour connaître le signe de cette dérivée, on utilise la condition du premier ordre $1 - \tau_1 = \mathcal{S}^1$ qui assure que $v'(y_1) < u'\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)$ dès que $\tau_1 > 0$. On a alors $\mathcal{S}^1_c < 0$, donc $\mathcal{S}^1_{y_2} + \mathcal{S}^2\mathcal{S}^1_c < 0$, et donc finalement $\frac{\partial y_1^c}{\partial \tau_2} = \frac{\partial y_2^c}{\partial \tau_1} > 0$.

A.3 Dérivation de l'équation (1.2)

On considère une population composée de N contribuables indexés $i = 1, ..., N$. On considère pour simplifier le cas où les revenus du capital sont taxés selon un taux proportionnel τ_2 tandis que les revenus du travail sont taxés selon un barème noté $T_1(\cdot)$. On note $y_{1,i}(\tau_2)$ les revenus d'activité et $y_{2,i}(\tau_2)$ les revenus du capital du contribuable i, revenus qui sont exprimés comme fonctions du taux de taxe τ_2. Les recettes publiques sont alors données par :

$$\mathcal{R} = \sum_i T_1(y_{1,i}(\tau_2)) + \tau_2 \sum_i y_{2,i}(\tau_2)$$

Un variation marginale du taux de taxe sur le capital induit donc une variation marginale des recettes publiques égales à :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \underbrace{\sum_i y_{2,i}}_{\text{Effets mécaniques}} - \underbrace{\tau_2 \sum_i \frac{\partial y_{2,i}}{\partial(1-\tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\sum_i T_1'(y_{1,i})\, \frac{\partial y_{1,i}}{\partial(1-\tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du travail}}$$

En supposant que les élasticités $\frac{\partial y_1}{\partial(1-\tau_2)}$ et $\frac{\partial y_2}{\partial(1-\tau_2)}$ sont homogènes dans la population, on aboutit à :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \underbrace{\sum_i y_{2,i}}_{\text{Effets mécaniques}} - \underbrace{\frac{\tau_2}{1-\tau_2} \frac{\partial \ln y_{2,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)} \sum_i y_{2,i}}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\frac{\partial \ln y_{1,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)} \frac{\sum_i T_1'(y_{1,i})\, y_{1,i}}{1-\tau_2}}_{\text{Réponses comportementales du travail}}$$

En notant $Y_1 = \sum_i y_{1,i}$ les revenus du travail agrégés, $\tau_1 \overset{\text{def}}{\equiv} \sum_i \left(T_1'(y_{1,i})\, y_{1,i}/Y_1\right)$ la moyenne des taux marginaux sur les revenus du travail pondérés par les revenus et $Y_2 = \sum_i y_{2,i}$ les revenus du capital agrégés, on obtient :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \underbrace{Y_2}_{\text{Effets mécaniques}} - \underbrace{\frac{\tau_2}{1-\tau_2}\frac{\partial \ln y_{2,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)}\, Y_2}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\frac{\partial \ln y_{1,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)}\frac{\tau_1}{1-\tau_2}\, Y_1}_{\text{Réponses comportementales du travail}}$$

Soit, en factorisant par les revenus du capital :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \left(\underbrace{1}_{\text{Effets mécaniques}} - \underbrace{\frac{\tau_2}{1-\tau_2}\frac{\partial \ln y_{2,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\frac{\tau_2}{1-\tau_2}\frac{\partial \ln y_{1,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)}\frac{\tau_1\, Y_1}{\tau_2\, Y_2}}_{\text{Réponses comportementales du travail}} \right) Y_2$$

Le taux de taxe qui maximise les recettes publiques se caractérisent donc par l'égalité :

$$1 = \frac{\tau_2}{1-\tau_2}\left(\frac{\partial \ln y_{2,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)} + \frac{\tau_1\, Y_1}{\tau_2\, Y_2}\frac{\partial \ln y_{1,i}}{\partial \ln(1-\tau_2)}\right)$$

Ce qui aboutit à l'équation (1.2).

B Résultats complémentaires par la méthode des Doubles Différences

B.1 Estimations sans variables de contrôles

	y_{15}		y_2		y_{2Div}	
Échantillon	Large (1)	Strict (2)	Large (3)	Strict (4)	Large (5)	Strict (6)
β_{2008}	$0,028^{*}$ (0,011)	$0,030^{**}$ (0,011)	$-0,027$ (0,041)	$-0,070^{**}$ (0,039)	$0,071^{***}$ (0,050)	$0,012$ (0,045)
β_{2009}	$0,029^{**}$ (0,011)	$0,032^{**}$ (0,011)	$-0,018$ (0,041)	$-0,065^{**}$ (0,039)	$0,069$ (0,050)	$0,009$ (0,045)
β_{2010}	$0,004$ (0,011)	$0,005$ (0,011)	$0,080^{*}$ (0,041)	$0,065^{**}$ (0,039)	$0,102$ (0,050)	$0,078$ (0,045)
β_{2012}	$0,011$ (0,011)	$0,012$ (0,011)	$-0,409^{***}$ (0,041)	$-0,456^{***}$ (0,039)	$-0,440^{***}$ (0,050)	$-0,492^{***}$ (0,045)
β_{2013}	$0,031^{***}$ (0,011)	$0,035^{***}$ (0,011)	$-0,674^{***}$ (0,041)	$-0,771^{***}$ (0,039)	$-1,122^{***}$ (0,050)	$-1,276^{***}$ (0,045)
β_{2014}	$0,055^{***}$ (0,011)	$0,057^{***}$ (0,011)	$-0,636^{***}$ (0,041)	$-0,721^{***}$ (0,039)	$-1,078^{***}$ (0,050)	$-1,222^{***}$ (0,052)
β_{2015}	$0,056^{***}$ (0,011)	$0,060^{***}$ (0,011)	$-0,619^{***}$ (0,041)	$-0,705^{***}$ (0,039)	$-1,131^{***}$ (0,060)	$-1,278^{***}$ (0,045)
β_{2016}	$0,079^{***}$ (0,011)	$0,082^{***}$ (0,011)	$-0,590^{***}$ (0,041)	$-0,673^{***}$ (0,039)	$-1,212^{***}$ (0,050)	$-1,366^{***}$ (0,045)
β_{2017}	$0,005$ (0,011)	$-0,008^{***}$ (0,011)	$-0,759^{***}$ (0,041)	$-0,862^{***}$ (0,039)	$-1,470^{***}$ (0,050)	$-1,654^{***}$ (0,045)
N	247 122	207 576	247 122	207 576	247 122	207 576

Tableau B.9 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), sans contrôle, échantillon large (colonnes (1), (3) et (5)) et échantillon strict (colonnes (2), (4) et (6)).

B.2 Foyers percevant des revenus des capitaux qui ne sont pas uniquement composés de dividendes

	y_{2div}		$y_2 - y_{2div}$	
Variables de contrôle	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	$-0,066$ (0,054)	$0,063$ (0,052)	$-0,045$ (0,051)	$-0,026$ (0,049)
β_{2009}	$-0,033$ (0,054)	$0,068$ (0,052)	$-0,006$ (0,051)	$-0,049$ (0,049)
β_{2010}	$-0,028$ (0,054)	$0,104^{**}$ (0,052)	$0,072$ (0,051)	$0,008$ (0,049)
β_{2012}	$-0,544^{***}$ (0,053)	$-0,433^{***}$ (0,052)	$-0,008$ (0,050)	$0,047$ (0,049)
β_{2013}	$-1,268^{***}$ (0,053)	$-1,165^{***}$ (0,052)	$0,008$ (0,050)	$0,064$ (0,049)
β_{2014}	$-1,231^{***}$ (0,053)	$-1,088^{***}$ (0,052)	$-0,012$ (0,050)	$0,039$ (0,049)
β_{2015}	$-1,303^{***}$ (0,053)	$-1,129^{***}$ (0,053)	$0,015$ (0,051)	$0,059$ (0,050)
β_{2016}	$-1,431^{***}$ (0,054)	$-1,235^{***}$ (0,053)	$0,009$ (0,051)	$0,044$ (0,050)
β_{2017}	$-1,584^{***}$ (0,054)	$-1,424^{***}$ (0,053)	$0,094^{*}$ (0,051)	$0,142^{***}$ (0,050)
N	216 257			

Tableau B.10 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4) avec contrôles sur l'échantillon des foyers percevant des revenus du capital qui ne sont pas uniquement composés de dividendes, échantillon large (colonnes (1), (3) et (5)) et échantillon strict (colonnes (2), (4) et (6)). Ces résultats sont illustrés dans la Figure 1.4.

C Équations de premières étapes pour la méthode des variables instrumentales

		$\ln\left(\frac{1-\tau^1_{i,t+1}}{1-\tau^1_{i,t}}\right)$		$\ln\left(\frac{1-\tau^2_{i,t+1}}{1-\tau^2_{i,t}}\right)$	
		$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}^1_{i,t+1}}{1-\bar{\tau}^1_{i,t}}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}^2_{i,t+1}}{1-\bar{\tau}^2_{i,t}}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}^1_{i,t+1}}{1-\bar{\tau}^1_{i,t}}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}^2_{i,t+1}}{1-\bar{\tau}^2_{i,t}}\right)$
(1) et (3)	Base	0.480^{***} (0.000)	-0.027^{***} (0.000)	0.210^{***} (0.001)	0.452^{***} (0.000)
	F-test	37 946		246 781	
(2)	Sans effets croisés	0.466^{***} (0.001)	$\emptyset$	$\emptyset$	0.470^{***} (0.000)
	F-test	39 443		252 859	

Tableau C.11 – Équations de première étape associé aux résultats du tableau 1.14

Bibliographie

Aghion, Philippe, Ufuk Akcigit, Matthieu Lequien, and Stefanie Stantcheva, "Tax Simplicity and Heterogeneous Learning," NBER Working Papers 24049 2017.

_ **, Vlad Ciornohuz, Maxime Gravoueille, and Stefanie Stantcheva**, "Reforms and Dynamics of Income : Evidence Using New Panel Data," Working Paper 2019.

Alan, Sule, Kadir Atalay, Thomas F Crossley, and Sung-Hee Jeon, "New evidence on taxes and portfolio choice," *Journal of Public Economics*, 2010, *94* (11-12), 813–823.

Alstadsæter, Annette and Knut Reidar Wangen, "Small Corporations' Income Shifting through Choice of Ownership Structure - a Norwegian Case," *Finnish Economic Papers*, 2010, *23* (2), 73–87.

_ **and Martin Jacob**, "Dividend Taxes and Income Shifting," *Scandinavian Journal of Economics*, 2016, *118* (4), 693–717.

Auten, Gerald and Robert Carroll, "The Effect of Income Taxes On Household Income," *The Review of Economics and Statistics*, 1999, *81* (4), 681–693.

Bach, Laurent, Antoine Bozio, Brice Fabre, Arthur Guillouzouic, Claire Leroy, and Clément Malgouyres, "Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes," *Rapport IPP*, 2019, *25.*

Boissel, Charles and Adrien Matray, "Higher Dividend Taxes, No problem ! Evidence from Taxing Entrepreneurs in France," 2019.

Cabannes, Pierre-Yves, Cédric Houdré, and Camille Landais, "Comment le revenu imposable des ménages réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004," *Économie et Statistiques*, 2014, *467-468*, 141–162.

Carbonnier, Clément, "The influence of taxes on employment of married women, evidence from the French joint income tax system," LIEPP working paper 23 2014.

Chetty, Raj, "Sufficient Statistics for Welfare Analysis : A Bridge Between Structural and Reduced-Form Methods," *Annual Review of Economics*, 2009, *1* (1), 451–488.

_ , "Bounds on Elasticities With Optimization Frictions : A Synthesis of Micro and Macro Evidence on Labor Supply," *Econometrica*, 2012, *80* (3), 969–1018.

_ **and Emmanuel Saez**, "Dividend Taxes and Corporate Behavior :Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut," *Quarterly Journal of Economics*, 2005, *120*, 791–833.

_ **and** _ , "Dividend and Corporate Taxation in an Agency Model of the Firm," *American Economic Journal : Economic Policy*, 2010, *2*, 1–31.

Comité d'évaluation de la réforme de la fiscalité des ménages, "Premiers rapports," Technical Report, France Stratégie 2019.

Conseil des Prélèvements Obligatoires, "Adapter l ?impôt sur les sociétés à une économie ouverte," Rapport du CPO, La documentation française 2017.

_ , "Les prélèvements obligatoires sur le capital des ménages," Rapport du CPO, La documentation française 2018.

Edmark, Karin and Roger H. Gordon, "The choice of organizational form by closely-held firms in Sweden : tax versus non-tax determinants," *Industrial and Corporate Change*, 2013, *22* (1), 219–243.

Feldstein, Martin, "Personal taxation and portfolio composition : An econometric analysis," *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1976, pp. 631–650.

_ , "Behavioral Responses to Tax Rates : Evidence from TRA86," *American Economic Review*, 1995, *85*, 170–174.

Garbinti, Bertrand, Jonathan Goupille-Lebret, and Thomas Piketty, "Income inequality in France, 1900-2014 : Evidence from Distributional National Accounts (DINA)," *Journal of Public Economics*, 2018, *162*, 63 – 77.

Gruber, Jon and Emmanuel Saez, "The Elasticity of Taxable Income : Evidence and Implications," *Journal of Public Economics*, 2002, *84*, 1–32.

Guillot, Malka, "Who Paid the French 75% Tax on Millionaires ? Effects on Top Wage Earners and Their Employers," *SSRN working paper*, 2019, (3412261).

Harju, Jarkko and Tuomas Matikka, "The elasticity of taxable income and income-shifting : what is real and what is not ?," *International Tax and Public Finance*, 2016, *23*, 640–669.

Hermle, Johannes and Andreas Peichl, "Jointly Optimal Taxes for Different Types of Income," CESifo Working Paper 7248 2018.

Jacquet, Laurence and Etienne Lehmann, "Optimal Income Taxation with Composition Effects," *Journal of the European Economic Association*, 2020. à paraître.

Jelloul, Mahdi Ben, Antoine Bozio, Thomas Douenne, Brice Fabre, and Claire Leroy, "Budget 2019 : Quels effets pour les ménages ?," *les Notes de l'IPP*, 2019, *37*.

King, Mervyn A and Jonathan I Leape, "Wealth and portfolio composition : Theory and evidence," *Journal of Public Economics*, 1998, *69* (2), 155–193.

Kleven, Henrik Jacobsen and Esben Anton Schultz, "Estimating Taxable Income Responses Using Danish Tax Reforms," *American Economic Journal : Economic Policy*, 2014, *6* (4), 271–301.

Kopczuk, W., "Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income," *Journal of Public Economics*, 2005, *89*, 2093–2119.

Korinek, Anton and Joseph E. Stiglitz, "Dividend taxation and intertemporal tax arbitrage," *Journal of Public Economics*, 2009, *93* (1-2), 142–159.

Lancar, Benjamin and Julien Marchal, "Les prélèvements sur le capital : un panorama général," 2017.

Lardeux, Raphaël, "Heterogeneous Income Tax Misperceptions : Evidence from Bunching where Tax Liabilities start," *mimeo*, 2019.

Lechner, Michael, "The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods," *Foundations and Trends(R) in Econometrics*, 2011, *4* (3), 165–224.

Lehmann, Etienne, François Marical, and Laurence Rioux, "Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms," *Journal of Public Economics*, 2013, *99* (C), 66–84.

Madec, Pierre, Plane Mathieu, and Sampognaro Raul, "Budget 2019 : du pouvoir d'achat mais du déficit," *OFCE Policy Brief*, 2019, *46.*

Pacifico, Adrien, "Three empirical essays in French household taxation," Thèse de doctorat à l'Ecole des Hautes Etudes des Sciences Sociales 2019.

Paquier, Félix and Michaël Sicsic, "Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation," Document de travail de l'Insee F2020-01 2020.

Piketty, Thomas, "Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996," *Économie et Prévision*, 1999, *138-139*, 25–60.

Pirttilä, Jukka and Håkan Selin, "Income Shifting within a Dual Income Tax System : Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993," *The Scandinavian Journal of Economics*, 2011, *113* (1), 120–144.

Romanov, Dmitri, "The corporation as a tax shelter : Evidence from recent Israeli tax changes," *Journal of Public Economics*, 2006, *90* (10), 1939 – 1954.

Saez, Emmanuel, "The effect of marginal tax rates on income : a panel study of 'bracket creep'," *Journal of Public Economics*, 2003, *87* (5-6), 1231–1258.

_ **and Gabriel Zucman**, *Le triomphe de l'injustice* 2019.

_ **, Joel Slemrod, and Seth H. Giertz**, "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates : A Critical Review," *Journal of Economic Literature*, 2012, *50* (1), 3–50.

Sicsic, Michael, "Does Labor Income React more to Income Tax or Means-Tested Benefit Reforms," CRED Working Papers 2020-8 2020.

Sicsic, Michaël, "Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014," *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, 2018, *503-504*, 13–35.

Slemrod, Joel and Wojciech Kopczuk, "The optimal elasticity of taxable income," *Journal of Public Economics*, 2002, *84* (1), 91 – 112.

Tazhitdinova, Alisa, "Are changes of organizational form costly ? Income shifting and business entry responses to taxes," *Journal of Public Economics*, 2020, *186*, 104–187.

Weber, Caroline E., "Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences," *Journal of Public Economics*, 2014, *117* (C), 90–103.

Yagan, Danny, "Capital Tax Reform and the Real Economy : The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut," *American Economic Reivew*, 2015, *105*, 3531–3563.

Zoutman, Floris T, "The effect of capital taxation on households' portfolio composition and intertemporal choice," in "CESifo Area Conference on Public Sector Economics" 2015, pp. 1–28.

Institut des Politiques Publiques

RAPPORT INTERMÉDIAIRE IPP – Août 2020

Rapport intermédiaire – Impact de l'ISF sur le tissu productif

Laurent BACH
Antoine BOZIO
Arthur GUILLOUZOUIC
Clément MALGOUYRES

Institut des
Politiques Publiques

L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par l'École d'économie de Paris (PSE) et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE et le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES) avec le soutien de l'ANR au titre du programme Investissements d'avenir. L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu

Les auteurs du rapport

Laurent Bach est professeur associé de finance à l'ESSEC Business School et directeur du programme Entreprises à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche sont principalement consacrés à l'analyse quantitative des politiques publiques. Il est spécialiste de finance d'entreprise et des ménages.

Page personnelle : https ://sites.google.com/site/laurentbach/

Antoine Bozio est maître de conférences à l'École des hautes études en sciences sociales (EHESS), chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE) et directeur de l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche concernent en particulier le système de retraite et la fiscalité.

Page personnelle : https ://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/en/

Arthur Guillouzouic est économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ancien élève de l'École normale supérieure de Cachan et titulaire d'un doctorat en sciences économiques de Sciences Po, ses recherches se situent dans les champs de l'économie publique et de l'économie de l'innovation.

Page personnelle : https://arthurguileco.wixsite.com/aguillouzouiclecorff

Clément Malgouyres est économiste à l'Institut des politiques publiques (IPP) et chercheur associé à l'École d'économie de Paris (PSE). Il s'intéresse à des questions empiriques en économie publique, économie internationale et économie du travail. Ses travaux récents portent sur la fiscalité des entreprises et l'évaluation quantitative des politiques publiques.

Page personnelle : https://sites.google.com/site/clementmalgouyres

Sommaire

Introduction **9**

1 Imposition du patrimoine en actions en France (1993–2018) **15**
1.1 Modalités d'imposition des patrimoines en actions 15
1.1.1 Mesures spécifiques aux patrimoines en actions 16
1.1.2 Mesures génériques 18
1.2 Données 21
1.3 Taux effectifs d'imposition et composition des patrimoines 21

2 Impact de l'ISF sur la distribution de dividendes des entreprises **27**
2.1 Données et méthodologie 28
2.2 Effets sur le patrimoine imposable et l'ISF payé 32
2.3 Charge de l'ISF et paiement de dividendes 36

3 Cessions de PME et ISF **41**
3.1 Données et méthodologie 41
3.2 Départs à la retraite de dirigeants et ISF 47
3.2.1 Effets sur le patrimoine imposable et l'ISF payé 47
3.2.2 Réponses comportementales 54
3.3 Cessions de parts dans des PME (abattements « pigeons ») 60
3.3.1 Réponses comportementales 67

Conclusion **71**

Références **73**

Liste des tableaux **75**

Liste des figures **77**

INTRODUCTION

Contexte de l'étude

L'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) a été en place entre 1988 et 2017, avant d'être transformé en 2018 en impôt sur la fortune immobilière (IFI). La vocation initiale de cet impôt sur le stock de capital des ménages est principalement redistributive, car il est le seul impôt sur le stock de patrimoine à la fois progressif et assis sur une définition large de la richesse, incluant patrimoine immobilier et mobilier (jusqu'en 2017) et soustrayant les dettes du ménage. Il a aussi une dimension symbolique importante car c'est un impôt déclaratif auquel seule une minorité de riches contribuables (environ 358,000 foyers déclarants en 2017) est assujettie, tandis que l'autre impôt progressif, l'impôt sur le revenu, touche une portion beaucoup plus grande de la population française (17 millions de foyers redevables sur les 38 millions de déclarants en 2017).

Une des critiques les plus récurrentes concernant cet impôt porte sur le fardeau fiscal qu'il imposerait aux entreprises patrimoniales, c'est-à-dire celles dont les propriétaires ne peuvent vendre une partie des actions sans affaiblir leur contrôle de l'entreprise (Didier et Ouvrard, 2016; OECD, 2018). En effet, en présence de contraintes de crédit, le paiement d'un impôt sur le stock de capital peut requérir des propriétaires soit de perdre le contrôle de l'entreprise en vendant des actions, soit de liquider en partie l'actif de l'entreprise via la distribution régulière de substantiels dividendes.

Depuis la naissance de cet impôt, dans tous les pays ayant mis en place un impôt sur le stock de capital, la solution apportée à ce problème par le législateur a pris deux formes. D'une part, les actions d'entreprises patrimoniales ont progressivement été soustraites de l'assiette de l'ISF. Les biens « professionnels » bénéficient d'une exonération depuis la création même de l'ISF. Ces exonérations ont été ensuite étendues à diverses formes d'actionnariat (pactes Dutreil en 2004, investissements dans le capital des PME en 2004 et 2008) pour finalement être généralisées à toute forme de patrimoine financier avec la transformation de l'ISF en IFI en 2018. D'autre part, depuis 1988, des mécanismes de plafonnement de l'ISF ont été progressivement mis en place (parfois sous la forme d'un « bouclier fiscal ») qui garantissent que les revenus personnels du ménage sont suffisants pour payer l'ensemble des impôts directs et conserver un reste-à-vivre jugé suffisant. Ce mécanisme permet aux actionnaires de contrôle de réduire considérablement la contrainte de financement de l'ISF imposée à leurs entreprises, puisqu'une réduction des dividendes versés par l'entreprise contribue à réduire les revenus personnels et donc baisser le plafond de l'ISF pour l'actionnaire physique assujetti.

Inventés pour pallier le risque de liquidation d'entreprises patrimoniales, les mécanismes d'exonération et de plafonnement sont toutefois eux-mêmes susceptibles de générer des effets pervers pour les entreprises, en décourageant les transmissions et la circulation du capital ainsi qu'en favorisant les entreprises à capital fermé au détriment d'entreprises à capital dispersé.

Objectifs de l'étude

Dans ce projet de recherche, nous proposons d'évaluer empiriquement l'impact de l'impôt sur la fortune sur le tissu productif en exploitant les variations de l'ISF au cours de la période 2006 à 2018. À notre connaissance, une analyse empirique de ces questions n'a encore jamais été menée ni en France, ni dans le reste du

monde. Jusqu'à présent, les principaux freins à une telle évaluation étaient d'une part l'absence de données sur la situation fiscale des ménages au titre de l'ISF et d'autre part la faiblesse des données concernant l'actionnariat physique des entreprises non cotées, qui forment la grande majorité des entreprises patrimoniales.

Notre projet vise à dépasser ces obstacles à l'aide des données et méthodes les plus récentes dans le but d'améliorer notre connaissance des effets de l'ISF-IFI, en suivant trois objectifs détaillés ci-dessous.

1. Le premier est de nature descriptive et consiste à mesurer précisément et sur longue période la contrainte de financement de l'ISF supportée par les entreprises patrimoniales via leurs actionnaires de référence.

2. Le second consiste à identifier l'effet causal de l'impôt sur la fortune sur les décisions de distribution, d'investissement et d'emploi des entreprises patrimoniales, en utilisant comme sources d'identification les diverses réformes de cet impôt.

3. Enfin, le troisième objectif est d'analyser l'impact de cet impôt sur les transmissions du contrôle et de la direction des entreprises et, plus généralement, sur la circulation du capital.

Pour répondre à ces questions de la manière la plus convaincante possible, il est nécessaire de réaliser un appariement statistique entre les données fiscales d'entreprises et les données fiscales de ménages afin d'identifier comment des variations de la fiscalité des ménages, parce qu'elles touchent des propriétaires d'entreprises, affectent les décisions des entreprises en termes de localisation, d'investissement, d'emploi, etc. Il s'agit d'un travail sur les données considérable jamais encore réalisé en France et dont il n'existe d'exemples que pour les pays scandinaves. Cette étape est en cours de réalisation : elle fait l'objet d'une convention entre PSE-IPP, la Direction générale des finances publiques (DGFiP), et le Centre d'accès sécurisé aux données (CASD) en qualité de tiers de confiance pour la réalisation de

l'appariement. Nous avons ainsi produit une large base de données individuelle regroupant et enrichissant des informations sur les dirigeants et actionnaires de sociétés issues de données du registre du commerce et des sociétés (RNCS) compilée par l'Institut national de la propriété industrielle (INPI) et de la base Orbis (Bureau van Dijk) a été produite. Elle est en cours d'appariement avec les données fiscales individuelles produites par la DGFiP.

En l'absence de cet appariement, il est toutefois possible de donner des premières réponses aux questions posées dans notre projet, en particulier grâce aux données fiscales sur les ménages (ISF/IFI et Impôt sur le revenu) mises à disposition par la DGFIP depuis le second semestre 2019. En premier lieu, nous utilisons le panel long de l'ISF/IFI pour décrire sur l'ensemble de la période 1993-2019 l'effet des réformes introduisant des variations de taux, des réductions, des abattements ou faisant varier le plafonnement sur le taux moyen payé par les redevables à l'ISF, et en particulier ceux qui possèdent un patrimoine actionnarial important. Dans un second temps, nous nous intéressons aux effets de la transformation de l'ISF en IFI en 2018, en exploitant des différences en termes de contrôle sur une entreprise des contribuables. Dans un troisième temps, nous nous concentrons sur les cessions de sociétés pour départ à la retraite du dirigeant ainsi que les cessions de parts dans de jeunes sociétés (cessions dites de "pigeons"), dont les plus-values sont éligibles à un important abattement à l'impôt sur le revenu.

Plan du rapport

Chapitre 1 : Imposition du patrimoine en actions en France (1993–2018)

Chapitre 2 : Impact de l'ISF sur la distribution de dividendes des entreprises

Chapitre 3 : Cessions de PME et ISF

Chapitre 1

Imposition du patrimoine en actions en France (1993–2018)

Ce chapitre retrace l'évolution de l'exposition à l'impôt sur la fortune des ménages disposant d'un important patrimoine en actions, afin de mettre en perspective la décision de transformer l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) en impôt sur la fortune immobilière (IFI). La partie 1.1 décrit les modalités d'imposition du patrimoine, notamment les règles affectant directement les ménages possédant essentiellement des actions, la partie 1.2 présente les données utilisées dans ce chapitre – les données fiscales des impôts sur le patrimoine – et la partie 1.3 présente des séries statistiques sur l'imposition des patrimoines en action sur la période 1993 à 2018.

1.1 Modalités d'imposition des patrimoines en actions

Depuis la création de l'impôt sur les grandes fortunes (IGF) en 1982, les modalités d'imposition progressive du stock de capital des ménages ont beaucoup évolué, en particulier concernant les patrimoines constitués principalement en ac-

tions. Dans ce qui suit, nous retraçons à grands traits ces diverses réformes, ce qui permettra ensuite de mieux comprendre l'évolution du taux effectif d'imposition des ménages actionnaires [1]. Nous distinguons d'une part les mesures spécifiques aux actionnaires (exonérations, réductions) et d'autre part les mesures génériques (plafonnement, taux) qui ont un impact important sur le poids de cet impôt pour les actionnaires.

1.1.1 Mesures spécifiques aux patrimoines en actions

On peut distinguer trois dispositifs spécifiques visant à diminuer l'imposition des patrimoines en action au titre des impôts sur la fortune : l'exonération des biens professionnels, le dispositif des « pactes Dutreil » et les dispositifs ISF-PME.

L'exonération de biens professionnels. Dès la création de l'IGF, en 1982, les parts d'entreprises constituant l'outil de travail du redevable étaient exonérées, à concurrence d'un plafond qui est supprimé en 1984, y-compris rétrospectivement pour les deux années précédentes [2]. L'exonération pour biens professionnels a donc été appliquée pendant toute l'existence de l'IGF (1982-1986).

Cette exonération a été reprise en 1989 à la naissance de l'ISF [3]. La définition de l'outil de travail a peu évolué depuis : il s'agit, pour le redevable, des parts dans une entreprise, (i) dans laquelle il exerce une activité de direction à titre principal (c'est-à-dire procurant au moins 50 % de ses revenus professionnels), et (ii) dont il détient au moins 25 % du capital. Cette seconde condition n'est plus nécessaire si

1. Le premier rapport du Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital présente de façon détaillée l'évolution de cette législation aux chapitres 2 et 3 (France Stratégie, 2019).
2. L'article 4 de la loi de finance pour 1982, loi 81-1160 du 30 décembre 1981, spécifie l'exonération des biens professionnels si ceux-ci sont inférieurs à 2 millions de francs. Pour les biens professionnels supérieurs à 2 millions de francs, le seuil d'imposition de l'IGF est porté de 3 à 5 millions de francs. Le VI de l'article 19 de la loi de finances pour 1984, loi 83-1179 du 29 décembre 1983, exonère totalement les biens professionnels de l'assiette de l'IGF, et cette disposition s'applique également pour l'IGF au titre des années 1982 et 1983.
3. L'impôt de solidarité sur la fortune est institué par l'article 26 de la loi de finances pour 1989 (loi 81-1160 du 28 décembre 1988). Les III et IV de l'article 26 définissent les conditions à réunir pour la qualification de biens professionnels.

ces parts représentent plus de 50 % de la valeur brute de son patrimoine [4].

Les pactes d'actionnaires. L'exonération pour biens professionnels ne concerne pas les actionnaires sans rôle de direction suffisamment établi, ou qui possèdent moins de 25 % du capital. Pour les entreprises au capital peu liquide (le cas de nombreuses PME), l'ISF pouvait donc continuer à représenter une imposition importante pour les actionnaires, notamment dans les entreprises familiales. C'est la motivation de la loi 2003-721 du 1er août 2003, dite loi Dutreil, qui met en place un abattement de 75 % du montant d'ISF pour les actionnaires, (i) qui ont signé un engagement collectif de conservation de leurs parts sur une durée suffisamment longue, (ii) qui collectivement disposent d'au moins 20 % des droits de vote, et (iii) qui comptent parmi eux l'un des dirigeants de l'entreprise. Ces pactes d'actionnaires à vocation fiscale ont été initialement introduits en France dès 2000 dans le but de réduire les droits de mutation à titre gratuit, mais c'est la loi de 2003 portée par le ministre Renaud Dutreil qui en a étendu la portée à l'impôt sur la fortune – ces pactes d'actionnaires sont depuis communément appelés des « pactes Dutreil ».

Dispositifs ISF-PME. La loi Dutreil de 2003 introduit également une exonération totale des parts détenues dans une PME, pourvu que ces parts aient été acquises depuis 2003 via une souscription au capital de l'entreprise plutôt que sur le marché secondaire. La loi TEPA applicable à partir de 2008 renforce considérablement le bénéfice de telles souscriptions aux PME en permettant à l'investisseur d'imputer une fois la valeur de son apport sur le montant autrement exigible d'ISF, et ce simultanément à l'exonération des parts investies dans les années qui suivent la souscription. C'est à la suite de la loi TEPA que ce dispositif, favorisant les détenteurs de parts de PME sans condition de direction ni de contrôle, prend en pratique le nom de dispositif « ISF-PME ».

4. Avant 2004, la condition de détention ne s'éteignait que lorsque les parts représentaient plus de 75 % du patrimoine brut. La baisse du taux de 75 % à 50 % est introduite par l'article 49 de la loi 2003-721 du 1er août 2003 pour l'initiative économique.

Entre 2004 et 2017, les dispositifs du pacte Dutreil et de l'ISF-PME ont été régulièrement amendés, le plus souvent dans le sens d'une plus grande générosité d'application. Par ailleurs, il s'agit de mécanismes qui requièrent une lourde technique juridique, ce qui contribue à ce que leur impact sur l'ISF payé par les actionnaires ne se dévoile que très progressivement. La transformation de l'ISF en IFI en 2018 se situe au prolongement de cette histoire récente en permettant désormais à tous les détenteurs d'actions de bénéficier d'une exonération complète.

1.1.2 Mesures génériques

En sus des mesures qui exonèrent directement les patrimoines en actions, plusieurs dispositifs génériques de l'ISF sont susceptibles d'affecter le taux effectif d'imposition des patrimoines des propriétaires d'entreprises.

Le plafonnement de l'ISF. À la création de l'ISF en 1989, un mécanisme de plafonnement de l'impôt est introduit par le législateur, parfois appelé « plafonnement Rocard ». Il consiste à limiter le montant d'ISF, dès lors que la somme de l'ISF, de l'impôt sur le revenu (IR) et des prélèvements libératoires de l'IR atteint 70 % des revenus nets imposables du contribuable [5]. Cette disposition bénéficie particulièrement aux redevables qui peuvent facilement réduire leurs revenus imposables sans réduction effective du niveau de vie. C'est notamment le cas lorsque l'actionnaire contrôle l'entreprise, ce qui lui permet d'ajuster la distribution des dividendes versés par son entreprise à lui-même. En 1991, le plafonnement est augmenté à 85 % des revenus [6]. Le principe d'un plafonnement de l'ISF a ainsi été maintenu depuis 1989, à l'exception de l'année 2012. En effet, le plafonnement est d'abord supprimé par la réforme de l'ISF de 2011, introduite par le gouvernement Fillon dans la loi de finances rectificative pour 2011. La réforme visait à baisser

5. Le VII de l'article 26 de la loi 88-1149 du 23 décembre 1988 définit le mécanisme du plafonnement.

6. La modification est actée par l'article 16 de la loi de finances pour 1991, loi 90-1168 du 29/12/1990.

fortement les taux d'imposition de l'ISF et la suppression du plafonnement est ainsi acceptée par le Conseil Constitutionnel [7]. En 2012, le gouvernement Ayrault a mis en place une contribution exceptionnelle sur la fortune (CEF) avec l'objectif de revenir sur la réforme de 2011. Le barème est celui de l'ISF 2011, mais aucun dispositif de plafonnement n'est prévu [8]. Le nouvel ISF mis en place à partir de 2013 réintroduit par contre le mécanisme de plafonnement dans la limite de 75 % des revenus.

Le plafonnement du plafonnement. En 1996, parce que le plafonnement touche principalement un faible nombre de contribuables très fortunés et entraîne une forte baisse du rendement de l'ISF, le gouvernement Juppé limite l'effet du plafonnement [9]. La réduction d'ISF causée par le plafonnement est limitée à 50 % du paiement d'ISF initialement exigible, ou, à l'impôt exigible pour un patrimoine à la limite supérieure de la troisième tranche du barème de l'ISF. C'est le « plafonnement du plafonnement », qui reste en place jusqu'en 2011.

Le bouclier fiscal. Un troisième mécanisme générique de réduction des impôts assis sur le stock de capital est institué en 2006 par le gouvernement Villepin sous le nom de « bouclier fiscal » [10]. Ce mécanisme applique le principe du plafonnement à un nouvel ensemble d'impôts directs : ISF, IR, taxe foncière et taxe d'habi-

7. L'article 1 de la loi 2011-900 du 29 juillet 2011 de finances rectificative pour 2011 modifie l'ISF en réduisant le nombre de tranches et les taux appliqués, tout en supprimant le principe du plafonnement. La décision du conseil constitutionnel 2011-638 DC du 28 juillet 2011 a validé la conformité à la Constitution de l'absence de mécanisme de plafonnement.

8. La CEF est instaurée par l'article 4 de la loi de finances rectificative pour 2012, loi 2012-958 du 16 août 2012. L'absence de plafonnement est jugée conforme par le conseil constitutionnel par son caractère exceptionnel (Décision 2012-654 DC du 9 août 2012).

9. Le IV de l'article 6 de la loi de finances pour 1996, loi 95-1346 du 30 décembre 1995, introduit la limite au plafonnement : « Cette réduction ne peut excéder une somme égale à 50 p. 100 du montant de cotisation résultant de l'application de l'article 885 V ou, s'il est supérieur, le montant de l'impôt correspondant à un patrimoine taxable égal à la limite supérieure de la troisième tranche du tarif fixé à l'article 885 U. ». Cette condition n'est susceptible de réduire le plafonnement que pour les contribuables dont le patrimoine dépasse la limite supérieure de la troisième tranche, soit 14,880 millions de francs en 1996.

10. Le bouclier fiscal est mis en place par l'article 74 de la loi de finances pour 2006, loi 2005-1719 du 30 décembre 2005.

tation [11]. Le taux plafonné en 2006 est fixé à 60 % des revenus (contre 85 % pour le plafonnement ISF), et aucun dispositif d'impôt minimum similaire au mécanisme de « plafonnement du plafonnement » n'est prévu. Le dispositif est renforcé en 2008 par la loi du 21 août 2007 en faveur du travail, de l'emploi et du pouvoir d'achat (TEPA) avec un abaissement du plafonnement à 50 % des revenus, et l'inclusion de la CSG et de la CRDS dans les impôts directs plafonnés. Certaines lourdeurs administratives de ce dispositif ne sont levées qu'à partir de 2009, et ce n'est donc qu'à cette date que le bouclier fiscal devient véritablement un outil important de réduction des impôts sur le capital. Par ailleurs, le bouclier fiscal fait l'objet de vifs débats depuis sa mise en place et est finalement abrogé en 2011. Il n'aura donc été significatif que lors des années 2009, 2010 et 2011.

Les taux statutaires d'imposition. Enfin, le dernier mécanisme par lequel le montant d'ISF payé par les actionnaires évolue dans le temps est bien sûr le barème des taux statutaire d'imposition. Ce dernier évolue peu : en 1990, une nouvelle tranche à 1,5 % est introduite pour les patrimoines supérieurs à 40 millions de francs [12]. En 1995, une majoration de 10 % du montant d'ISF a lieu sans modification du barème statutaire [13]. En 1999, le barème incorpore la hausse de 1995 avec une hausse d'environ 10 % pour toutes les tranches, et l'introduction d'une nouvelle tranche à 1,8 % pour les patrimoines supérieurs à 100 millions d'euros. En 2012, la réforme du gouvernement Fillon prévoyait la réduction du barème à deux tranches, l'une taxée à 0,25 % et la tranche supérieure à 3 millions d'euros à 0,50 %. Le nouveau barème de l'ISF pour 2013, instauré par le gouvernement Ayrault prévoit un barème proche du barème de 2011, avec des taux légèrement plus faibles et sans la dernière tranche d'imposition à 1,8 %.

11. L'ISF inclus au numérateur pour le bouclier fiscal s'entend après plafonnement, mécanisme qui ne disparaît pas avec le bouclier fiscal.
12. Article de 10 de la loi de finances pour 1990, loi 89-935 du 29 décembre 1989.
13. Article 3 de la loi de finances rectificative pour 1995, loi 95-885 du 4 août 1995.

1.2 Données

Pour établir l'impact effectif de ces évolutions sur l'impôt effectivement payé, nous avons recours au panel long de l'ISF/IFI produit par la Direction générale des finances publiques (DGFiP). Ce fichier permet de suivre, sur la période 1993 à 2019, l'ensemble des foyers fiscaux redevables à l'ISF. Cette base permet ainsi d'étudier une période très vaste du paiement d'ISF, et donc d'analyser sur longue période les réformes successives ayant modifié les règles de taux et d'assiette de la fiscalité du patrimoine.

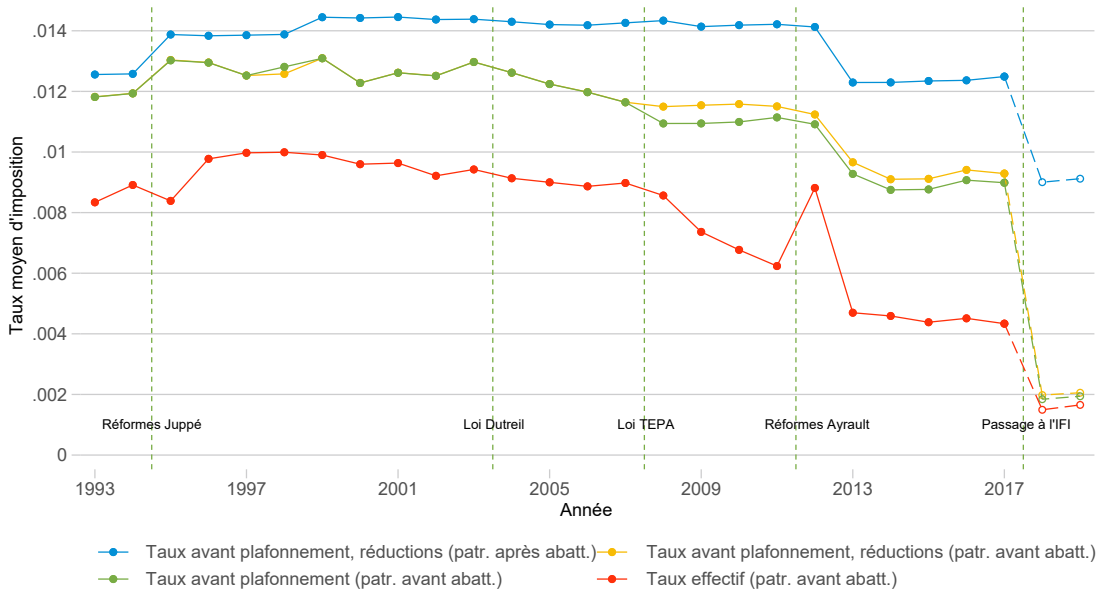
1.3 Taux effectifs d'imposition et composition des patrimoines

Avec ces données fiscales, les taux effectifs d'imposition à l'ISF, c'est-à-dire le ratio entre l'impôt effectivement payé et le patrimoine. Cela nous permet de suivre l'évolution des réformes de l'ISF sur la pression fiscale des contribuables, et d'isoler en particulier les ménages dont le patrimoine est investi dans le capital d'entreprises.

Taux effectif d'imposition moyen. Le graphique 1.1 présente l'évolution des taux d'imposition à l'ISF, c'est-à-dire de l'impôt sur le patrimoine divisé par la base de cet impôt, en faisant varier la base retenue. La courbe rouge trace la moyenne sur la période 1993-2018 du taux effectif, c'est-à-dire de l'impôt effectivement payé une fois le plafonnement et les diverses réductions appliquées, divisé par le patrimoine effectivement déclaré, sans prendre en compte les abattements s'appliquant sur ce patrimoine. Il faut noter que le patrimoine retenu n'inclut jamais ici le patrimoine professionnel (impliquant un rôle de direction dans l'entreprise) puisque celui-ci n'a pas à être déclaré – le vrai taux effectif rapporté au patrimoine total

n'est donc pas connu. La courbe bleue retrace au cours de la période un taux moyen d'imposition à l'ISF similaire, mais en retenant le patrimoine après abattements, c'est-à-dire un dénominateur plus faible, et l'impôt dû avant application des réductions et du plafonnement, c'est-à-dire un numérateur mécaniquement plus élevé.

FIGURE 1.1 – Taux effectif d'imposition (montant dû rapporté au patrimoine) et principales réformes de la fiscalité du patrimoine entre 1993 et 2018



NOTE : Échantillon composé des patrimoines avant abattements supérieurs à 10 millions d'euros constants de décembre 2019, pondéré par la taille du patrimoine avant abattements. Pour 2018 et 2019, seuls sont inclus les ménages déjà présents en 2017 et le patrimoine avant abattements est celui mesuré en 2017.
SOURCES : Panel ISF long, DGFiP.

La courbe bleue du graphique 1.1, représentant le taux avant plafonnements et réductions sur le patrimoine après abattements, permet de mettre en évidence l'effet des réformes successives induisant des changements soit par le plafonnement ou les réductions, soit par les abattements disponibles. On voit ainsi au début de la période l'ensemble des courbes augmenter avec les hausses d'imposition du gouvernement Juppé (cotisation de 10 % et limitation du plafonnement), ainsi qu'avec la création d'une tranche supérieure de l'ISF en 1999. Dans les années 2000, on voit

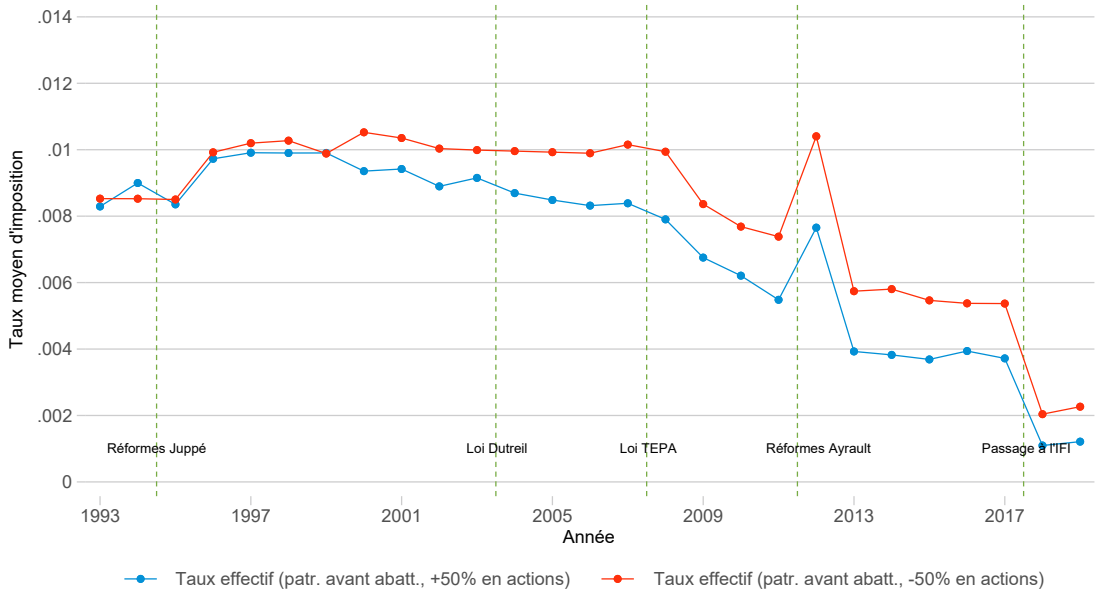
l'écart se creuser entre la courbe bleue et la courbe jaune, représentant le même taux moyen mais retenant le patrimoine avant abattements au dénominateur, avec l'introduction des « pactes Dutreil », qui introduisent d'importants abattements sous condition de conservation des parts détenues. Un second décrochage s'opère autour de l'introduction de la loi TEPA en 2008, cette fois entre la courbe jaune et la courbe verte, qui retient au numérateur l'impôt payé une fois les réductions appliquées, de même que sur la courbe rouge en comparaison aux autres courbes, ce qui reflète le plafonnement plus important associé au « bouclier fiscal ». L'introduction de la CEF en 2012, non plafonnée, conduit à une forte hausse du taux effectif d'imposition (courbe rouge) sans modification des taux statutaires ou des réductions [14]. En 2013, l'ensemble des courbes baissent sous l'effet de la baisse des taux du barème. Enfin, le passage à l'IFI en 2018 génère des baisses marquées, mais non différenciées, entre les taux moyens représentés.

Taux effectif d'imposition selon la composition du patrimoine. Le graphique 1.2 illustre plus avant le mécanisme à l'oeuvre avec l'introduction des « pactes Dutreil ». En distinguant les patrimoines composés en majorité d'actions (en bleu) des autres (en rouge), on observe que le taux effectif pour le premier groupe baisse de manière marquée suite à l'introduction des « pactes Dutreil » tandis que celui du premier groupe reste très stable sur la période. Ceci est confirmé par le graphique 1.3, qui représente en ordonnée le ratio entre patrimoine après et avant abattements. On observe ainsi une divergence progressive de ce ratio pour les patrimoines très intensifs en actions relativement à ceux peu intensifs, pour lesquels le ratio reste très proche de 1. Avant le passage à l'IFI, les abattements liés aux « pactes Dutreil » réduisaient en moyenne de 30 % le patrimoine imposable lorsque celui-ci était composé à au moins 50 % d'actions (et supérieur à 10M €,

14. L'échantillon étant composé de foyers fiscaux avec des patrimoines supérieurs à 10 millions d'euros, l'impact de la suppression temporaire du plafonnement est plus marqué que pour les taux moyens pour l'ensemble des contribuables.

comme pour l'ensemble des graphiques de cette section).

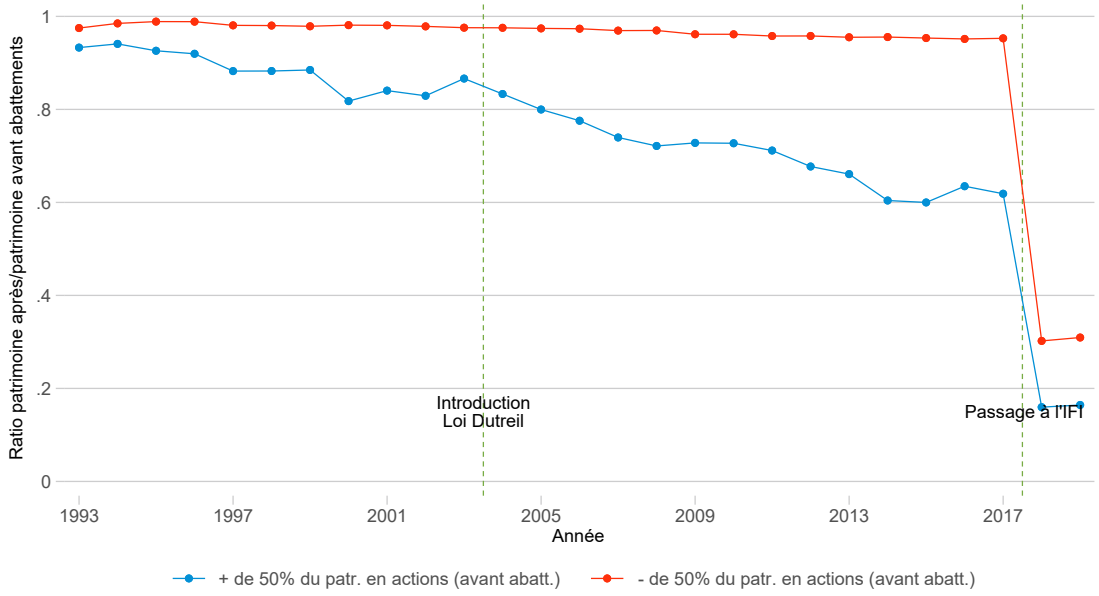
FIGURE 1.2 – Taux effectif d'imposition au cours du temps en fonction de la composition du patrimoine



NOTE : Échantillon composé des patrimoines avant abattements supérieurs à 10 millions d'euros constants de décembre 2019, pondéré par la taille du patrimoine avant abattements. Pour 2018 et 2019, seuls sont inclus les ménages déjà présents en 2017 et le patrimoine avant abattements est celui mesuré en 2017.

SOURCES : Panel ISF long, DGFiP.

FIGURE 1.3 – Impact des abattements sur le patrimoine imposable en fonction de la composition du patrimoine



NOTE : Échantillon composé des patrimoines avant abattements supérieurs à 10 millions d'euros constants de décembre 2019, pondéré par la taille du patrimoine avant abattements. Pour 2018 et 2019, seuls sont inclus les ménages déjà présents en 2017 et le patrimoine avant abattements est celui mesuré en 2017.

SOURCES : Panel ISF long, DGFiP.

Chapitre 2

Impact de l'ISF sur la distribution de dividendes des entreprises

Ce chapitre s'intéresse aux effets de l'ISF sur la distribution de dividendes des entreprises. Un des arguments avancés à l'encontre d'un impôt sur le patrimoine en action est le fait qu'il engendrerait une politique de distribution importante de dividendes afin de permettre aux actionnaires principaux de s'acquitter de l'impôt. Ce faisant, l'ISF aurait pour effet de réduire les marges de manœuvre des entreprises pour investir ou rémunérer ses salariés [1].

Le chapitre vise à tester cette hypothèse en étudiant la transformation de l'Impôt de solidarité sur la fortune (ISF) en Impôt sur la fortune immobilière (IFI). L'objectif est de comparer des foyers fiscaux qui diffèrent selon le degré de contrôle sur l'entreprise, et donc sur leur capacité à influer sur la politique de distribution de dividendes.

1. Cette position est par exemple exprimée par les représentants du Mouvement des entreprises de taille intermédiaire (METI) auditionnés par le comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital (France Stratégie, 2019, page 163).

2.1 Données et méthodologie

Données. Les données utilisées dans ce chapitre sont les données fiscales collectées par la DGFiP à partir des déclarations d'impôt sur le revenu (données POTE) et les déclarations ISF-IFI pour la période 2013 à 2018. Des identifiants anonymisés permettent d'apparier les deux sources de données et de suivre les foyers fiscaux dans le temps. Afin de définir les rôles détenus par les redevables dans l'entreprise, nous utilisons à la fois des informations contenues dans la déclaration ISF détaillée (issue du formulaire 2725) et la déclaration d'IR (formulaire 2042). Compte tenu du passage au prélèvement à la source de l'impôt sur le revenu et de l'existence d'une année blanche, des informations particulières relatives à la réception de revenus issus de sociétés contrôlées par les redevables ont été ajoutées à la déclaration [2].

Ces informations nous permettent de construire six groupes de contribuables, parmi ceux qui avaient rempli une déclaration ISF détaillée avant 2017. Nous n'incluons en effet pas les contribuables qui n'étaient pas suffisamment fortunés avant 2017 pour avoir à remplir ce type de déclaration. Ces derniers sont en effet trop peu susceptibles d'être affectés par la suppression de l'ISF ou même d'avoir des caractéristiques comparables en termes de revenu et de patrimoine à ceux qui sont affectés par cette réforme.

Définition des groupes de contribuables selon leur degré de contrôle des entreprises. Les informations fiscales détaillées nous permettent de repérer un groupe de redevables ISF ayant un contrôle sur une entreprise leur versant des salaires depuis au moins 2017, donc antérieurement à la transformation de l'ISF en IFI. Ce groupe de redevables ISF est tout particulièrement intéressant : il est composé de dirigeants et gérants qui possèdent une part suffisamment élevée du capital de leur entreprise pour la contrôler (suivant les règles de l'IR, il faut être le plus gros actionnaire, avec au moins 33 % des droits de vote). Il s'agit là des ménages

2. Cases 1AN, 1BN, 1GN, 1HN, 1GB, 1HB, 1AV, 1BV, 1GV, 1HV.

qui ont le plus d'influence sur la politique de dividendes des entreprises dont ils possèdent des actions, et forment donc un groupe libellé à « fort contrôle ».

Un autre ensemble de ménages susceptibles d'être affectés de manière spécifique par la transformation de l'ISF en IFI est celui des contribuables ayant signé des pactes d'actionnaires dits « pactes Dutreil ». En effet, les valeurs mobilières couvertes par ces pactes sont visées à la case CB du formulaire de déclaration complète d'ISF 2725 car elles sont déduites à 75 % de leur valeur de l'assiette de calcul de l'ISF. Le pacte d'actionnaires donne à ces contribuables un statut intermédiaire en termes de contrôle de l'entreprise : ils n'en ont pas formellement le contrôle (puisque nous en excluons ceux qui dirigent et possèdent une majorité du capital), mais appartiennent généralement à la famille possédant l'entreprise, et peuvent donc convaincre les dirigeants de verser des dividendes pour payer l'ISF. C'est pourquoi nous libellerons ce groupe de contribuables comme à « contrôle modéré ».

Le dernier ensemble de redevables à l'ISF que nous retenons sont simplement ceux qui n'appartiennent à aucun des deux groupes pré-cités, et qui n'ont donc ni reçu de salaires de sociétés qu'ils contrôlaient en 2017, ni signé un pacte de conservation de parts « Dutreil ». Ce groupe est supposé disposer d'un contrôle très faible sur les parts éventuelles de sociétés qu'il détient, et être donc peu susceptible de contrôler la politique de distribution de dividendes, même lorsqu'il détient un patrimoine financier important.

Méthodologie. Une grande difficulté d'identification de l'impact de la réforme de l'IFI provient du fait qu'elle a été mise en place en même temps que l'introduction du prélèvement fiscal unique (PFU) qui touche aussi des redevables fortunés pouvant influencer la politique de dividendes des entreprises, à ceci près que la réforme du PFU donne une incitation à augmenter les dividendes quand celle de l'IFI incite au contraire à les diminuer.

Pour distinguer au mieux ces deux réformes, nous divisons notre échantillon en deux parties, suivant que les contribuables avaient en 2012 opté pour le prélèvement forfaitaire libératoire (PFL) ou non. L'hypothèse est que le choix du PFL révèle une préférence persistante des ménages pour la "*flat tax*" ; par exemple parce qu'ils perçoivent des revenus élevés hors dividendes qui les placent en haut du barème de l'IR. Pour révéler l'impact de l'IFI, nous étudierons donc systématiquement l'évolution des trois groupes conditionnellement à la préférence affichée des ménages pour le PFU.

Statistiques descriptives. Avant d'étudier la dynamique de ces différents groupes de contribuables autour de la réforme de l'IFI, nous présentons dans le Tableau 2.1 un ensemble de statistiques descriptives pour chacun de ces groupes, mesurées lors de l'année 2017, c'est-à-dire lors du dernier exercice fiscal avant la réforme.

TABLEAU 2.1 – Statistiques descriptives

Panel A : Ménages au barème en 2012

	Fort contrôle				Contrôle modéré				Pas de contrôle			
Variable	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90
Actifs nets (k €)	5,571.91	2,640.79	3,643.00	8,777.87	6,231.05	2,780.83	3,893.78	10,658.00	4,850.43	2,639.50	3,522.16	7,351.04
ISF payé (k €)	24.71	0.00	15.14	52.39	35.06	0.61	18.46	74.77	21.58	0.00	14.68	45.20
Salaires (k €)	128.09	10.14	75.00	294.95	63.15	0.00	0.00	155.53	43.32	0.00	0.00	92.51
Dividendes (k €)	51.86	0.00	1.19	121.43	103.13	0.01	17.38	262.87	20.57	0.00	1.02	43.44
Dividendes sur Actif Net (%)	0.93	0.00	0.03	2.93	1.45	0.00	0.41	4.17	0.37	0.00	0.03	1.00
Dividendes sur ISF	4.47	0.00	0.09	8.82	5.54	0.00	1.06	11.72	1.71	0.00	0.07	2.45
Nombre de ménages	5721				3384				71263			

Panel B : Ménages au PFL en 2012

	Fort contrôle				Contrôle modéré				Pas de contrôle			
Variable	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90
Actifs nets (k €)	7,025.51	2,749.83	4,173.24	11,856.11	9,459.22	3,046.39	5,494.57	18,433.54	6,899.12	2,759.86	4,324.21	11,409.79
ISF payé (k €)	48.68	0.00	18.42	80.21	74.25	6.24	32.36	164.25	36.90	0.00	18.33	78.95
Salaires (k €)	206.88	26.36	145.46	415.40	91.68	0.00	0.00	262.83	101.86	0.00	0.00	256.57
Dividendes (k €)	198.35	0.00	30.33	490.88	308.49	0.14	88.32	780.24	123.21	0.00	6.23	278.15
Dividendes sur Actif Net (%)	2.59	0.00	0.63	9.83	2.83	0.00	1.54	8.45	1.47	0.00	0.12	5.20
Dividendes sur ISF	9.48	0.00	1.38	27.78	7.23	0.01	2.53	18.08	5.13	0.00	0.31	12.48
Nombre de ménages	2925				1035				9436			

NOTE : Ce tableau présente des statistiques descriptives pour l'année 2017 concernant le patrimoine et le revenus de trois groupes de ménages : (1) Fort contrôle : les ménages qui disposent vraisemblablement d'un fort contrôle sur l'entreprise dont ils détiennent des parts car ils en sont le principal actionnaire avec au moins 33 % des droits de votes, (2) Contrôle modéré : les ménages qui disposent d'un contrôle modéré de leur entreprise tel qu'indiqué par la souscription d'un pacte Dutreil, (2) Pas de contrôle : les ménages ne rentrant dans aucune des deux catégories précitées et qui sont peu susceptibles d'être en mesure de contrôler les décisions des entreprises dont ils détiennent des parts – notamment en matière de politique de distribution. Chacun de ces trois groupes est présenté selon que les ménages souscrivaient (Panel A) ou pas (Panel B) au PFL en 2012. L'ensemble des variables est reporté en milliers d'euros courants à l'exception du rapport Dividendes sur ISF qui est un ratio winsorisé au 1er et 99ème percentile.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2013-2018, DGFiP.

Ces statistiques révèlent tout d'abord que les ménages de notre échantillon ont un patrimoine en moyenne plus élevé que le contribuable ISF moyen. Ceci s'explique par les deux conditions pour faire partie de l'échantillon : i) avoir rempli

une déclaration ISF en 2017, ii) avoir disposé d'un patrimoine taxable supérieur à 2,57 millions d'euros (et donc avoir rempli une déclaration ISF détaillée) au moins une fois entre 2014 et 2017, et iii) avoir reçu des dividendes au moins une fois avant 2017. C'est ce qui explique que le patrimoine taxable moyen se situe entre 5 et 9 millions d'euros dans chacun des groupes, alors même que le patrimoine taxable est mesuré après de nombreux abattements sur la valeur du patrimoine réel.

Le niveau des dividendes reçus avant la réforme diffère considérablement selon le fait d'avoir opté ou non pour le PFL en 2012 : ceux qui optaient pour le PFL alors reçoivent en 2017 un niveau de dividendes entre 3 et 6 fois plus élevé en moyenne que ceux qui n'avaient pas opté pour le PFL. Ces derniers sont en effet par définition des contribuables qui recevaient peu ou pas de dividendes en 2012, or le niveau et la structure des revenus d'un ménage sont naturellement assez persistants sur une période de cinq ans.

Enfin, l'analyse révèle que le taux de couverture de l'ISF par les dividendes, qui mesure la capacité à payer son ISF grâce à ses seuls dividendes, est très hétérogène : dans chaque catégorie, l'écart entre le premier et le dernier décile est très élevé, ce qui reflète le fait que de nombreux ménages ne perçoivent aucun dividende. C'est particulièrement le cas pour les catégories à fort contrôle et sans contrôle, qui sont plus susceptibles d'être salariés et de pouvoir payer l'ISF grâce à leurs revenus hors dividendes. Les ménages « Dutreil » ont des revenus salariés beaucoup moins élevés et devaient donc compter sur les dividendes pour payer leur ISF. On s'attend donc à ce que ce groupe de ménages soit particulièrement susceptible de diminuer ses dividendes après la suppression de l'ISF.

Dans les sections qui suivent, nous suivrons pour chacun de ces trois groupes deux ensembles de comportement fiscal et économique. Tout d'abord, nous vérifierons qu'en première étape ces contribuables ont vu leur impôts sur la fortune effectivement payés substantiellement baisser suite à transformation de l'ISF en IFI. Ensuite, à travers le contrôle différent dont ils disposent sur l'entreprise, le

comportement de ces groupes en termes de perception de dividendes autour de la réforme nous permet d'analyser dans quelle mesure l'existence d'un impôt sur le patrimoine pouvait amener à une extraction excessive des ressources de l'entreprise pour s'acquitter des sommes dues avant la réforme.

2.2 Effets sur le patrimoine imposable et l'ISF payé

Cette section s'intéresse aux effets de la transformation de l'ISF en IFI sur le patrimoine déclaré et l'impôt payé par les trois groupes de redevables pré-cités.

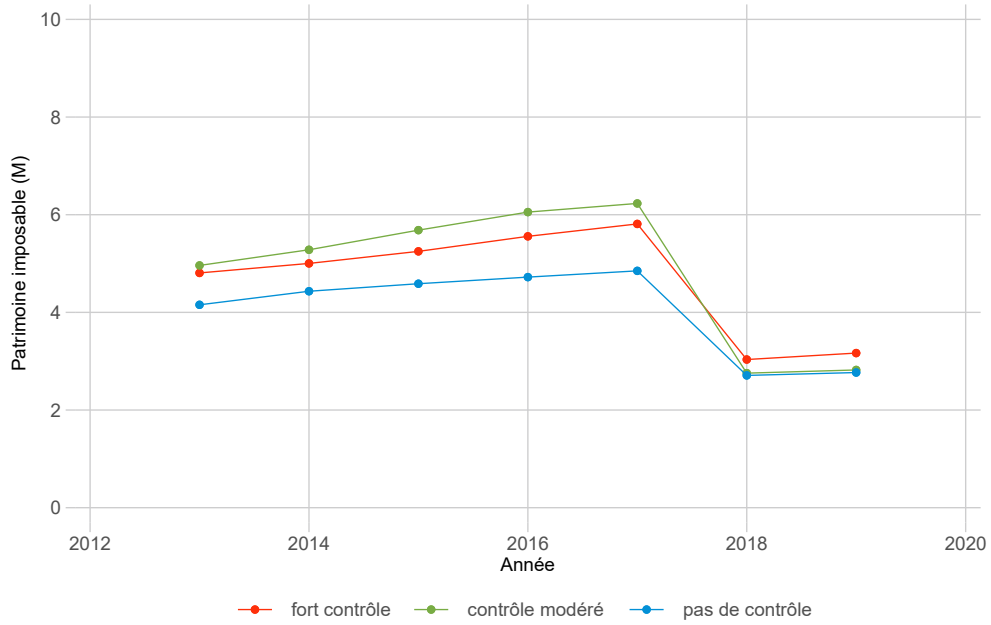
Le graphique 2.1 montre le montant moyen (en millions d'euros) de patrimoine taxable déclaré par les foyers fiscaux étudiés en fonction de leur groupe d'appartenance. Le panel (a) se limite aux foyers fiscaux n'ayant pas opté pour le PLF en 2012, quand le panel (b) montre au contraire l'évolution pour les foyers fiscaux ayant opté pour le PFL en 2012. Ces deux graphiques montrent une baisse du patrimoine imposable d'environ 50 % pour l'ensemble des groupes, correspondant à l'exonération de la partie mobilière des patrimoines induite par le passage de l'ISF à l'IFI. Compte tenu du fait que les patrimoines financiers bénéficiaient déjà de nombreux abattements avant 2017, une telle baisse ne s'explique que parce que les ménages considérés ont des patrimoines principalement composés d'actifs financiers (Bach et al., 2020).

Le graphique 2.2 présente le montant moyen d'impôt sur la fortune (ISF ou IFI) acquitté par les redevables des différents groupes suivant qu'ils avaient opté pour le PFL en 2012 (panel (b)) ou non (panel (a)). Assez logiquement compte tenu de la convergence de leurs patrimoines imposables, l'impôt dû en moyenne s'effondre également en 2018, d'environ 80 %. Il baisse même plus nettement que la base taxable car le barème progressif est resté inchangé. Il s'agit aussi de larges baisses en montant absolu, jusqu'à 60 000 € pour les actionnaires "Dutreil" qui avaient choisi le PFL en 2012, qui sont susceptibles de faire évoluer les besoins en

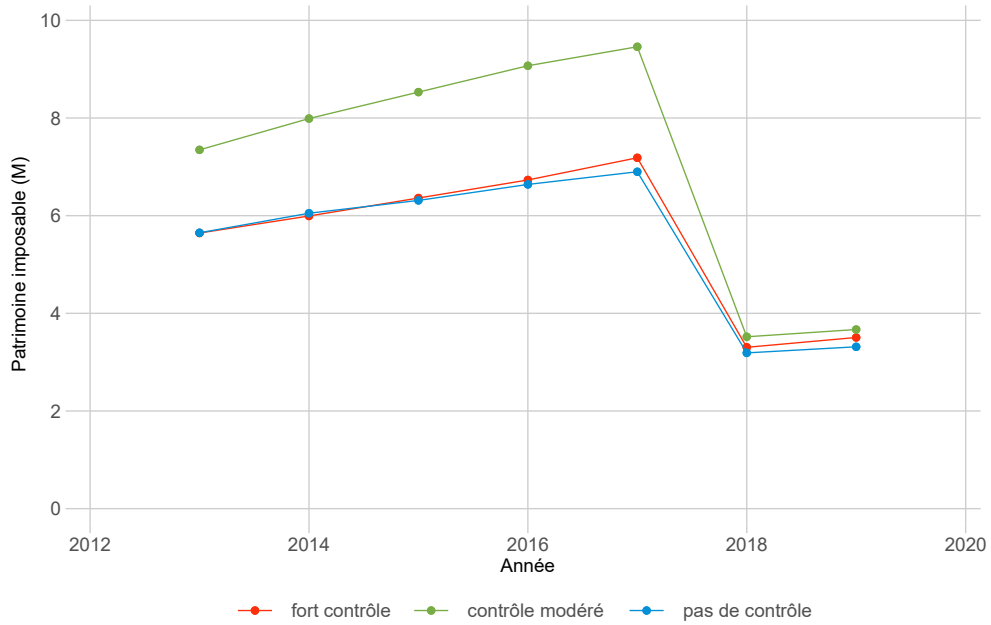
dividendes générés par la fiscalité. C'est précisément ce que nous vérifions dans la section suivante. On observe dans la figure 2.2a une baisse beaucoup plus modérée de l'impôt payé pour les redevables qui avaient choisi le barème en 2012.

FIGURE 2.1 – Patrimoine imposable déclaré et contrôle sur l'entreprise

(a) Foyers n'ayant pas opté pour le PFL en 2012



(b) Foyers ayant opté pour le PFL en 2012

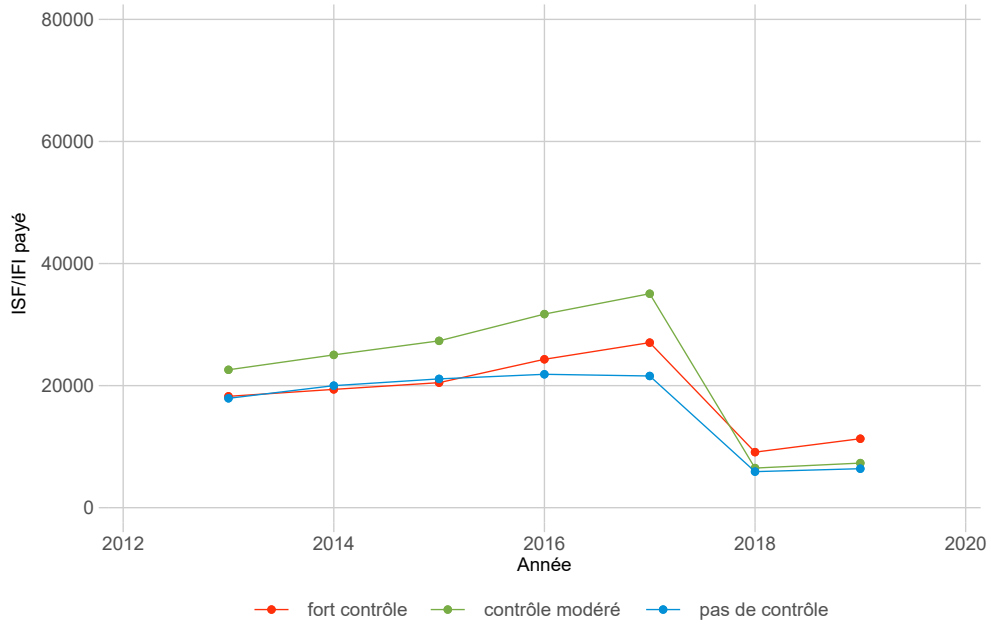


NOTES : Ce graphique présente l'actif net taxable moyen pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant contrôlant son entreprise (Fort contrôle, ligne rouge), pour les foyers fiscaux signataires d'un pacte Dutreil n'incluant pas de dirigeant (Contrôle modéré, ligne verte), et pour les autres redevables de l'ISF (Pas de contrôle, ligne bleue). Le panel (a) n'inclut que des foyers fiscaux n'ayant pas opté pour le prélèvement forfaitaire libératoire en 2012, et le panel (b) uniquement des foyers fiscaux au PFL en 2012.

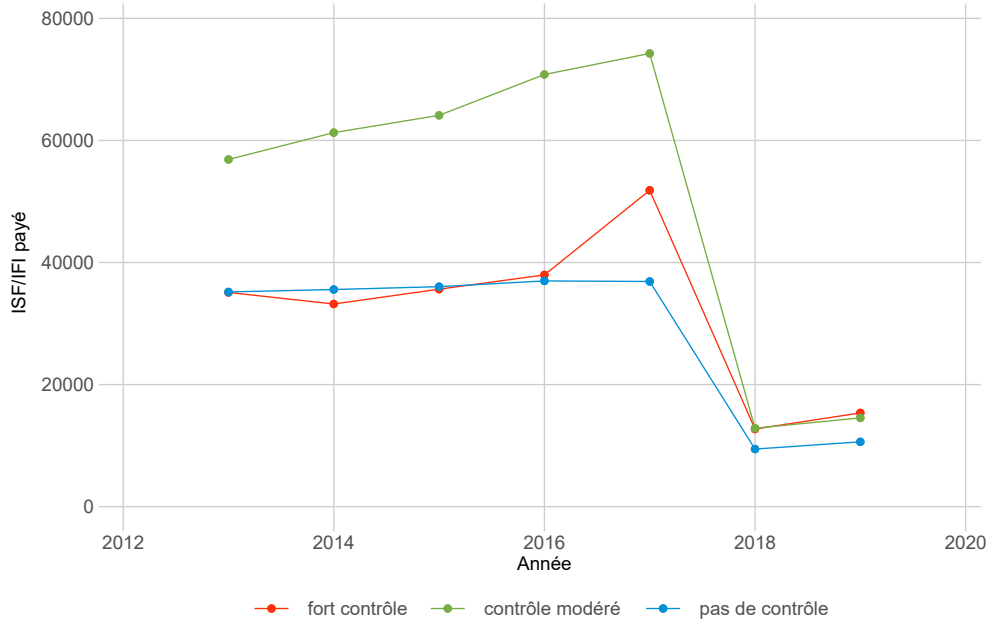
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2013-2018, DGFiP.

FIGURE 2.2 – ISF/IFI payé et contrôle sur l'entreprise

(a) Foyers n'ayant pas opté pour le PFL en 2012



(b) Foyers ayant opté pour le PFL en 2012



NOTES : Ce graphique présente le montant moyen d'ISF payé par les foyers fiscaux incluant un dirigeant contrôlant son entreprise (Fort contrôle, ligne rouge), les foyers fiscaux signataires d'un pacte Dutreil n'incluant pas de dirigeant (Contrôle modéré, ligne verte), et les autres redevables de l'ISF (Pas de contrôle, ligne bleue). Le panel (a) n'inclut que des foyers fiscaux n'ayant pas opté pour le prélèvement forfaitaire libératoire en 2012, et le panel (b) uniquement des foyers fiscaux au PFL en 2012.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2013-2018, DGFiP.

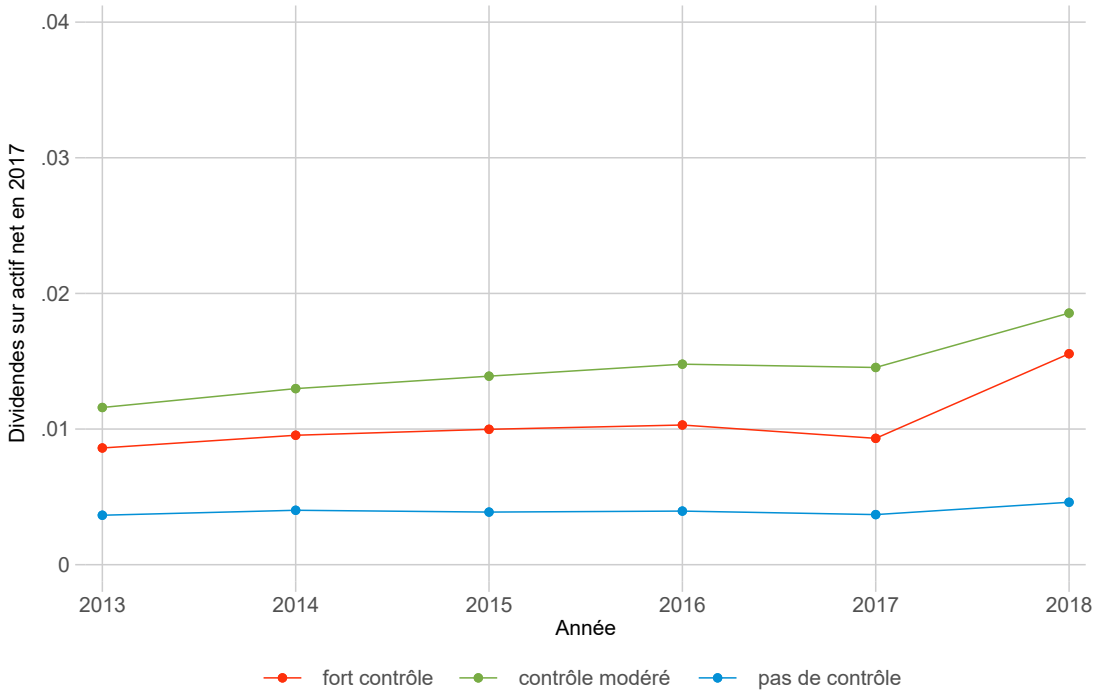
2.3 Charge de l'ISF et paiement de dividendes

Une question classique relative à la présence d'un impôt sur le patrimoine sur les détenteurs d'entreprises est en effet de savoir dans quelle mesure cet impôt pouvait peser négativement sur les entreprises en incitant leurs détenteurs à extraire des montants de dividendes démesurés pour être en mesure de s'acquitter de leurs impôts. Si un tel mécanisme était à l'œuvre à cause de l'ISF, il devrait s'observer dans notre contexte de la manière suivante : les redevables ayant un plus fort contrôle sur une entreprise auraient dû baisser leurs montants de dividendes reçus. Les foyers sans contrôle n'ont, en revanche, aucune capacité à baisser les flux de dividendes leur parvenant hormis des réallocations de portefeuille qui peuvent être coûteuses et ne pas être souhaitables d'un point de vue gestionnaire.

Nous choisissons dans cette partie d'étudier l'évolution du ratio des dividendes reçus par le ménage sur le montant des actifs nets en 2017, winsorisé à 1% pour limiter l'influence d'éventuelles valeurs aberrantes. Si l'impôt à payer diminue et les dividendes servent à couvrir cet impôt, nous nous attendons en effet à voir ce ratio diminuer nettement après une baisse de 80 % de l'impôt sur la fortune à payer. Compte tenu de la présence concomitante du PFU, il est essentiel de commenter séparément les évolutions suivant le degré de préférence pour une *flat tax* sur les dividendes affiché en 2012.

La figure 2.3 porte sur les ménages qui n'étaient pas au PFL en 2012. Le groupe des actionnaires "Dutreil", qui, en 2017, utilisait le plus les dividendes pour payer son ISF et était donc le plus susceptible de changer son comportement avec l'IFI, voit son ratio dividendes sur actifs augmenter en 2018 de 0,4 points de pourcentage. Le groupe des actionnaires sans contrôle présente une évolution plutôt plate des dividendes reçus en 2018, avec une augmentation de seulement 0,1 points de pourcentage. Les deux groupes ont un comportement de perception de dividendes qui suit une trajectoire assez parallèle avant 2018. Le troisième groupe, à

FIGURE 2.3 – Dividendes perçus sur actif net en 2017 (Pas de PFL en 2012)

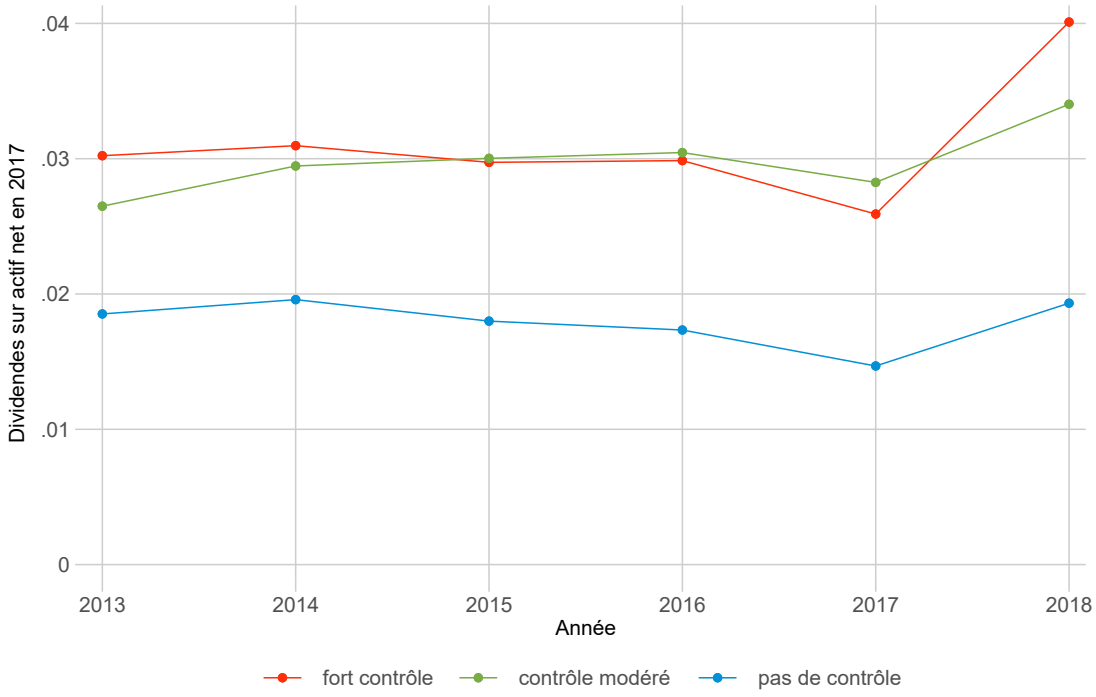


NOTE : Ce graphique présente les dividendes perçus rapportés à l'actif net après abattements en 2017 pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant contrôlant son entreprise (Fort contrôle, ligne rouge), les foyers fiscaux signataires d'un pacte Dutreil n'incluant pas de dirigeant (Contrôle modéré, ligne verte), et les autres redevables de l'ISF (Pas de contrôle, ligne bleue). L'échantillon n'inclut que des foyers fiscaux ayant opté pour le barème en 2012.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2013-2018, DGFiP.

fort contrôle, montre quant à lui une hausse légèrement plus significative du ratio de dividendes sur actifs nets, de 0,6 points. Toutefois, s'agissant d'un groupe qui détient autant de contrôle sur la politique de dividendes et dont les membres sont susceptibles d'être plus sensibles à l'impôt sur le revenu (et donc à la *flat tax*), on ne peut écarter qu'il s'agit là de l'effet du PFU.

La même analyse faite maintenant sur l'échantillon des ménages qui avaient opté pour le PFL en 2012 révèle en effet un impact très fort du PFU sur la politique de dividendes : quel que soit le niveau de contrôle observé, le ratio de dividendes sur l'actif net en 2017 augmente significativement et ce d'autant plus que le contrôle sur les dividendes est élevé : +1,4 points chez les dirigeants actionnaires,

FIGURE 2.4 – Dividendes perçus sur actif net en 2017 (PFL en 2012)



NOTE : Ce graphique présente les dividendes perçus rapportés à l'actif net en 2017 pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant contrôlant son entreprise (Fort contrôle, ligne rouge), les foyers fiscaux signataires d'un pacte Dutreil n'incluant pas de dirigeant (Contrôle modéré, ligne verte), et les autres redevables de l'ISF (Pas de contrôle, ligne bleue). L'échantillon n'inclut que des foyers fiscaux ayant opté pour le PFL en 2012.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2013-2018, DGFiP.

+0,6 points chez les actionnaires Dutreil, et +0,5 points chez les autres redevables ISF. La comparaison avec le graphique précédent révèle un effet causal très fort et à la hausse de l'introduction du PFU (déjà mis en évidence par Bach et al. (2019)). A contrario, le fait que parmi les redevables sensibles à la *flat tax*, ou parmi ceux qui n'y sont pas sensibles, on n'observe pas que les actionnaires disposant de plus de contrôle augmentent leurs dividendes moins que les autres suggère que l'effet d'extraction de liquidités de l'ISF devait être faible, à tout le moins largement dominé par les effets du PFU.

En guise de conclusion provisoire de ce chapitre, nous n'avons pas mis en évidence d'effets de baisse du versement de dividendes suite à la baisse de l'ISF pour

les ménages les plus susceptibles de dépendre du versement de dividendes pour payer le montant d'ISF. Cette absence d'effets négatifs sur les dividendes versés peut être en partie cachée par la réforme concomitante du PFU, dont les effets attendus, et mesurés, sont au contraire d'augmenter les versements de dividendes.

CHAPITRE 3

CESSIONS DE PME ET ISF

Ce chapitre s'intéresse aux cessions de PME comme mécanisme illustratif des diverses exonérations d'ISF dont faisaient l'objet les actions détenues dans des entreprises à capital fermé, et comme une mesure de l'effet de la détention d'un patrimoine taxable à l'ISF sur les choix d'investissement et de localisation des vendeurs.

3.1 Données et méthodologie

Afin de mettre en évidence les effets de la cession de PME sur le paiement d'ISF et les réponses comportementales engendrées, nous faisons usage du panel POTE – ISF/IFI sur la période 2006-2018. En effet, deux types de cessions de PME sont identifiables dans ces données car elles donnent droit à des abattements spécifiques sur les plus-values engendrées par la cession. D'une part, depuis 2006, les plus-values de cession liées au départ à la retraite du dirigeant d'une PME bénéficient d'un abattement fixe de 500 000 € et d'une exonération du reliquat pouvant aller jusqu'à 85 % du montant de cette plus-value. Ces plus-values déclarées via la case 3VA de la déclaration 2042 nous permettent donc d'observer ces événements. D'autre part, depuis 2013, les cessions réalisées par des investisseurs de

long-terme dans des PME de moins de 10 ans bénéficient d'un abattement renforcé sur les plus-values réalisées (case 3SL). Parce que cet abattement a été mis en place suite au mouvement des entrepreneurs « pigeons », nous désignerons par la suite ces cessions comme des cessions de dirigeants « pigeons », tandis que le premier groupe sera désigné comme celui des cessions de dirigeants retraités. En utilisant l'appariement entre panel POTE (impôt sur le revenu) et panel ISF/IFI, nous pouvons ensuite mesurer les variations de patrimoine déclaré, d'impôt payé et de choix de résidence induites par ces deux types de cessions de PME.

La cession d'une PME est en effet susceptible d'avoir d'importantes conséquences en termes d'imposition du patrimoine. Avant la vente, le statut de dirigeant ou celui de souscripteur à une PME permettaient d'exonérer totalement les parts possédées dans l'entreprise du paiement de l'ISF. Après la cession en revanche, ces parts sont transformées en liquidités, qui devenaient donc imposables de plein droit à l'ISF. L'événement entraine ainsi une variation potentiellement importante du patrimoine imposable à l'ISF, sans entrainer de variation de la valeur vénale du patrimoine total.

Entre 2006 et 2017, environ 35 000 foyers fiscaux ont bénéficié de l'abattement à l'impôt sur le revenu pour départ à la retraite de dirigeant de PME. Afin de distinguer l'impact propre du changement de nature du patrimoine de l'impact du départ à la retraite sur le patrimoine imposable, l'impôt payé, les choix d'investissement et de résidence, nous comparons ces variables pour les dirigeants nouveaux retraités avec un ensemble large de nouveaux retraités qui n'ont pas bénéficié de l'abattement précité, autour de la date de départ à la retraite. Pour former ce groupe de nouveaux retraités, nous considérons comme année de départ à la retraite l'année où les revenus de retraite du déclarant principal du foyer dépassent 20 % de la somme des salaires, retraites et dividendes de ce déclarant. Afin d'exclure un vaste ensemble de foyers partant à la retraite dont les revenus sont très inférieurs au revenu moyen des dirigeants de PME partant à la retraite, et dont la

probabilité d'être redevables à l'ISF est infime, nous ne retenons dans le groupe de contrôle de nouveaux retraités que ceux dont le revenu fiscal de référence (RFR) est supérieur au premier quartile de RFR du groupe de traitement (les dirigeants de PME nouveaux retraités). On mène ensuite des estimations par différence-de-différences classique, en utilisant comme groupe de traitement les dirigeants de PME partant à la retraite, et comme groupe de contrôle le large groupe de nouveaux retraités décrit ci-dessus, et en comparant ces groupes chaque année avant et après le départ à la retraite.

En ce qui concerne les cessions dites de « pigeons », environ 35 000 foyers fiscaux ont bénéficié de l'abattement correspondant entre 2013 et 2017. Toutefois, contrairement au cas des cessions « retraite », il n'existe pas de groupe identifiable de contribuables qui n'auraient jamais vendu de PME mais qui ressembleraient toutes choses égales par ailleurs aux vendeurs « pigeons ». C'est pourquoi nous menons dans ce cas une stratégie d'identification dite d'étude d'événements échelonnés (*staggered event study*), qui exploite uniquement le fait que les vendeurs « pigeons » cèdent leurs entreprises à des dates différentes. Autrement dit, le comportement d'un vendeur « pigeon » dont la vente a déjà eu lieu est comparé à celui de vendeurs « pigeons » dont la vente n'a pas encore eu lieu. Un inconvénient de cette approche est qu'elle ne permet pas d'étudier l'impact de la vente sur la localisation des contribuables, puisqu'un vendeur est par construction résident fiscal en France avant de vendre son entreprise. Nous utiliserons par ailleurs aussi cette méthode dans le cas des dirigeants retraités pour vérifier qu'elle donne des résultats convergents avec la méthode de différences-en-différences lorsque cette dernière est réalisable.

Nous commençons dans le Tableau 3.1 par présenter quelques statistiques descriptives mesurées pour chaque groupe un an avant l'évènement de retraite et/ou de vente.

L'âge moyen des cédants de PME est relativement élevé puisqu'il se situe à 59

TABLEAU 3.1 – Statistiques descriptives : Cédants et autres jeunes retraités

	Cédants retraités				Cédants pigeons				Autres retraités			
Variable	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90	Moyenne	P10	Médiane	P90
Age du déclarant	59.40	55.00	60.00	65.00	53.54	35.00	53.00	72.00	60.60	56.00	61.00	65.00
Revenu fiscal de référence (k €)	139.81	34.90	95.62	266.29	135.49	23.93	73.93	241.04	108.40	59.40	76.58	158.54
Actifs nets (k €)	440.02	0.00	0.00	1,691.51	483.77	0.00	0.00	1,800.00	284.42	0.00	0.00	1,101.34
ISF payé (k €)	1.71	0.00	0.00	4.10	2.10	0.00	0.00	3.61	1.27	0.00	0.00	0.96
ISF payé > 0	0.18	0.00	0.00	1.00	0.13	0.00	0.00	1.00	0.12	0.00	0.00	1.00
Apports défiscalisés aux PME (k €)	1.42	0.00	0.00	0.00	1.68	0.00	0.00	0.00	0.73	0.00	0.00	0.00
Apports défiscalisés aux PME>0	0.07	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00
Nombre de ménages	30815				35024				599715			

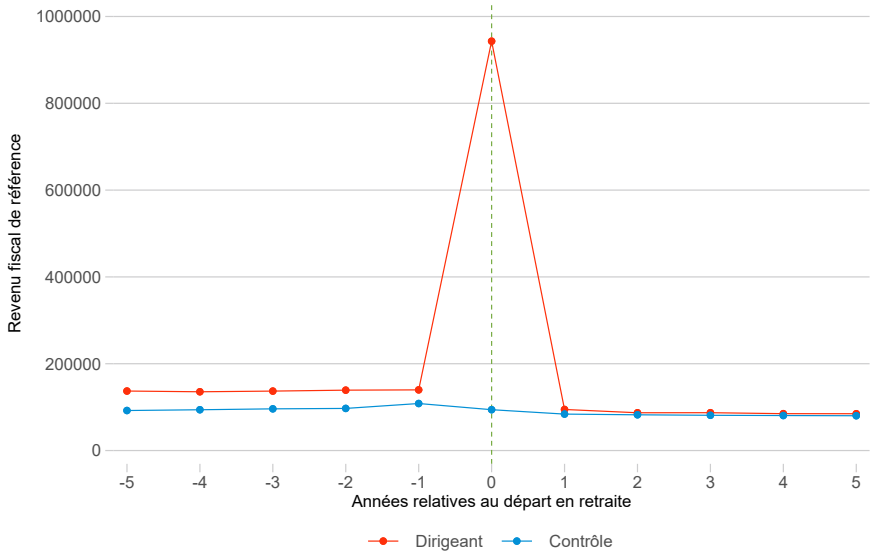
NOTE : Ce tableau présente des statistiques descriptives pour l'année précédant le départ concernant le patrimoine et les revenus de trois groupes de ménages : (1) Cédants retraités : les ménages qui cèdent une PME à l'occasion de leur retraite de dirigeant, (2) Cédants « pigeons » : les ménages qui cèdent des parts investies sur une longue période dans une PME de moins de 10 ans, (3) Autres retraités : les ménages qui partent à la retraite sans être dirigeant tout en disposant d'un RFR avant retraite supérieur au premier quartile de la distribution des revenus des cédants de PME retraités. L'ensemble des variables est reporté en milliers d'euros courants.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

ans pour les cédants retraités et 54 ans pour les cédants « pigeons ». De manière peu surprenante, les « pigeons » sont un peu plus jeunes, mais moins de 10 % d'entre eux vendent leurs parts avant 35 ans. Les deux types de cédants sont aussi très similaires en termes de revenus et de patrimoine taxable à l'ISF. En particulier, environ 15 % d'entre eux environ sont redevables de l'ISF dès avant la vente de leur entreprise. Le groupe de contrôle des retraités non dirigeants est très similaire à celui des dirigeants cédants en termes d'âge mais légèrement moins favorisé en termes de patrimoine imposable et de revenu fiscal de référence (inférieurs d'un tiers). Le support commun entre les deux groupes est toutefois assez large pour ne pas remettre en cause a priori l'hypothèse de tendances communes sous-jacente à notre approche en différence-de-différences.

Avant de se tourner vers les conséquences de la cession de l'entreprise en termes d'impôt payé et les réactions comportementales associées en termes de composition du patrimoine et de choix de résidence, le graphique 3.1 montre l'évolution du revenu des foyers fiscaux des groupes de traitement et de contrôle autour du départ à la retraite, qui correspond pour les groupe de traitement à la réalisation de la plus-value de cession. Ce graphique permet de confirmer l'existence de tendances communes avant le départ à la retraite en termes de revenu entre le groupe de dirigeants et le groupe de contrôle. Il montre également une

hausse considérable du revenu l'année du départ des dirigeants, qui correspond à la cession de leurs parts dans la PME, avec un RFR moyen passant de 150 000 € à 950 000 € en moyenne, soit une multiplication par plus de 6. Les années suivant cette cession, le revenu des dirigeants retombe sensiblement en dessous de sa moyenne pré-départ tandis qu'il est plus stable dans le groupe de contrôle, témoignant potentiellement d'un taux de remplacement plus faible chez les entrepreneurs retraités que parmi les retraités du groupe de contrôle.

FIGURE 3.1 – Évolution moyenne du revenu fiscal de référence autour de l'année de départ en retraite



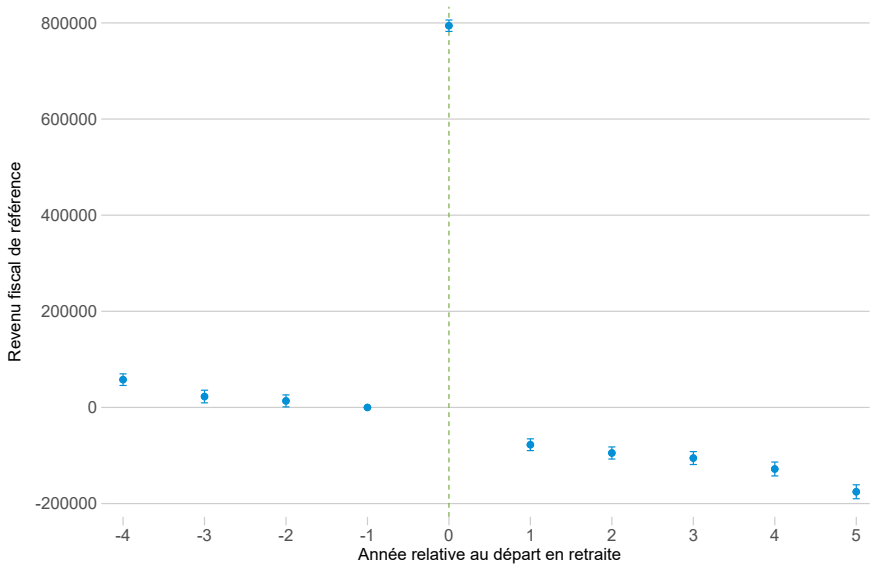
NOTE : Ce graphique présente la moyenne du RFR des foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeants) aux foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

Nous vérifions dans les graphiques suivants que l'impact causal des cessions sur le revenu fiscal est aussi détectable grâce à une approche d'étude d'événements échelonnés (*staggered event study*) [1]. Cette méthode se base sur l'hypothèse que les unités traitées le sont avec une temporalité exogène. On n'utilise alors pas explicitement un groupe de contrôle, mais des pseudo-contrôles que sont les autres individus traités à des dates différentes afin de séparer les effets « année » des ef-

1. Borusyak et Jaravel (2017); Schmidheiny et Siegloch (2019).

fets « année relative au traitement ». Comme cela est nécessaire afin de permettre à cette méthode d'identifier un effet causal cohérent, nous excluons l'année $t-1$ précédant celle du traitement t et regroupons (*bin*) les années inférieures à $t-5$ et supérieures à $t+5$ (Schmidheiny et Siegloch, 2019). Qu'il s'agisse de cédants retraités ou de cédants pigeons, l'impact sur le RFR l'année de la cession est toujours très nettement visible et très similaire à celui que l'on estime avec l'approche en différences-en-différences, ce qui semble valider l'hypothèse d'exogénéité que nous faisons dans cette approche. La figure 3.2 montre ainsi un effet positif sur le RFR des dirigeants partant à la retraite autour de 800 000 € l'année de la cession, soit un résultat très similaire à celui obtenu par différence-de-différences.

FIGURE 3.2 – Revenu fiscal de référence autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet sur le revenu fiscal de référence de la cession d'une PME autour du départ à la retraite d'un dirigeant de PME, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

3.2 Départs à la retraite de dirigeants et ISF

3.2.1 Effets sur le patrimoine imposable et l'ISF payé

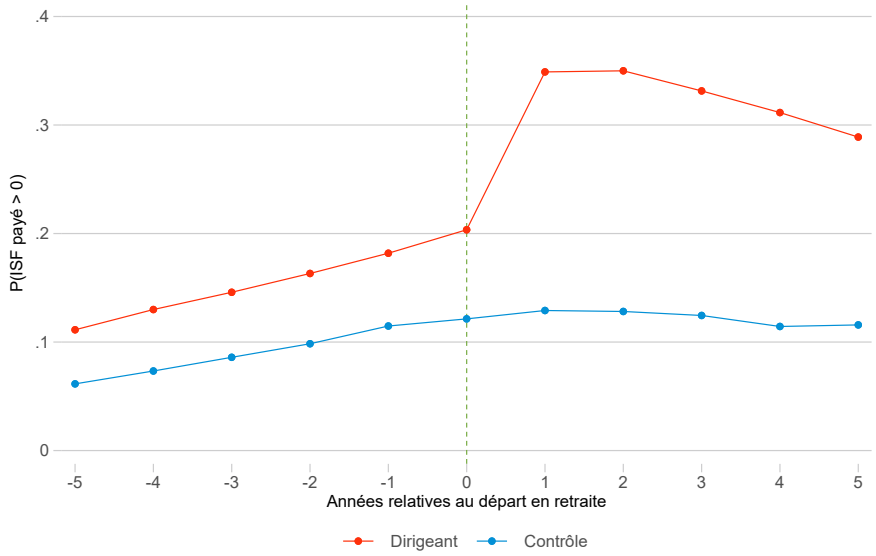
Cette section s'intéresse aux conséquences de la cession de parts dans la PME dont ils étaient dirigeants sur l'imposition sur la fortune de ces nouveaux retraités, en comparaison avec un large groupe de foyers fiscaux dont le déclarant principal part à la retraite.

Le graphique 3.3 montre l'évolution de la probabilité d'être redevable à l'ISF entre le groupe de dirigeants de PME et le groupe de contrôle. Il témoigne d'un niveau légèrement plus élevé chez les dirigeants de PME avant la retraite que parmi le groupe de contrôle, mais d'évolutions très parallèles sur cette période. Une hausse subite de l'ordre de 15 points de pourcentage s'opère ensuite chez les dirigeants de PME l'année du départ à la retraite relativement au groupe de contrôle, chez qui la probabilité d'être imposable à l'ISF demeure très stable autour du départ. Cette différence persiste ensuite sur l'ensemble de la période postérieure au départ à la retraite.

Le graphique 3.4 présente le montant moyen d'ISF acquitté par les foyers incluant un dirigeant de PME et par le groupe de contrôle, autour du départ à la retraite. De manière similaire au graphique 3.3, il montre une croissance du montant moyen payé très similaire entre les deux groupes avant le départ à la retraite, puis une hausse considérable l'année suivant le départ, entrainant une multiplication par trois du montant d'ISF payé. Ce montant atteint en moyenne 6 000 € l'année suivant le départ, et persiste les années suivantes.

Le graphique 3.5 confirme via la méthode des études d'évènements le résultat obtenu par différence-de-différences (graphique 3.3) d'une hausse de probabilité d'être redevable ISF au moment de la retraite des dirigeants de l'ordre de 15 points de pourcentage. De manière similaire, le graphique 3.6 confirme l'estimation don-

FIGURE 3.3 – Probabilité d'être redevable ISF autour de l'année de départ en retraite



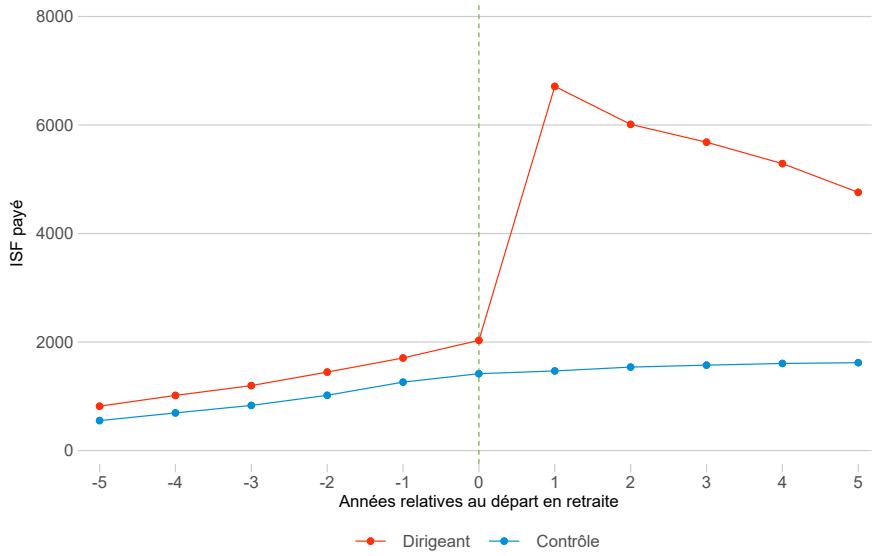
NOTE : Ce graphique présente la probabilité d'être redevable à l'ISF pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeant, ligne rouge) et pour les foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle (Contrôle, ligne bleue), dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

née dans le graphique 3.4 d'une hausse moyenne de 4 000 € du montant d'ISF acquitté par les dirigeants l'année suivant leur départ.

Ces estimations permettent également plus simplement de décomposer les effets en fonction, par exemple, du montant de la plus-value déclarée lors de la cession [2]. Ainsi, un seuil naturel est celui de 1,3 million d'euros de plus-value qui, dans le cas d'un patrimoine net nul au moment de la cession, devrait mécaniquement rendre redevables à l'ISF les dirigeants partant à la retraite. Cette approximation est imparfaite, d'une part car la plus-value ne reflète pas nécessairement le montant de la vente, qui est ce qui fait varier le patrimoine imposable, et d'autre part car le patrimoine net peut être très différent du patrimoine brut si le foyer

2. Cette information n'est malheureusement pas disponible dans la déclaration 2042 pour les cédants « pigeons », donc l'analyse qui suite ne porte que sur les cessions de retraités.

FIGURE 3.4 – Montant moyen d'ISF payé autour de l'année de départ en retraite

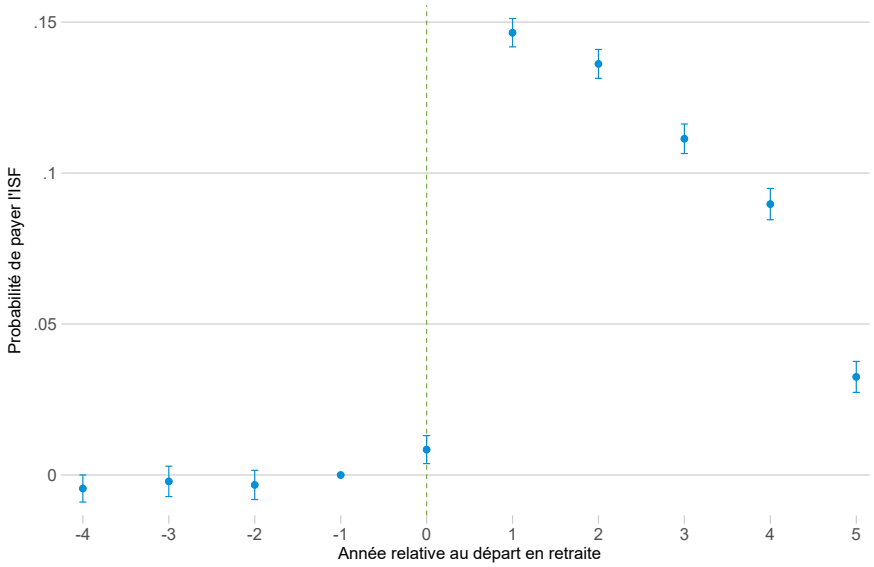


NOTE : Ce graphique présente le montant d'ISF acquitté par les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeant, ligne rouge), et par les foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle (Contrôle, ligne bleue), dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

est très endetté. Le graphique 3.7 montre néanmoins une hausse beaucoup plus forte, supérieure à 25 points de pourcentage, de la probabilité d'être redevable ISF après la réalisation de la plus-value de cession pour les plus-values importantes, en comparaison à une hausse plus modérée, autour de 12 points de pourcentage, de cette probabilité pour les dirigeants réalisant une plus-value inférieure au seuil.

Si ces différences dans l'augmentation de la probabilité de payer l'ISF suite à la vente sont sensibles, les différences de montant moyen payé sont, elles, beaucoup plus importantes, comme en témoigne le graphique 3.8. En effet, la part des foyers redevables à l'ISF parmi ceux qui réalisent une plus-value supérieure au seuil est très importante, ce qui explique que le montant moyen d'ISF payé pour ces foyers fiscaux augmente de près de 30 000 € annuels. L'augmentation moyenne pour les foyers dont la plus-value est inférieure au seuil est beaucoup plus modérée,

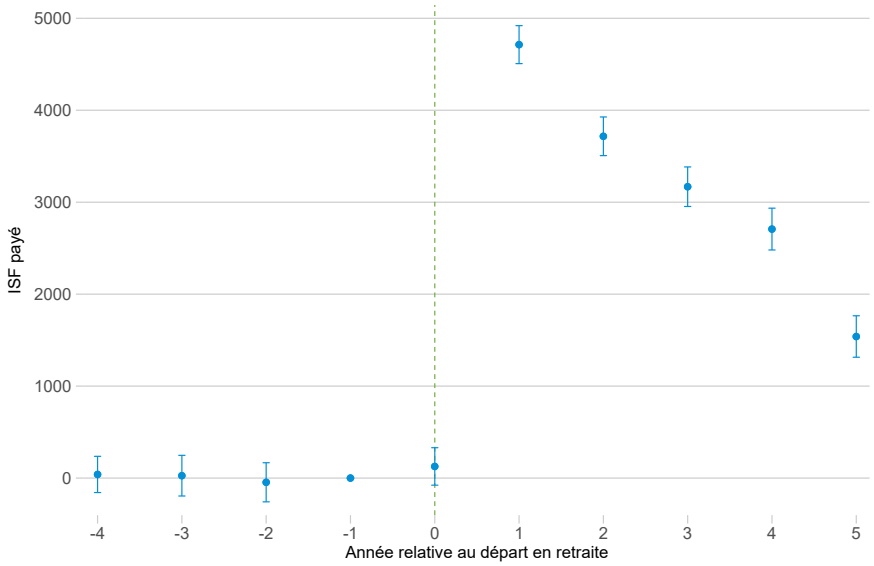
FIGURE 3.5 – Probabilité d'être redevable ISF autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du départ à la retraite sur la probabilité d'être redevable à l'ISF pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport au départ en retraite en prise comme année de référence.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

autour de 1 500 €, ce qui est dû à la fois au fait qu'un grand nombre de foyers reste redevable d'un montant nul, et que les foyers devant s'acquitter d'un montant positif ont des chances d'avoir un patrimoine inférieur à ceux ayant réalisé une plus-value de cession très importante. Il faut noter que la différence d'échelle entre les valeurs prises pour les deux groupes implique que les écarts types, s'ils sont bien représentés, ne sont plus visibles pour le groupe ayant des plus-values inférieures au seuil.

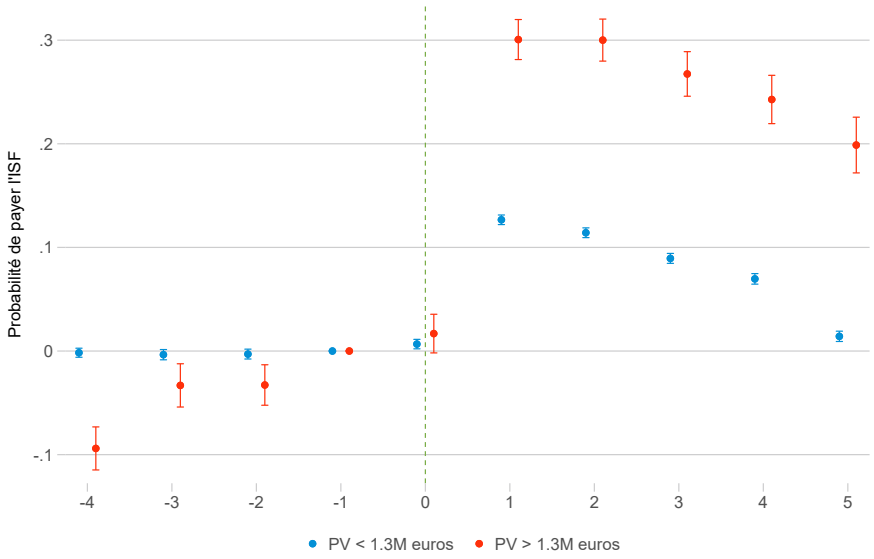
FIGURE 3.6 – Montant d'ISF payé autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du départ à la retraite sur le montant d'ISF payé pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport au départ en retraite en prise comme année de référence.

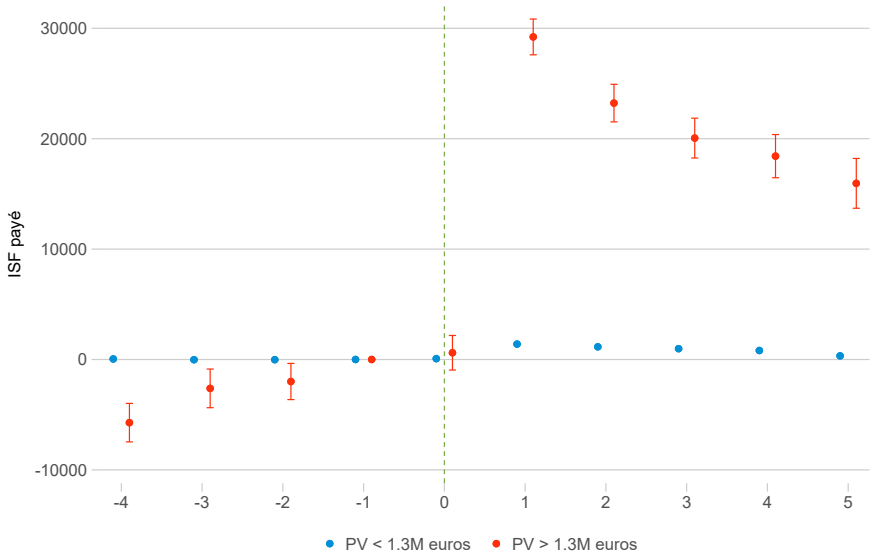
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

FIGURE 3.7 – Décomposition par montant de plus-value de la probabilité de payer l'ISF autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du départ à la retraite sur la probabilité d'être redevable à l'ISF pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport au départ en retraite en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

FIGURE 3.8 – Décomposition par montant de plus-value de l'ISF payé autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du départ à la retraite sur le montant d'ISF payé pour les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport au départ en retraite en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

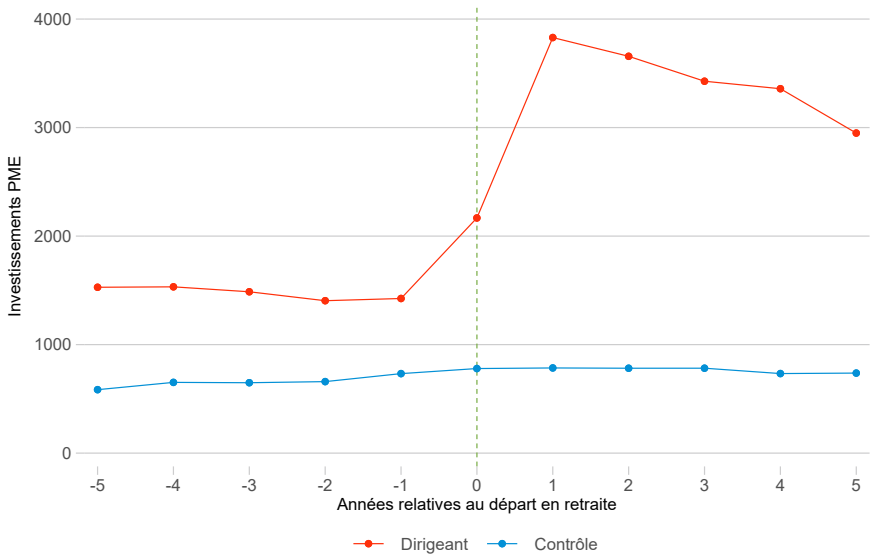
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

3.2.2 Réponses comportementales

3.2.2.1 Investissements dans d'autres PME

Une possibilité offerte aux dirigeants de PME cédant leurs parts au moment de leur départ à la retraite est de réinvestir une partie des montants issus de la cession au capital d'autres PME. Ceci permet en effet de bénéficier de l'exonération d'impôt sur le revenu dite *réduction Madelin* visée à la case 7CF du formulaire de déclaration 2042 ainsi que la réduction d'impôt sur la fortune dite *ISF-PME* visée aux cases NE, NF, MX et NA de la déclaration d'ISF. Dans ce qui suit, nous mesurons ces apports défiscalisés en additionnant les versements reportés pour une année au titre de chacun de ces impôts.

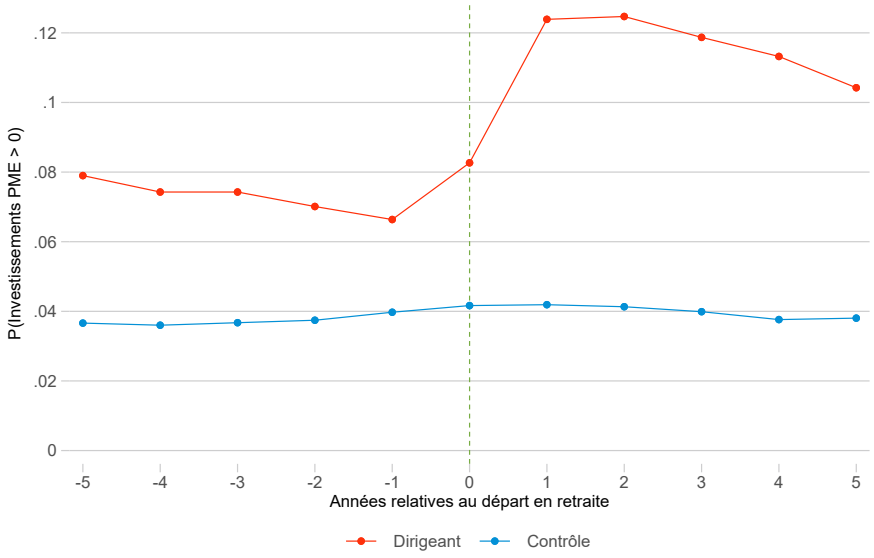
FIGURE 3.9 – Montant investi au capital de PME autour de l'année de départ en retraite



NOTE : Ce graphique présente le montant moyen de souscription au capital de PME déclaré par les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeant, ligne rouge), et par les foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle (Contrôle, ligne bleue), dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

Le graphique 3.9 montre ainsi un réinvestissement important au capital de PME chez les dirigeants relativement au groupe de contrôle. Les effets sont néan-

FIGURE 3.10 – Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite



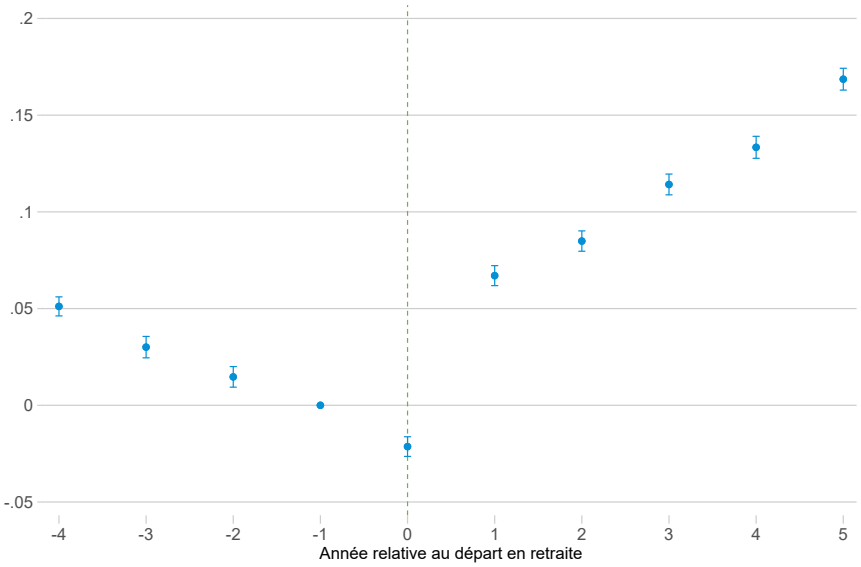
NOTE : Ce graphique présente la probabilité de souscrire au capital de PME par les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeant, ligne rouge), et par les foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle (Contrôle, ligne bleue), dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

moins d'une magnitude limitée, puisque l'investissement moyen reste inférieur à 4 000 € l'année du départ, reflétant une probabilité modérée d'avoir recours à cette exonération (environ 12 % des foyers traités l'année du départ, comme le montre la figure 3.10). Par ailleurs, les montants d'investissement donnant droit à une réduction sont limités à 90 000 € pour l'ISF (67 000 € avant 2012) et 50 000 € par adulte à l'IR (20 000 €avant 2012), avec pour l'IR la possibilité d'étaler le bénéfice fiscal de l'investissement sur cinq années en cas de dépassement du plafond. Il n'est enfin pas possible de bénéficier simultanément d'une réduction d'ISF et d'IR avec une seule souscription.

Les graphiques 3.11 et 3.12 estiment l'impact des cessions sur la probabilité d'investissement défiscalisé dans une PME suivant la méthode des études d'évènements. Ils montrent des résultats similaires à ceux issus de l'approche en différences-

de-différences. Il permettent surtout d'établir que l'impact est particulièrement élevé pour les grosses cessions, dont la probabilité d'investir dans le PME augmente de 20 points de pourcentage suite au départ en retraite, ce qu'on peut relier à l'augmentation elle aussi très forte de l'ISF, qui rend l'investissement dans une PME particulièrement avantageux.

FIGURE 3.11 – Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements

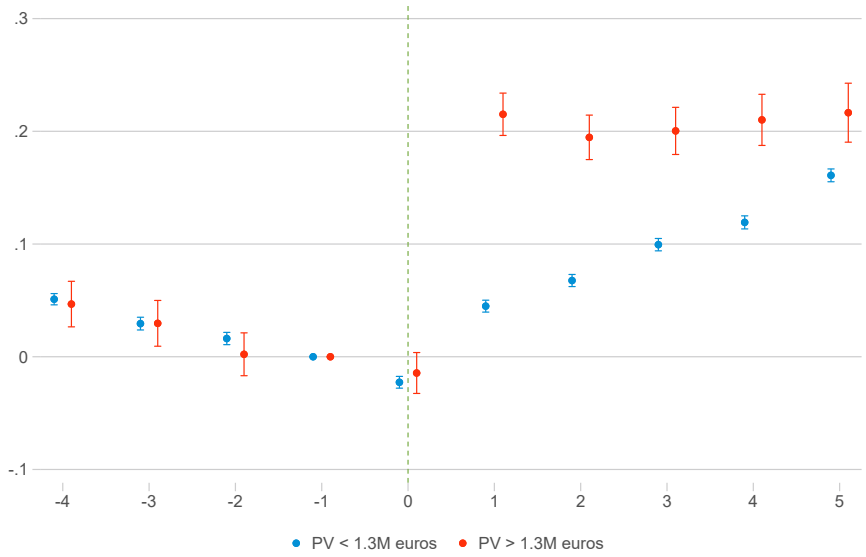


NOTE : Ce graphique présente l'effet sur la probabilité d'investir dans une PME autour du départ à la retraite d'un dirigeant de PME, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

La figure 3.13 se focalise sur les investissements dans des PME réalisés par les cohortes 2016 et 2017 de cédants, c'est-à-dire les dirigeants ayant cédé leurs parts respectivement en 2016 et en 2017. Ces cohortes sont intéressantes car elles ont été affectées par la transformation de l'ISF en IFI dans les années suivant directement leur départ à la retraite, et voyaient les liquidités issues de la cession ne plus être imposables sur le patrimoine très rapidement après leur départ. On observe ainsi que la probabilité d'investir dans des PME suite à la cession est très fortement

FIGURE 3.12 – Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite, décomposé selon le montant de la plus-value – Étude d'événements



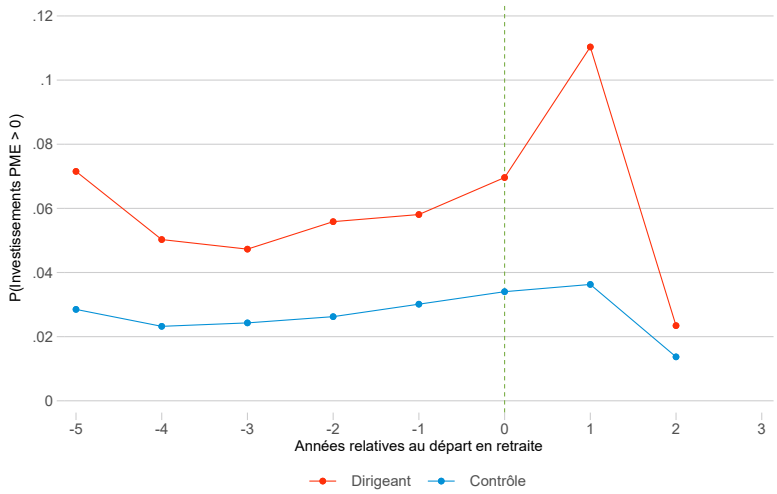
NOTE : Ce graphique présente l'effet sur les investissements réalisés dans des PME autour du départ à la retraite d'un dirigeant de PME, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

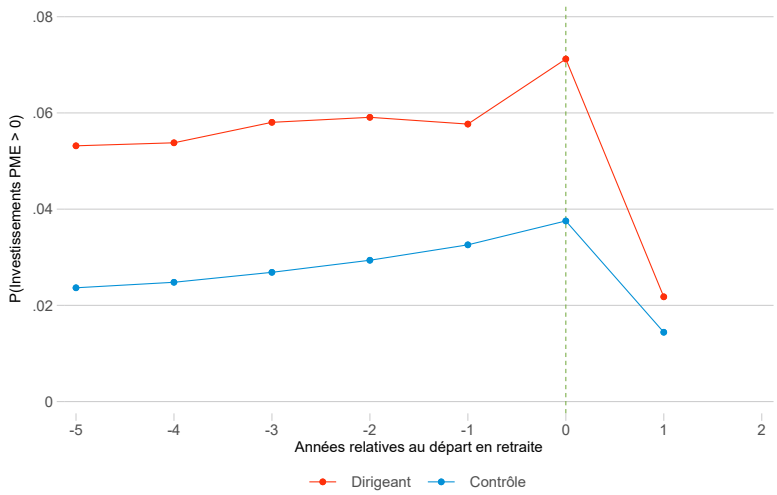
affectée par la transformation de l'ISF en IFI : dans le cas de la cohorte 2016, les dirigeants cédant leurs parts investissent fortement dans les PME l'année suivant la cession puis cessent brusquement ces investissements l'année suivante.

FIGURE 3.13 – Focus par cohortes de l'effet sur la probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite

(a) Cohorte 2016



(b) Cohorte 2017

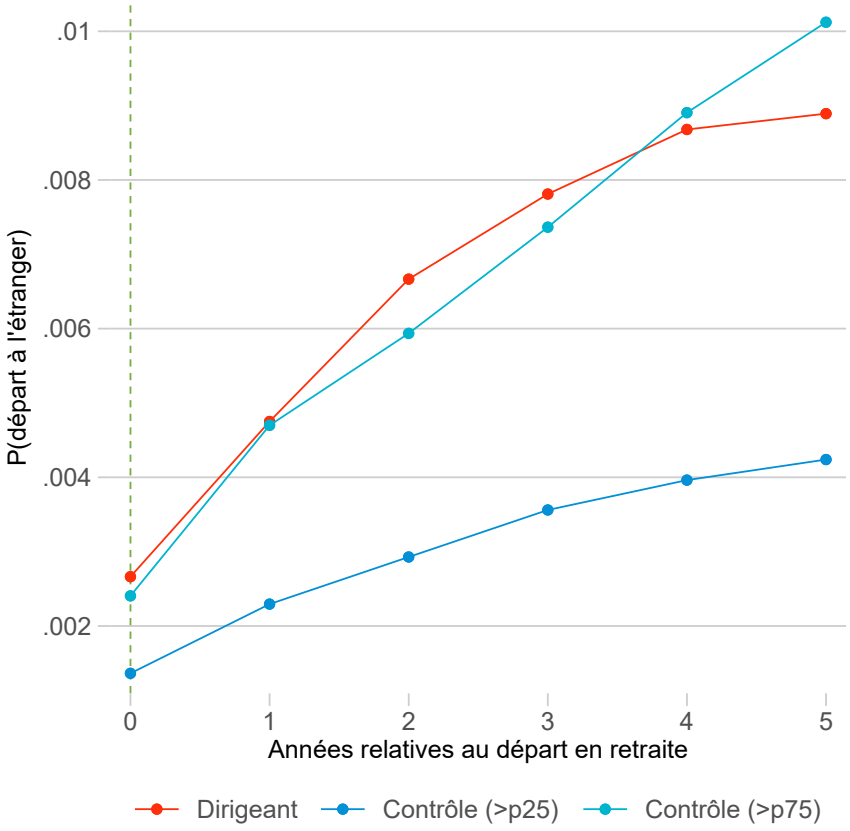


NOTE : Ce graphique présente, pour les cohortes 2016 et 2017, l'effet sur les investissements réalisés dans des PME autour du départ à la retraite d'un dirigeant de PME, dans un fenêtre de 5 années avant à 5 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

3.2.2.2 Départ hors de France

Une réaction à l'augmentation soudaine d'imposition illustrée précédemment pourrait également être de quitter le territoire français pour un pays à la fiscalité plus avantageuse.

FIGURE 3.14 – Probabilité de quitter la France après le départ en retraite



NOTE : Ce graphique présente la probabilité de départ à l'étranger par les foyers fiscaux incluant un dirigeant de PME partant à la retraite (Dirigeant, ligne rouge), par les foyers fiscaux nouvellement retraités du groupe de contrôle habituel (Contrôle >p25, ligne bleu foncé), et par les foyers fiscaux d'un groupe de contrôle ajusté (Contrôle > p75, ligne bleu clair) dans un fenêtre de 5 années après le départ en retraite.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, départs IR, période 2006-2017, DGFiP.

Une difficulté relative à l'analyse de cette variable de départ à l'étranger est que nous n'observons pas réellement de période pré-traitement : exception faite des allers-retours pendant les cinq années précédant le départ en retraite, nous n'observons les départs en retraite que pour les résidents fiscaux français, et la probabi-

lité de quitter le pays est par construction nulle avant le départ en retraite quelque soit le groupe. Les conditions nécessaires pour mener une analyse en différence-de-différences ne sont donc pas réunies. On peut néanmoins tenter d'interpréter les différences entre groupes après le départ en retraite.

De prime abord, le graphique 3.14 semble indiquer une très forte divergence entre dirigeants et groupe de contrôle après le départ à la retraite. Néanmoins, l'absence de tendances pré-traitement ne permet pas strictement une telle comparaison, et il semble en revanche probable que le niveau de revenu soit un déterminant important de la probabilité de départ à l'étranger. Ainsi, en restreignant simplement le groupe de contrôle aux foyers fiscaux dont le RFR est supérieur au 3e quartile de RFR des dirigeants au moment de leur retraite plutôt qu'au premier quartile comme précédemment, on obtient des courbes quasi-identiques entre groupe de dirigeants et groupe de contrôle ajusté. Si cela ne permet en rien d'exclure rigoureusement qu'une différence puisse exister entre ces groupes, cela indique néanmoins d'une part que le niveau de revenu est effectivement un facteur important à prendre à considération (et que les groupes devraient a minima être ajustés sur leurs variables observables avant de pouvoir être comparés), et d'autre part que cette probabilité n'atteint chez les dirigeants que 1 % cinq années après le départ en retraite, soit environ 30 foyers fiscaux.

3.3 Cessions de parts dans des PME (abattements « pigeons »)

Dans cette section, nous nous intéressons à l'effet des cessions de parts détenues dans des PME et éligibles à l'abattement introduit à la suite du mouvement des « pigeons » sur le paiement d'ISF et les réponses comportementales associées en termes de nouveaux investissements dans des PME. En effet, l'article 17 de la loi

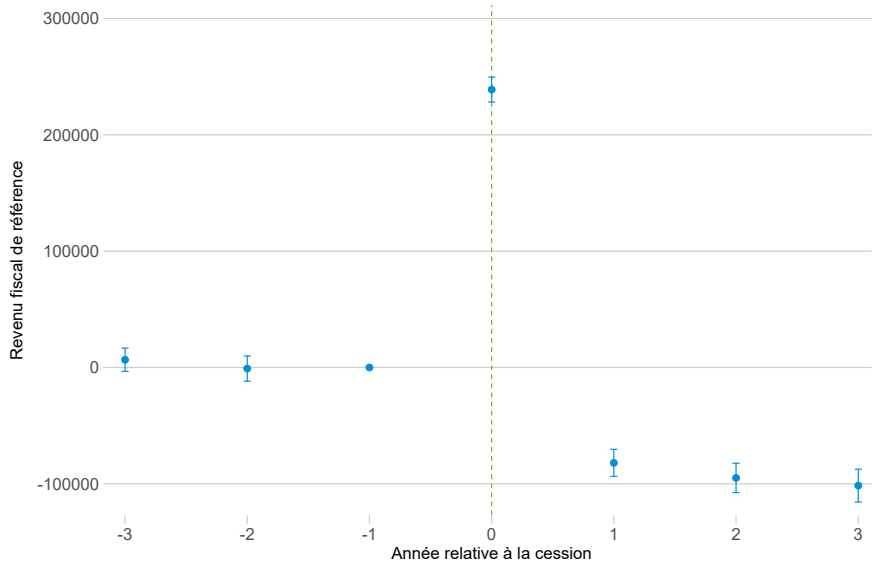
2013-1278 de finances pour 2014, datant du 29 décembre 2013, introduit un abattement renforcé sur les plus-values de cession de parts détenues dans des PME de moins de 10 ans est ouvert, et renseigné à la case 3SL de la déclaration 2042.

Ces événements de cessions permettent de mettre en évidence un phénomène similaire à celui que nous avons mis en évidence précédemment sur les départs à la retraite de dirigeants, sur une population légèrement différente. En effet, les investissements devaient avoir été faits dans de jeunes PME pour bénéficier de l'abattement renforcé, ce qui impliquait une exonération d'ISF en plus de leur statut fréquent de patrimoine professionnel lorsque les investisseurs étaient également fondateurs et dirigeants de l'entreprise. En outre, ces cessions sont le fait d'une population encore active et pourrait donc différer sensiblement des effets obtenus sur les retraités.

Dans la mesure où nous ne disposons pas d'un groupe de contrôle aisément identifiables pour les redevables cédant leurs parts dans des PME, les résultats que nous présentons utilisent à nouveau la méthode des études d'événements échelonnés (*staggered event study*).

La figure 3.15 montre les coefficients de régression obtenus dans une étude d'événements du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence des foyers fiscaux cédants chaque année avant et après la cession. Cette figure témoigne d'une très forte augmentation du revenu l'année de la cession, avec une augmentation moyenne autour de 250 000 € de revenu. Cette hausse est moins forte que celle observée lors des cessions pour un départ à la retraite, mais elle ne révèle pas la totalité de l'enrichissement réalisé à l'occasion de la cession puisque seul le montant réduit des abattements vient contribuer au RFR. Comme le montre la figure 3.16, cette moyenne masque par ailleurs une très forte hétérogénéité dans les niveaux d'augmentation du RFR. En effet, les foyers ayant bénéficié d'un abattement sur leurs plus-values de cession de parts de PME supérieur à 1,3 million d'euros bénéficient d'une augmentation moyenne de leur revenu proche

FIGURE 3.15 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence – Étude d'événements



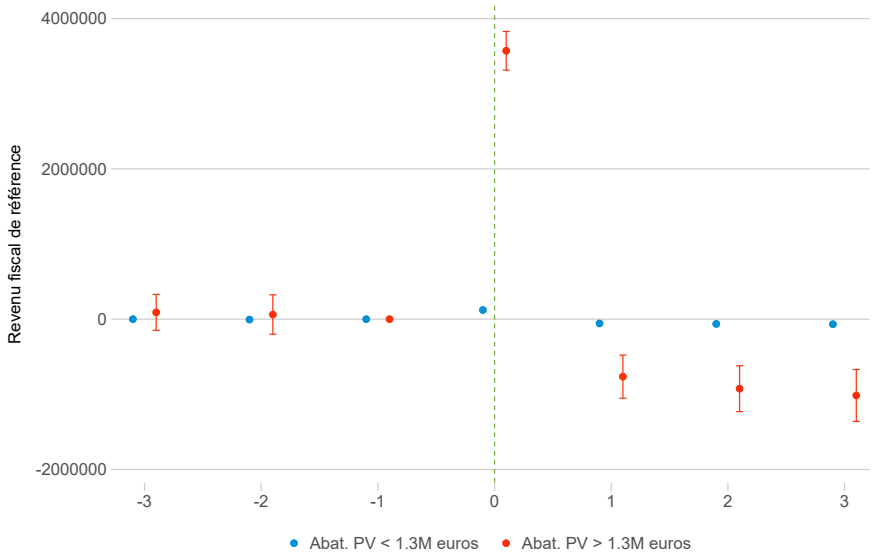
NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

de 4 millions d'euros l'année de la cession.

Les figures 3.17 et 3.18 confirment le fait que, respectivement, la probabilité de payer l'ISF et le montant d'ISF dont s'acquittent les redevables effectuant une cession de parts augmentent l'année suivant la réalisation de la plus-value. Le montant moyen d'ISF payé augmente cependant moins dans le cas des cessions de parts de PME de type « pigeons » que son pendant pour les départs en retraite de dirigeants, puisque le coefficient est environ 2,5 fois inférieur à celui montré dans la figure 3.6, ce qui s'explique simplement par le fait que les cessions d'un petit montant sont plus nombreuses. De même, la probabilité d'être redevable ISF n'augmente que de 3,5 points de probabilité contre près de 15 points dans le cas des départs à la retraite de dirigeants. De manière similaire à l'augmentation du

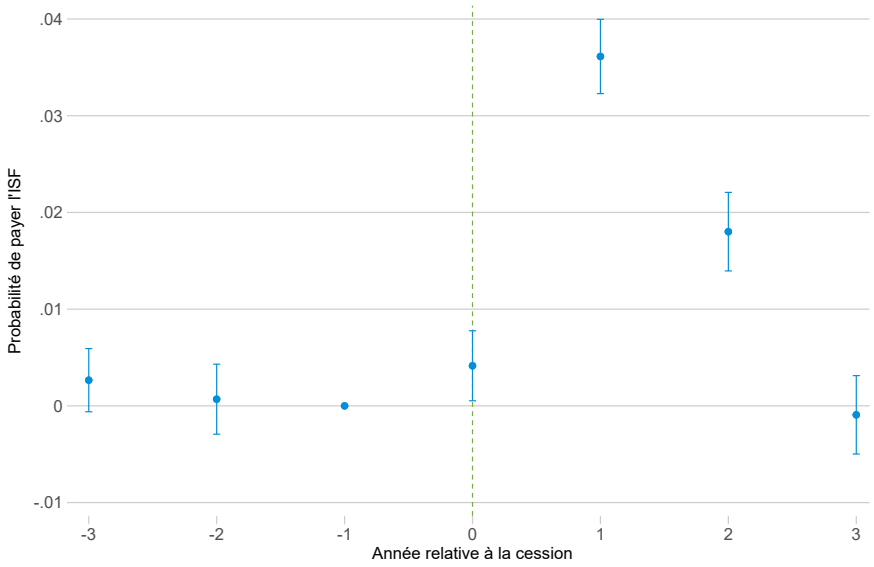
FIGURE 3.16 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence décomposé par montant d'abattement sur les plus-values – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence, décomposé selon le montant de plus-value, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

RFR, cette augmentation moyenne de l'ISF payé est en outre très hétérogène en fonction du montant de la plus-value réalisée, comme en atteste la figure 3.19, qui décompose les coefficients obtenus en fonction du montant de l'abattement déclaré.

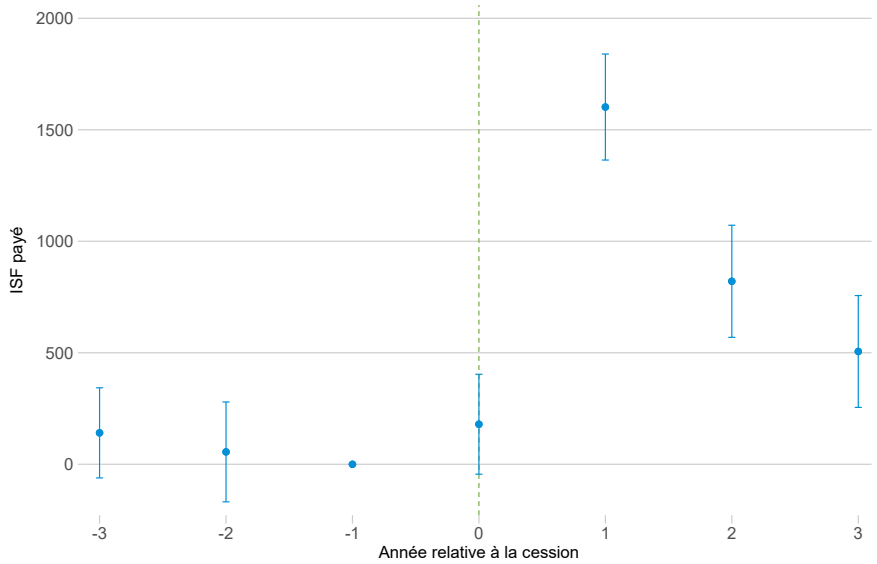
FIGURE 3.17 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité de payer l'ISF – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité de payer l'ISF, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.

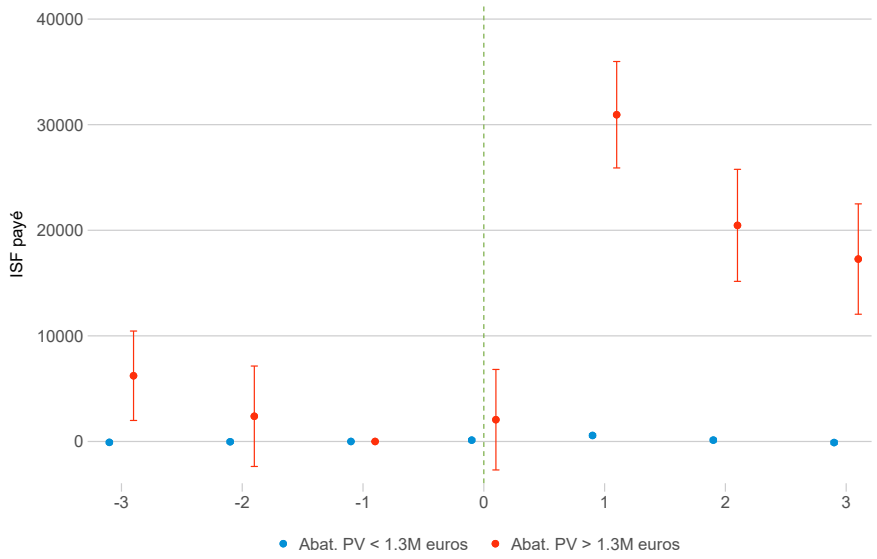
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

FIGURE 3.18 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes l'intervalle de confiance à 95 % associé.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

FIGURE 3.19 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé décomposé par montant d'abattement sur les plus-values – Étude d'événements



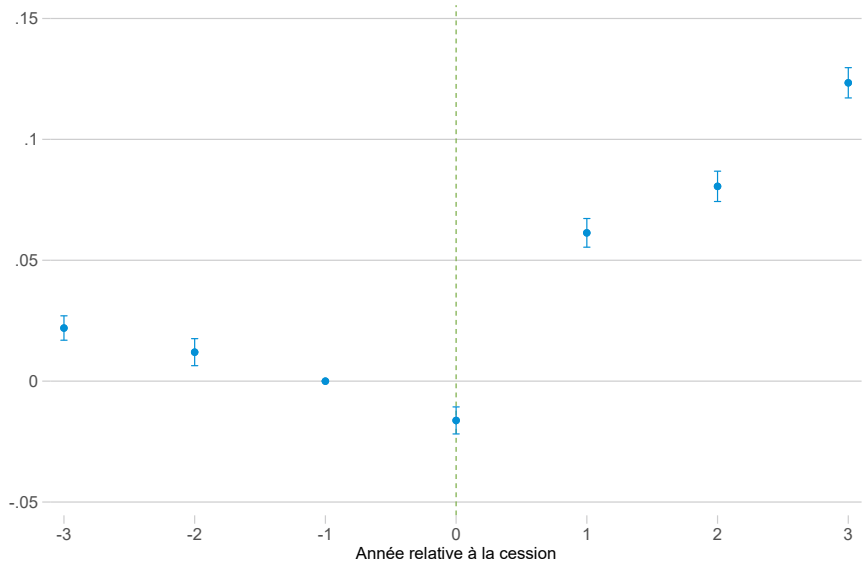
NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé, décomposé selon le montant de plus-value, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

3.3.1 Réponses comportementales

De la même manière que pour les départs en retraite de dirigeants, il est intéressant d'étudier les réactions comportementales induites par la cession de parts dans une PME de type « pigeons », qui avait pour effet de faire entrer dans la base de l'ISF du patrimoine qui en était précédemment exonéré. En particulier, on s'intéresse comme précédemment à la souscription que les cédants peuvent opérer au capital de nouvelles PME, permettant de bénéficier d'une réduction d'impôt sur le revenu ou d'impôt sur la fortune.

FIGURE 3.20 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité d'investir au capital d'autres PME – Étude d'événements

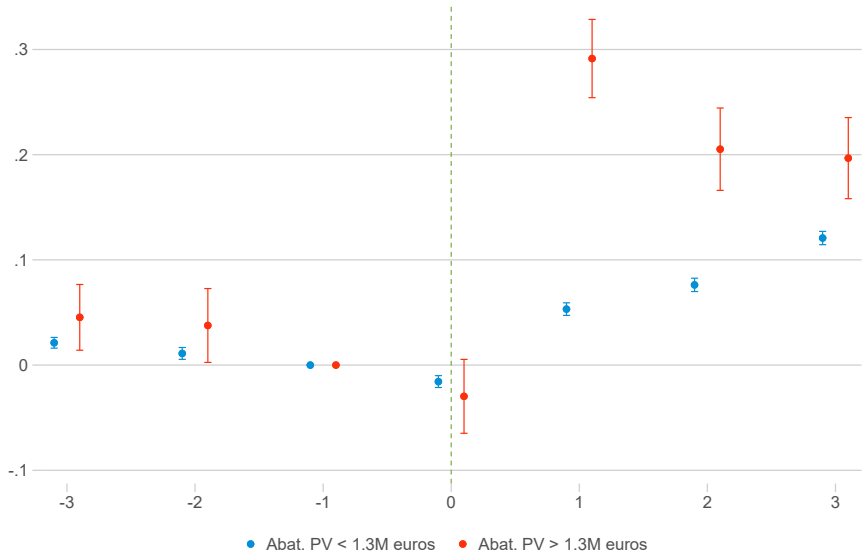


NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur les investissements réalisés dans des PME, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.
SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

La figure 3.20 montre l'effet de la cession de parts de PME sur la probabilité d'investir au capital d'autres PME : celui-ci se situe autour d'une augmentation de 8 points de probabilité, soit une hausse très comparable à celle observée chez les dirigeants partant à la retraite. De manière similaire, la figure 3.21 montre que la

hausse est également très marquée pour les plus-values d'un montant élevé, avec une hausse de la probabilité d'investissement dans des PME atteignant presque 30 points de pourcentage.

FIGURE 3.21 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité d'investir au capital d'autres PME – Étude d'événements

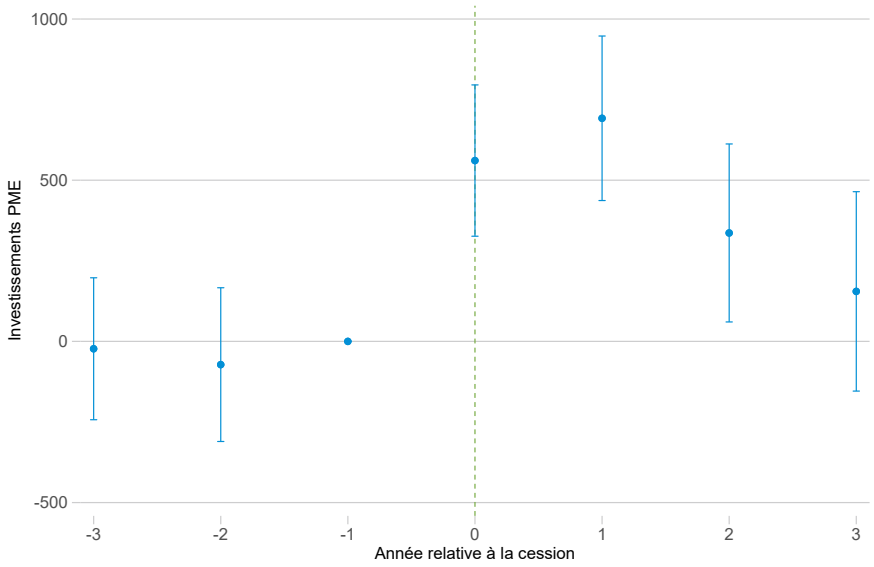


NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur les investissements réalisés dans des PME, décomposé selon le montant de plus-value, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

En termes de montants investis, les figures 3.22 et 3.23 montrent également que ces investissements sont d'un montant moyen assez faible mais sont très concentrés parmi les foyers réalisant les plus-values les plus élevées.

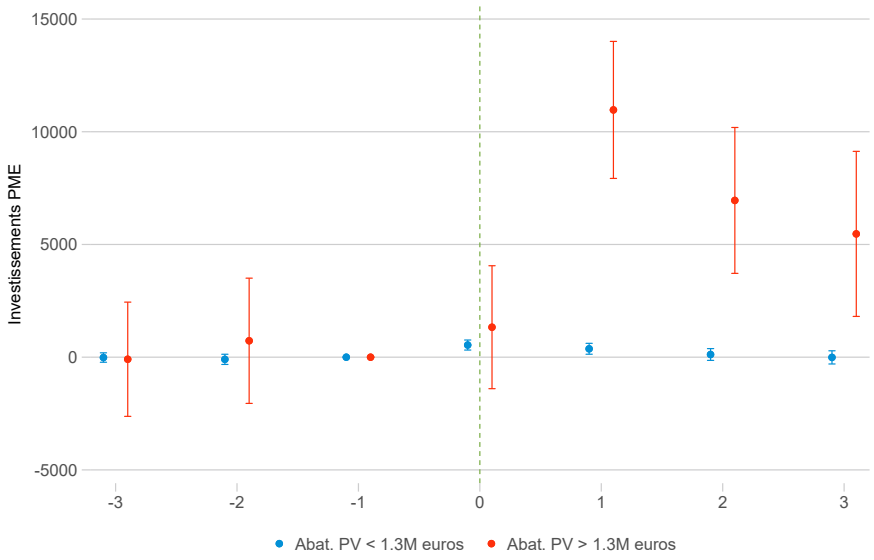
FIGURE 3.22 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le montant investi au capital d'autres PME – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur les investissements réalisés dans des PME, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

FIGURE 3.23 – Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le montant investi au capital d'autres PME – Étude d'événements



NOTE : Ce graphique présente l'effet du recours à l'abattement « pigeons » sur les investissements réalisés dans des PME, décomposé selon le montant de plus-value, dans un fenêtre de 3 années avant à 3 années après le départ en retraite. L'année -1 par rapport à la cession en prise comme année de référence. Les points représentent le coefficient obtenu dans une régression d'étude d'événements, les bornes représentent l'intervalle de confiance à 95 % associé.

SOURCES : Panel POTE-ISF/IFI, période 2006-2017, DGFiP.

Conclusion

Le rapport ci-dessus ne constitue qu'une étape mais permet de cerner les problématiques les plus importantes : l'exposition réelle des actionnaires au paiement de l'ISF-IFI, l'effet de sa suppression sur le financement des entreprises et sur la circulation du capital financier et managérial.

Il est aussi l'occasion de rendre compte de premiers résultats d'ores et déjà très innovants grâce à la richesse des données récemment rendues disponibles par la DGFiP. Retenons en particulier que la conversion de l'ISF en IFI ne semble pas avoir nettement diminué les distributions de dividendes aux actionnaires, que l'ISF engendrait bien une charge supplémentaire sur les transmissions d'entreprise sans toutefois mener à des départs à l'étranger de manière tangible, et enfin que l'ISF constituait une incitation forte à réinvestir les afflux de liquidités dans d'autres PME.

Il s'agit là néanmoins de résultats encore fragiles qui ne peuvent être rendus plus solides qu'avec l'apport de données plus récentes (les déclarations d'IR et d'IS pour l'année 2019 notamment) et surtout avec la constitution d'un appariement entre entreprises et ménages actionnaires, qui nous permettra de mesurer l'exposition des entreprises à l'ISF-IFI, son impact sur les décisions d'emploi et d'investissement des entreprises et enfin de constituer des groupes de traitement et de contrôle de meilleure qualité pour estimer l'effet causal de la conversion de l'ISF en IFI.

RÉFÉRENCES

Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzouic, A., Leroy, C., et Malgouyres, C. (2019). Follow the money ! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends.

Bach, L., Calvet, L. E., et Sodini, P. (2020). Rich Pickings ? Risk, Return, and Skill in Household Wealth. *American Economic Review*.

Borusyak, K. et Jaravel, X. (2017). Revisiting event study designs with an application to the estimation of the marginal propensity to consume. *mimeo*, p. 33.

Didier, M. et Ouvrard, J.-F. (2016). *L'impôt sur le capital aux XXIe siècle : une coûteuse singularité française*. Economica.

France Stratégie (2019). Comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital. premier rapport. Technical report.

OECD (2018). *The Role and Design of Net Wealth Taxes in the OECD*. OECD.

Schmidheiny, K. et Siegloch, S. (2019). On event study designs and distributed-lag models : Equivalence, generalization and practical implications. *CEPR Discussion Paper No. DP13477*.

Liste des tableaux

2.1 Statistiques descriptives 30

3.1 Statistiques descriptives : Cédants et autres jeunes retraités 44

Liste des figures

1.1 Taux effectif d'imposition (montant dû rapporté au patrimoine) et principales réformes de la fiscalité du patrimoine entre 1993 et 2018 22

1.2 Taux effectif d'imposition au cours du temps en fonction de la composition du patrimoine 24

1.3 Impact des abattements sur le patrimoine imposable en fonction de la composition du patrimoine 25

2.1 Patrimoine imposable déclaré et contrôle sur l'entreprise 34

2.2 ISF/IFI payé et contrôle sur l'entreprise 35

2.3 Dividendes perçus sur actif net en 2017 (Pas de PFL en 2012) 37

2.4 Dividendes perçus sur actif net en 2017 (PFL en 2012) 38

3.1 Évolution moyenne du revenu fiscal de référence autour de l'année de départ en retraite 45

3.2 Revenu fiscal de référence autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements 46

3.3 Probabilité d'être redevable ISF autour de l'année de départ en retraite 48

3.4 Montant moyen d'ISF payé autour de l'année de départ en retraite . 49

3.5 Probabilité d'être redevable ISF autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements 50

3.6 Montant d'ISF payé autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements 51
3.7 Décomposition par montant de plus-value de la probabilité de payer l'ISF autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements . 52
3.8 Décomposition par montant de plus-value de l'ISF payé autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements 53
3.9 Montant investi au capital de PME autour de l'année de départ en retraite 54
3.10 Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite 55
3.11 Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite – Étude d'événements 56
3.12 Probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite, décomposé selon le montant de la plus-value – Étude d'événements 57
3.13 Focus par cohortes de l'effet sur la probabilité d'investir au capital de PME autour de l'année de départ en retraite 58
3.14 Probabilité de quitter la France après le départ en retraite 59
3.15 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence – Étude d'événements 62
3.16 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le revenu fiscal de référence décomposé par montant d'abattement sur les plus-values – Étude d'événements 63
3.17 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité de payer l'ISF – Étude d'événements 64
3.18 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé – Étude d'événements 65

3.19 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur l'ISF payé décomposé par montant d'abattement sur les plus-values – Étude d'événements 66
3.20 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité d'investir au capital d'autres PME – Étude d'événements 67
3.21 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur la probabilité d'investir au capital d'autres PME – Étude d'événements 68
3.22 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le montant investi au capital d'autres PME – Étude d'événements 69
3.23 Effet du recours à l'abattement « pigeons » sur le montant investi au capital d'autres PME – Étude d'événements 70

L'Institut des politiques publiques (IPP) a été créé par l'École d'économie de Paris (PSE) et est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE et le Groupe des écoles nationales d'économie et statistique (GENES). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE a pour ambition de développer, au plus haut niveau international, la recherche en économie et la diffusion de ses résultats. Elle rassemble une communauté de près de 140 chercheurs et 200 doctorants, et offre des enseignements en Master, École d'été et Executive education à la pointe de la discipline économique. Fondée par le CNRS, l'EHESS, l'ENS, l'École des Ponts-ParisTech, l'INRA, et l'Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, PSE associe à son projet des partenaires privés et institutionnels. Désormais solidement installée dans le paysage universitaire mondial, la fondation décloisonne ce qui doit l'être pour accomplir son ambition d'excellence : elle associe l'université et les grandes écoles, nourrit les échanges entre l'analyse économique et les autres sciences sociales, inscrit la recherche académique dans la société, et appuie les travaux de ses équipes sur de multiples partenariats. www.parisschoolofeconomics.eu

Le GENES est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche. Au sein du GENES, le CREST est un centre de recherche interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales regroupant des chercheurs de l'ENSAE Paris, de l'ENSAI, du département d'économie de l'École polytechnique et du CNRS. Centre interdisciplinaire spécialisé en méthodes quantitatives appliquées aux sciences sociales, le CREST est organisé en quatre thématiques : économie, statistiques, finance-assurance et sociologie. La culture commune des équipes est celle d'un attachement fort aux méthodes quantitatives, aux données, à la modélisation mathématiques, et d'allers-retours continus entre les modèles théoriques et les preuves empiriques permettant d'analyser des problématiques sociétales et économiques concrètes. http://crest.science