



HAL
open science

EVALUATION DE LA MISE AU BARÈME DES REVENUS DU CAPITAL

Etienne Lehmann, Michael Sicsic, Eddy Zanoutene, Marie-Noëlle Lefèbvre

► **To cite this version:**

Etienne Lehmann, Michael Sicsic, Eddy Zanoutene, Marie-Noëlle Lefèbvre. EVALUATION DE LA MISE AU BARÈME DES REVENUS DU CAPITAL. 2021. hal-03196996

HAL Id: hal-03196996

<https://hal.science/hal-03196996v1>

Preprint submitted on 13 Apr 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2020-4

EVALUATION DE LA MISE AU BARÈME DES REVENUS DU CAPITAL

MARIE-NOËLLE LEFEBVRE, ETIENNE LEHMANN,
MICHAËL SICSIC, EDDY ZANOUTENE

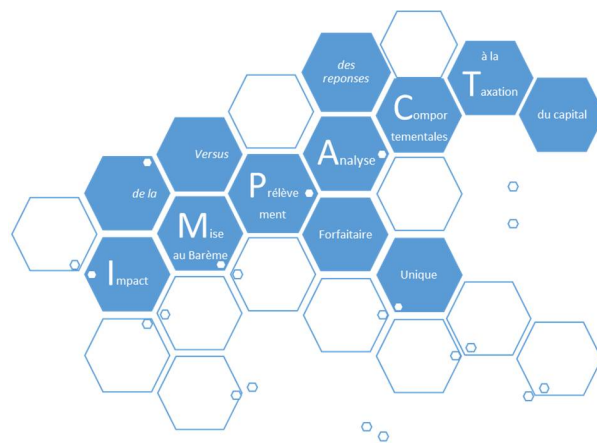
www.tepp.eu

TEPP – Théorie et Evaluation des Politiques Publiques - FR CNRS 2042

Évaluation de la mise au barème des revenus du capital

Marie-Noëlle LEFEBVRE Etienne LEHMANN Michaël SICSIK
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



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 patri-	
	moine 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 ca- pital 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 uni- quement composés de dividendes	81
C	Équations de premières étapes pour la méthode des variables instru- mentales	82
	Références	83

Avertissement

Paris, le 1^{er} octobre 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 libérateur (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 Jeloul, 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 différent de certains ré-

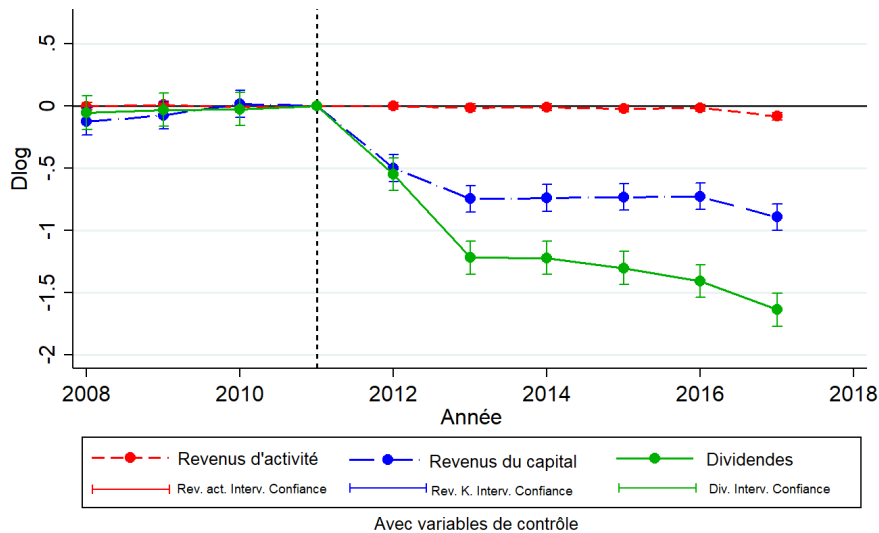


FIGURE 1 – Différence d'évolution des revenus entre les foyers affectés par la réforme et les autres.

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.

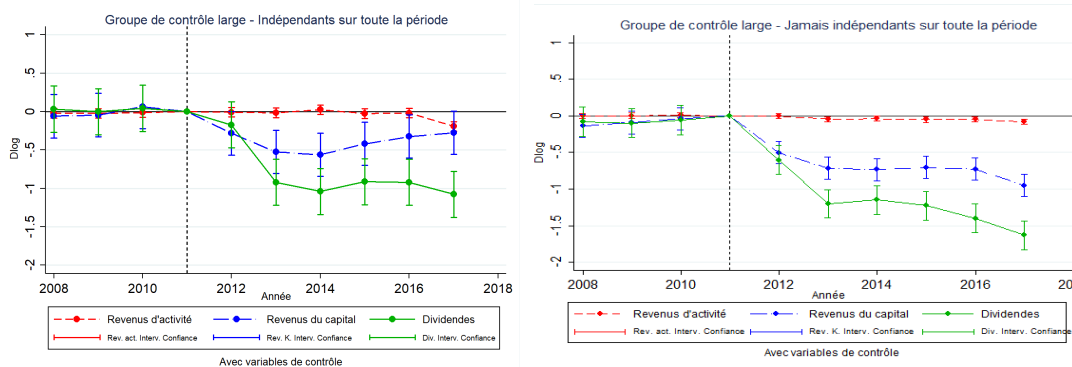


FIGURE 2 – Résultat des doubles différences sur les sous populations des contribuables indépendants (à gauche) ou jamais indépendants (à droite). Intervalles de confiance à 99%.

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 figure². 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 Laffériens 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

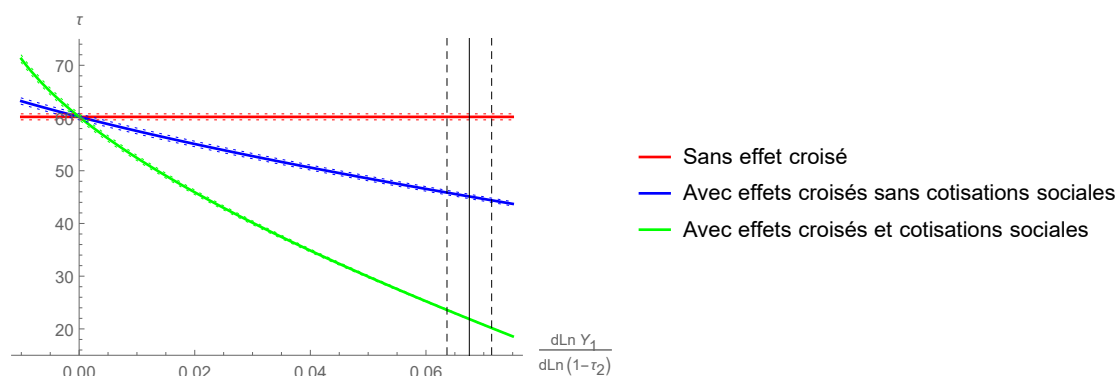


FIGURE 3 – Taux Lafférien de taxation maximisant les recettes fiscales

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 fiscale 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 fiscale 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-

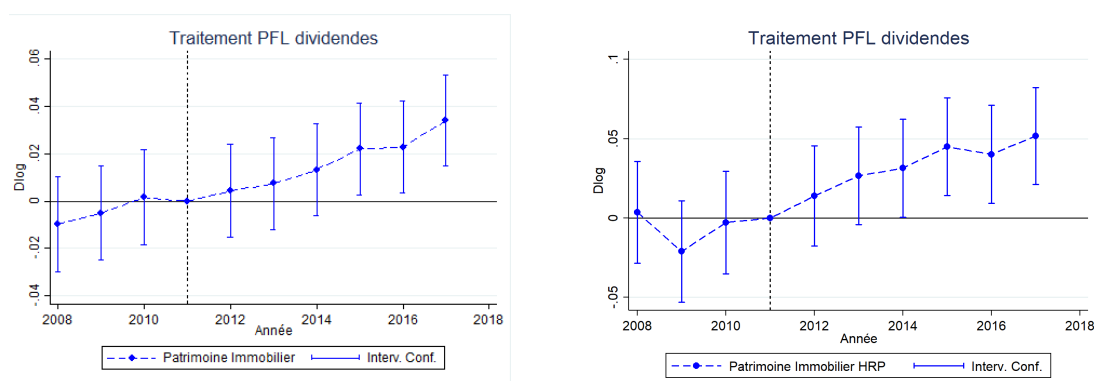


FIGURE 4 – Réponses du patrimoine immobilier en incluant (gauche) ou en excluant (droite) la valeur des résidences principales

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 2019³ 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 hypothèses 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 changements 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	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 sont assujettis aux prélèvements sociaux quelque soit leur nature⁵. 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 d'Épargne 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 pouvait 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 revenus⁷, 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 travail⁸.

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 PFL⁹). 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 dérogatoire¹⁵.

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 à 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 Hollande¹⁶, 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. 14^{ème} des 60 engagements du candidat François Hollande

une Contribution Exceptionnelle sur la Fortune est créée, 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 une 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 POTE¹⁷ 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 2012 et 2013 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 revenus¹⁸ 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 Libérateur (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'imposition¹.

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 bien identifiés que ceux concernant la mise au barème des dividendes et doivent donc être pris avec beaucoup de précaution.

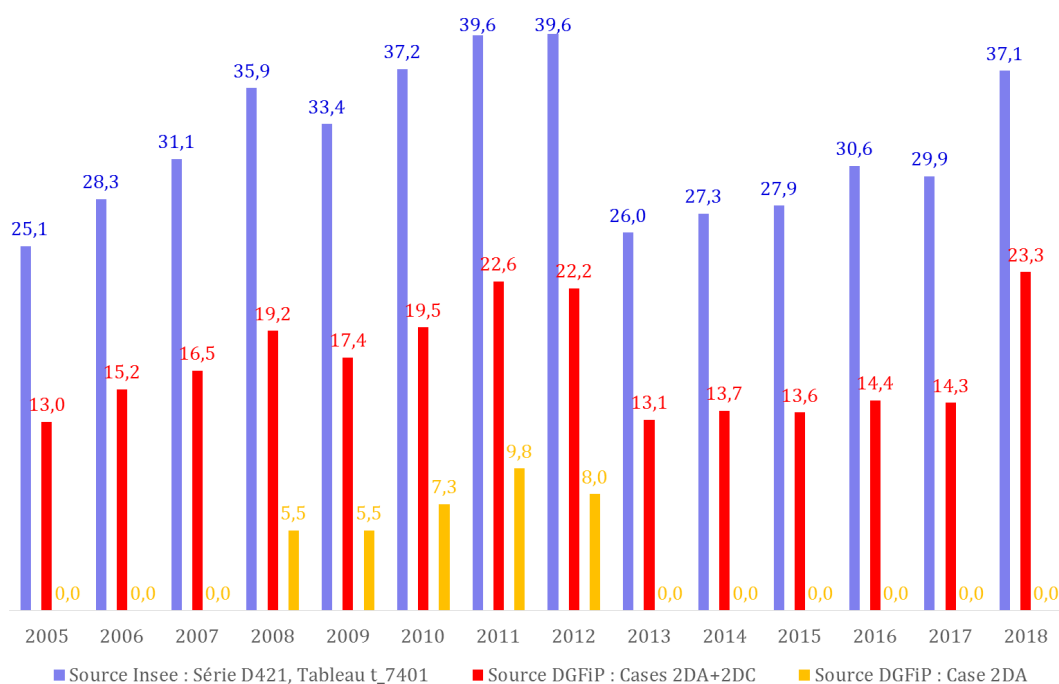


FIGURE 1.1 – L'évolution des dividendes en France en milliards d'euros. Les dividendes versés sur des PEA et des comptes d'assurance vie sont soumis à une fiscalité dérogatoire sur toute la période et sont donc exclues des cases fiscales 2DA (dividendes au PFL) et 2DC (dividendes mis au barème).

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 rétention². 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 capital³.

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 capital⁴.

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, Gravouille 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 $\mathcal{U}(c, y_1, y_2)$. 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 :

$$\max_{y_1, y_2} \mathcal{U}(y_1 + y_2 - T(y_1, y_2), y_1, y_2) \quad (1.1)$$

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 \mathcal{U} par :

$$\mathcal{U}(c, y_1, y_2) \stackrel{\text{def}}{=} \mathcal{U} \left(\underbrace{y_1 - \frac{y_2}{1+r}}_{= d_{\text{Aujourd'hui}}}, \underbrace{c - y_1}_{= d_{\text{demain}}}, y_1 \right)$$

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 déclaré et $\sigma \geq 0$ 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 soumise 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 :

$$\mathcal{W}(c, y_1, y_2) \stackrel{\text{def}}{=} \max_{\sigma} \mathcal{U} \left(c, \underbrace{y_1 + \sigma}_{= z_1}, \underbrace{y_2 - \sigma}_{= z_2}, \sigma \right)$$

La fonction d'utilité indirecte associée 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 « démolinant », 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 :

$$1 - \tau_i = - \frac{\mathcal{U}_{y_i}}{\mathcal{U}_c} \left(\underbrace{(1 - \tau_1)y_1 + (1 - \tau_2)y_2 + R}_{= c}, y_1, y_2 \right) \quad \text{pour } i = 1, 2$$

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 dérogant 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 :

$$\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} = \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} \geq 0$$

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 dérogant sans variation des taux marginaux. Si les revenus sont des « biens normaux », alors une augmentation du dérogant 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 dérogant 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 combinent 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 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 combinent 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 $d\tau_2$ entraîne une variation *mécanique* des recettes égales à :

$$\text{Effet mécanique} = Y_2 d\tau_2$$

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 :

$$dY_2 = -\frac{Y_2}{1 - \tau_2} \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1 - \tau_2)} d\tau_2$$

Cette variation de la base fiscale provoque en retour une variation des recettes de $\tau_2 dY_2$, soit :

$$\text{Réponses comportementales du capital} = -\frac{\tau_2}{1 - \tau_2} \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1 - \tau_2)} Y_2 d\tau_2$$

- 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

$$dY_1 = -\frac{Y_1}{1 - \tau_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1 - \tau_2)} d\tau_2$$

Cette variation de la base fiscale provoque en retour une variation des recettes de $\tau_1 dY_1$, soit :

$$\begin{aligned} \text{Réponses comportementales du travail} &= -\frac{\tau_1 Y_1}{1 - \tau_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1 - \tau_2)} d\tau_2 \\ &= -\frac{\tau_2}{1 - \tau_2} \frac{\tau_1 Y_1}{\tau_2 Y_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1 - \tau_2)} Y_2 d\tau_2 \end{aligned}$$

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'Insee⁵, la rémunération super-brute des ménages s'élevait à 1 182,4 Md€ auquel on doit ajouter 108,2 Md€ pour les indépendants⁶. On aboutirait alors à $t_1 Y_1 \simeq 748$ Md€. Ce chiffre doit être comparé aux 51 Md€ de recettes de l'impôt 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 recettes fiscales, taux de taxe auquel on réfère parfois sous le vocable de « sommet de la courbe de Laffer », est donné par :

$$\tau_2 = \frac{1}{1 + \frac{\partial \ln y_2}{\partial \ln(1 - \tau_2)} + \frac{\tau_1 Y_1}{\tau_2 Y_2} \frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1 - \tau_2)}} \quad (1.2)$$

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 retraites⁷ 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 étude⁸.

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
$y_{15,t} \stackrel{\text{def}}{=} y_{1,t} + y_{5,t}$	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 2016⁹. 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 salaires¹⁰). 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. Grâce 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'inflation¹¹. 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 revenus 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 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 imposés 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

cylindrée 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-

videndes¹² au PFL consécutivement pendant les quatre années de 2008 à 2011. Notre but est d'estimer une équation en doubles différences de la forme :

$$\ln(y_{i,t}) = \alpha_i + \sum_k \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + u_{i,t} \quad (1.3)$$

où i est un indice se rapportant au foyer fiscal, t indique le temps et $\mathbb{1}_{i \in \text{Traités}}$ 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 entre les individus ; les coefficients δ_k sont des indicatrices temporelles captant les tendances communes (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 effet¹³) 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

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,2011}}\right) = \sum_k \varphi_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} \quad (1.4)$$

$$+ \sum_j \gamma_j \left(X_{i,t}^j - X_{i,2011}^j \right) + v_{i,t}$$

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 [Pacífico \(2019\)](#), à la mise en place d'une Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus (CEHR) en 2012¹⁴, 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 2011¹⁵. 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

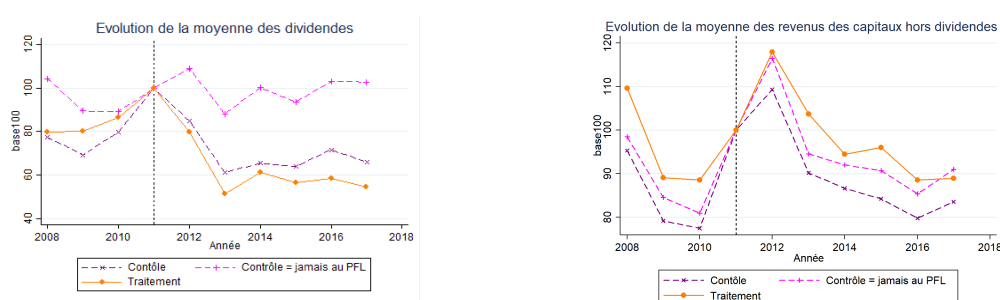


FIGURE 1.2 – Évolution comparée de la moyenne des revenus du capital entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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 réformes 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 2013¹⁶. 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 contribuables¹⁹.

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.

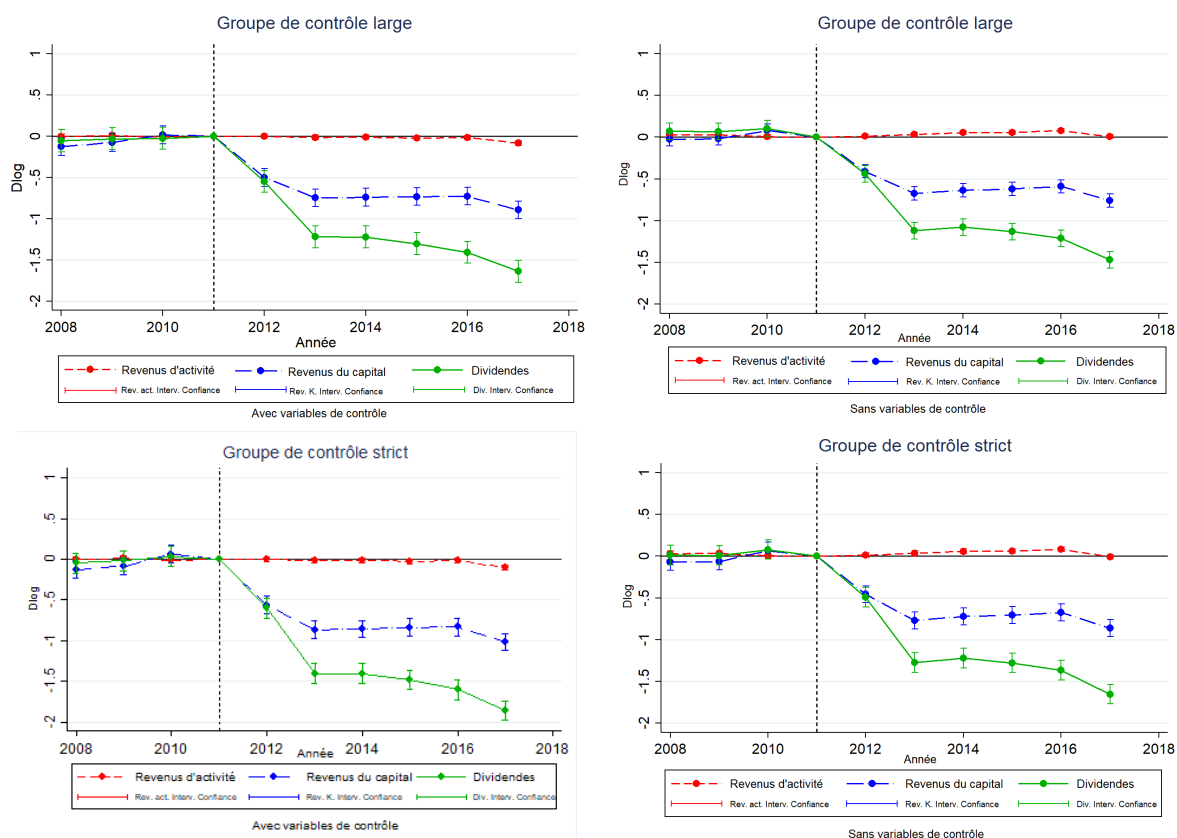


FIGURE 1.3 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), sans (à gauche) et avec contrôles (à droite), avec le groupe de contrôle élargi (haut) et le groupe de contrôle restreint aux contribuables n'ayant jamais eu recours au PFL (bas). Intervalles de confiance à 99%.

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

Échantillon	y_{15}		y_2		y_{2Div}	
	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)).

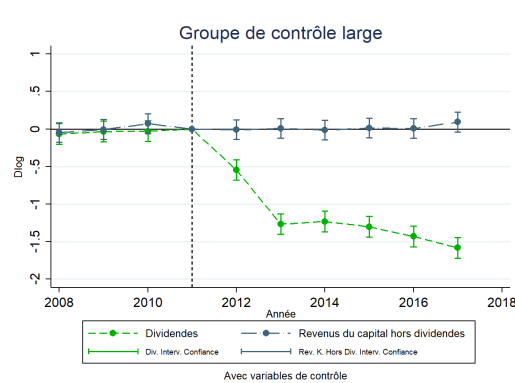


FIGURE 1.4 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec le groupe de contrôle élargi, avec les variables de contrôle. Intervalles de confiance à 99%. (Tableau de résultats en annexe B.2)

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 dividendes²⁰, 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 ré-estimé 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.

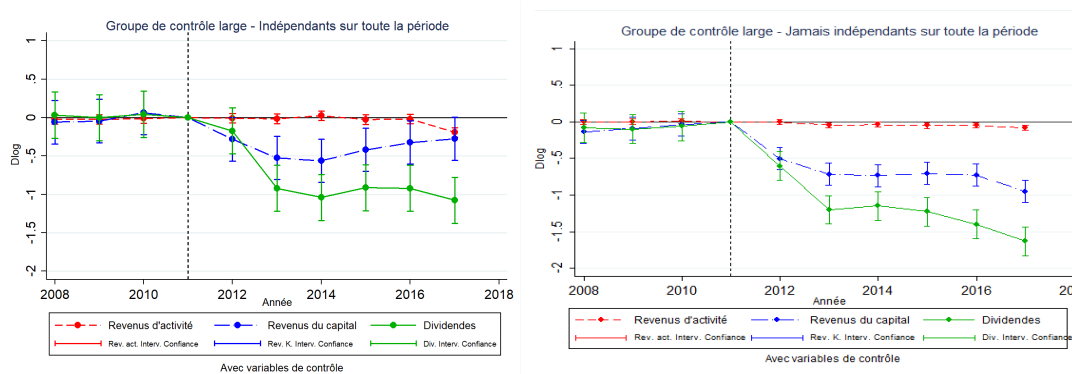


FIGURE 1.5 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), au sens large pour le sous échantillon des contribuables indépendants ou jamais indépendants. Intervalles de confiance à 99%.

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.

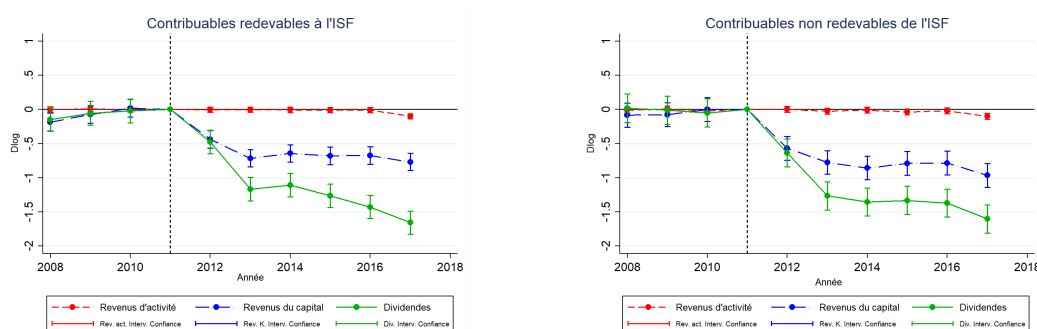


FIGURE 1.6 – Résultats de l’estimation des coefficients β_k de l’équation (1.4), pour le sous échantillon des contribuables redevables à l’ISF (à gauche), et pour le sous échantillon des contribuables non redevable à l’ISF (à droite) . Intervalles de confiance à 99%.

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 souci 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.

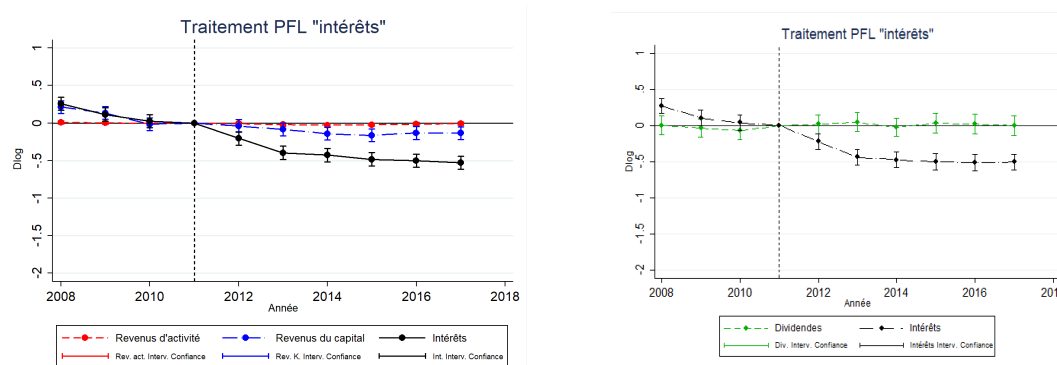


FIGURE 1.7 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué aux produits de placement à revenu fixe, avec contrôles et sur échantillon large. Intervalles de confiance à 99%. A Gauche : contribuables avec des intérêts positifs. A droite, contribuables avec 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 mobilières²⁴ 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 souhaite estimer l'équation suivante :

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+1}^k}{y_{i,t}^k} \right) = \alpha + \beta^1 \ln \left(\frac{1 - \tau_{i,t+1}^1}{1 - \tau_{i,t}^1} \right) + \beta^2 \ln \left(\frac{1 - \tau_{i,t+1}^2}{1 - \tau_{i,t}^2} \right) + \mu_{i,t} \quad (1.5)$$

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. :

$$\ln \left(\frac{1 - \frac{\partial T_{t+1}(y_{i,t}^1, y_{i,t}^2)}{\partial y^k}}{1 - \frac{\partial T_t(y_{i,t}^1, y_{i,t}^2)}{\partial y^k}} \right) \quad \text{pour : } k = 1, 2 \quad (1.6)$$

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 :

$$\ln \left(\frac{y_{i,t+1}^k}{y_{i,t}^k} \right) = \alpha + \beta^1 \ln \left(\frac{1 - \tau_{i,t+1}^1}{1 - \tau_{i,t}^1} \right) + \beta^2 \ln \left(\frac{1 - \tau_{i,t+1}^2}{1 - \tau_{i,t}^2} \right) \quad (1.7)$$

$$+ \Phi(RFR_{i,t}, RFR_{i,t-1}) + \sum_{k=2008}^{2016} \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \mu_{i,t}$$

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 restés identiques (en termes réels) aux revenus de l'année $t - 1$:

$$\ln \left(\frac{1 - \frac{\partial T_{t+1}(y_{i,t-1}^1, y_{i,t-1}^2)}{\partial y^k}}{1 - \frac{\partial T_t(y_{i,t-1}^1, y_{i,t-1}^2)}{\partial y^k}} \right) \quad \text{pour : } k = 1, 2 \quad (1.8)$$

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 champ d'étude. Nous retirons seulement de notre échantillon les foyers qui ont connus des variations annuelles des revenus des capitaux qui nous semblent aberrantes²⁸. 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 échantillon²⁹.

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	0.0549*** (0.0039)	-0.3936*** (0.0152)	0.1109*** (0.0016)	0.6654*** (0.0061)
(2) Sans effets croisés	0.1569*** (0.0038)	∅	∅	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)

Élasticité 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 2014³².

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 suggérait 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 prestations 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 élasticité directes estime conjointement les élasticité directes et les élasticité 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 élasticité 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.

Élasticité 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 crée 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'amplitude plus modérées que les élasticités directes. Que la contrainte de symétrie induise une estimation significativement positive des deux élasticités croisées 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 a 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 $\ln RFR_{t-1}$	0.0549*** (0.0039)	-0.3936*** (0.0152)	0.1109*** (0.0016)	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 avons 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	0.0549*** (0.0039)	-0.3936*** (0.0152)	0.1109*** (0.0016)	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	0.0549*** (0.0039)	-0.3936*** (0.0152)	0.1109*** (0.0016)	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)	∅	∅	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** (0.14)	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 échantillon aux foyers percevant des pensions de retraite. La ligne (2) montre une élasticité 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 croisés 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-

viennent 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 base fiscale nettement plus importante que les revenus financiers des ménages³³, 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 $Y_1 = 64\,896\text{€}$ pour les revenus d'activité (hors cotisations sociales) et $Y_2 = 5\,046\text{€}$ 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 .

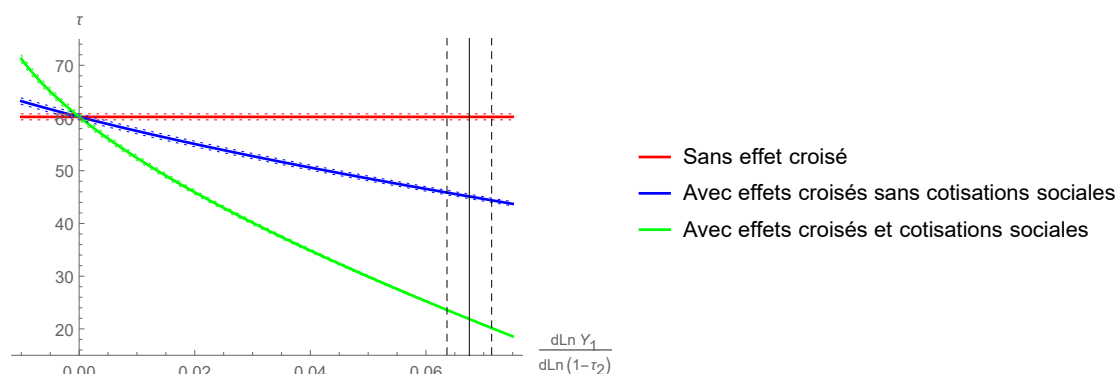


FIGURE 1.8 – Le taux Lafférien maximisant les recettes fiscales en fonction de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial 1 - \tau_2}$

élasticité croisée de 0.067 qui est conforme à nos résultats économétriques³⁴. 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 Laffériens deviendraient au contraire plus élevés que 60,2%.

Ces calculs de taux Laffériens 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 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 Lafférien³⁵. Par ailleurs, si nous 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 Laffériens. Or notre compréhension des mécanismes par lesquels les contribuables réagissent aux réformes de la fiscalité du capital 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.

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 Libérateur après 2013 pour étudier les réponses des foyers fiscaux les plus aisés à une modification de la fiscalité du capital par la méthode 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 au groupe de contrôle. Ces conclusions subsistent lorsqu'on se restreint notre échantillon d'étude à différentes sous-populations, dont les travailleurs indépendants, ou les contribuables ou non à l'ISF. Ceci suggère qu'un alourdissement de la fiscalité du capital induit, 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 impliqueraient 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 patrimoniales 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 :

$$\ln(z_{i,t}) = \alpha_i + \sum_k \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + u_{i,t} \quad (2.1)$$

où i est un indice se rapportant au foyer fiscal, t indique le temps et $\mathbb{1}_{i \in \text{Traités}}$ 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 entre 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 :

$$\ln \left(\frac{z_{i,t}}{z_{i,2011}} \right) = \sum_k \varphi_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j \left(X_{i,t}^j - X_{i,2011}^j \right) + v_{i,t} \quad (2.2)$$

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 [Pacífico \(2019\)](#) 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 :

$$p_{i,t} = \alpha_i + \theta \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_k \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq 2011} \beta_k \mathbb{1}_{t=k} \times \mathbb{1}_{i \in \text{Traités}} + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + u_{i,t} \quad (2.3)$$

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 bases 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	2 297 300	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 traitement, ils représentent environ 48% des foyers.

II Résultats

II.1 Mise au barème des dividendes

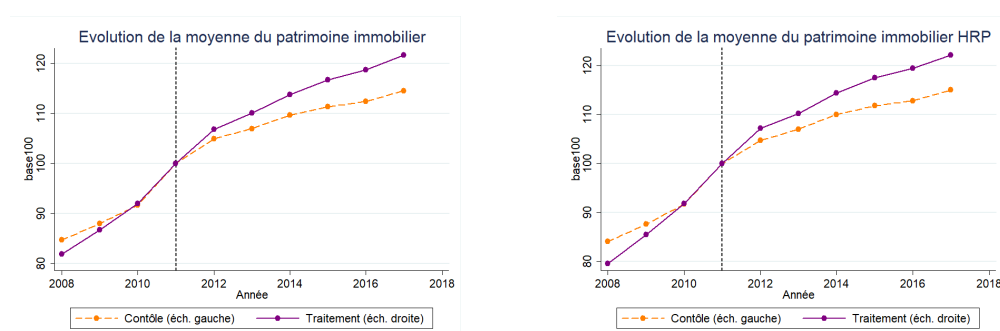


FIGURE 2.1 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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 ».

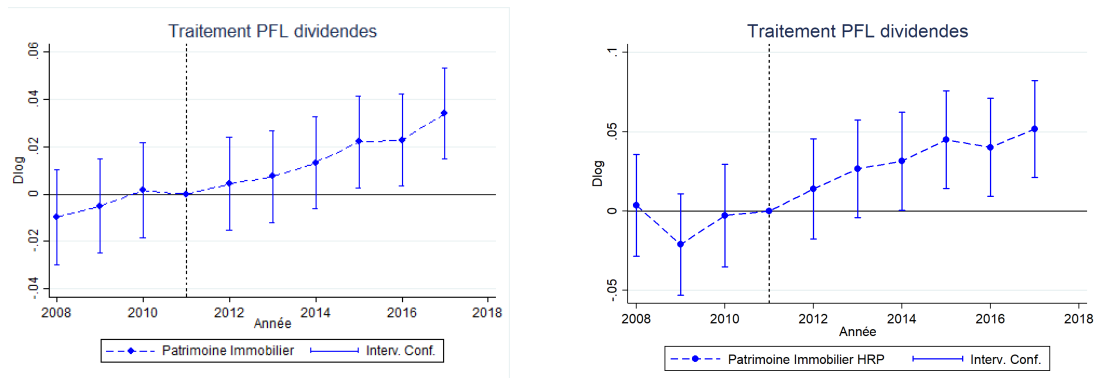


FIGURE 2.2 – Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec (gauche) et sans (droite) résidences principales. Intervalles de confiance à 95%.

II.2 Mise au barème des intérêts

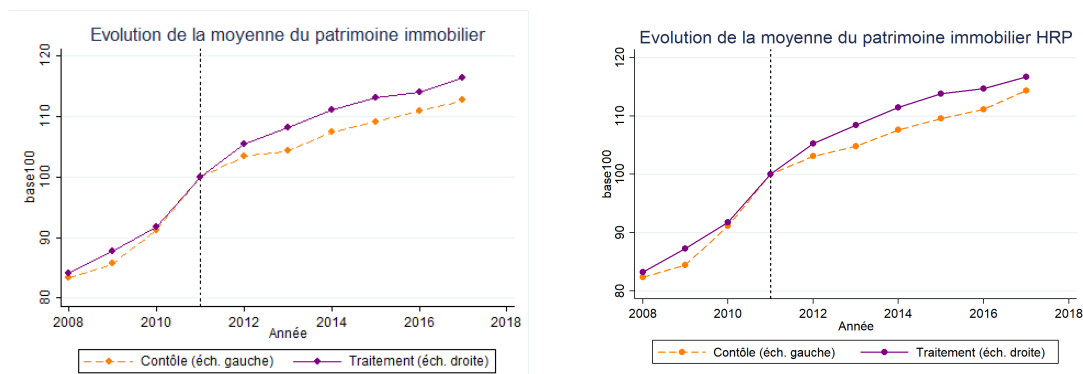


FIGURE 2.3 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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.

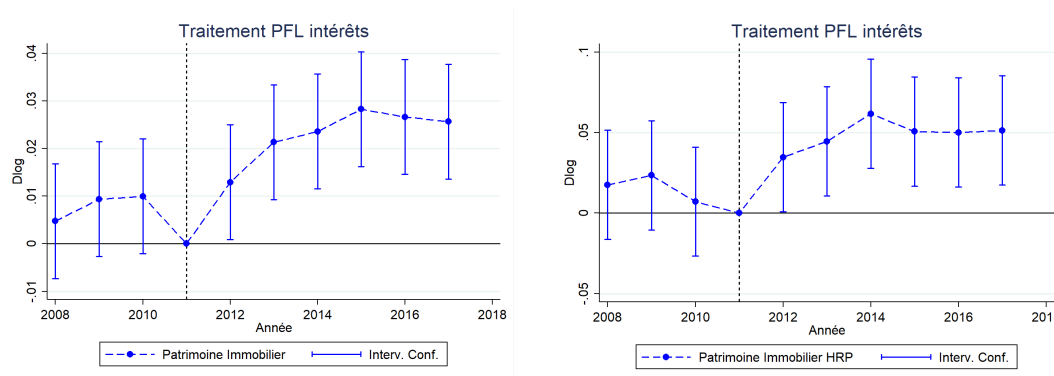


FIGURE 2.4 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec (gauche) et sans (droite) résidences principales. Intervalles de confiance à 95%.

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 rési-

	$P_{immoHRP}$		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.

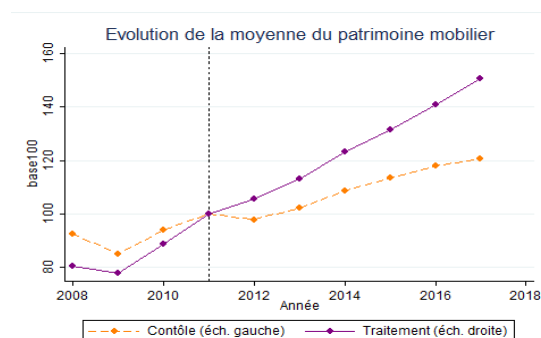


FIGURE 2.5 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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.

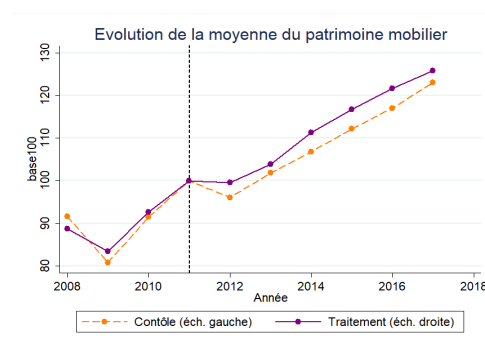


FIGURE 2.6 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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 ».

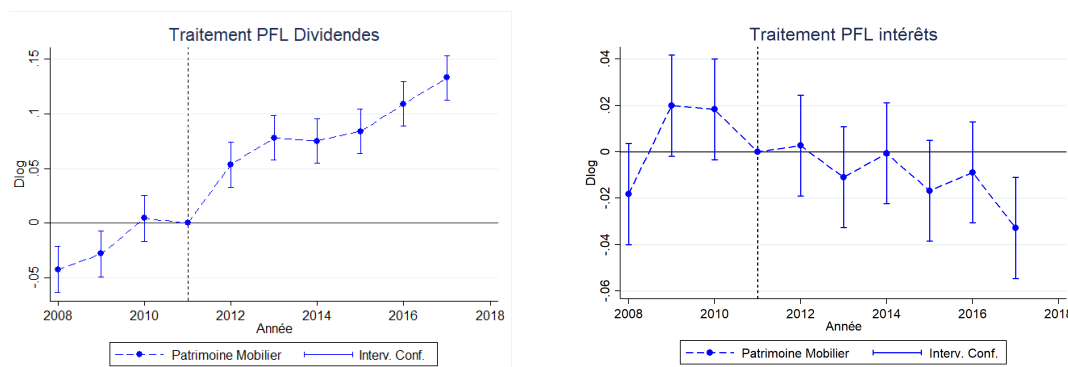


FIGURE 2.7 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine mobilier. Mise au barème des dividendes (gauche) et des intérêts (droite). Intervalles de confiance à 95%.

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 ».

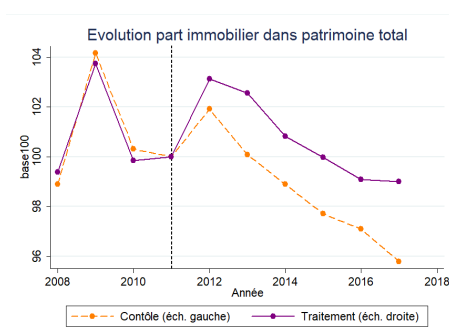


FIGURE 2.8 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

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, confirment 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.

	<i>Part_{immo div}</i>		<i>Part_{immo int}</i>	
	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"

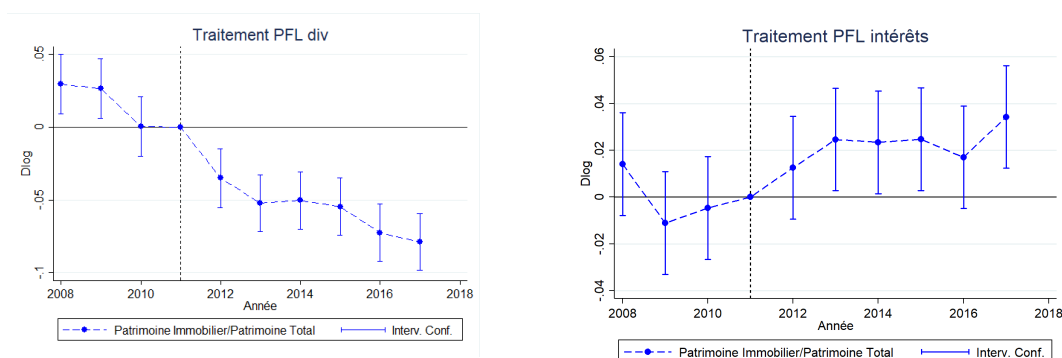


FIGURE 2.9 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur la part de l'immobilier dans le patrimoine imposable. Mise au barème des dividendes (gauche) et des intérêts (droite). Intervalles de confiance à 95%.

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 $\mathcal{S}^i(c, y_1, y_2) \stackrel{\text{def}}{=} -\mathcal{U}_{y_i}(c, y_1, y_2) / \mathcal{U}_c(c, y_1, y_2)$ le taux marginal de substitution entre le revenu avant impôt i et le revenu après impôts c . On définit maintenant par $\mathcal{C}(\cdot, y_1, y_2)$ la réciproque de la fonction $\mathcal{U}(\cdot, y_1, y_2)$, si bien que $\mathcal{C}(u, y_1, y_2)$ 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 $\mathcal{C}(\cdot, y_1, y_2)$ décrit les surfaces d'indifférences du contribuable. La dérivée partielle de la fonction \mathcal{C} par rapport au revenu i est égale à $\mathcal{S}^i(\mathcal{C}(u, y_1, y_2), y_1, y_2)$. La matrice hessienne des dérivées secondes est donc :

$$\mathcal{H} = \begin{pmatrix} \mathcal{S}_{y_1}^1 + \mathcal{S}^1 \mathcal{S}_c^1 & \mathcal{S}_{y_2}^1 + \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^1 \\ \mathcal{S}_{y_1}^2 + \mathcal{S}^1 \mathcal{S}_c^2 & \mathcal{S}_{y_2}^2 + \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^2 \end{pmatrix} \quad (\text{A.1})$$

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 $t_i \stackrel{\text{def}}{=} 1 - \tau_i$ les taux marginaux de rétention. Les conditions du premier ordre du programme du contribuable (1.1) s'écrivent :

$$\mathcal{S}^i(t_1 y_1 + t_2 y_2 + R, y_1, y_2) = t_i \quad i = 1, 2$$

En différenciant ces conditions du premier ordre par rapport à y_1, y_2, t_1, t_2 et R , on obtient :

$$\mathcal{H} \cdot \begin{pmatrix} dy_1 \\ dy_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} dt_1 \\ dt_2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \mathcal{S}_c^1 \\ \mathcal{S}_c^2 \end{pmatrix} (y_1 dt_1 + y_2 dt_2 + dR) \quad (\text{A.2})$$

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 $dR = -y_1 dt_1 - y_2 dt_2$ si bien que la matrice des réponses compensée est l'inverse de la matrice hessienne :

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} \\ \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} = \mathcal{H}^{-1}$$

Cette matrice des réponses compensées est donc symétrique et définie positive. Aussi,

$$\frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} = \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)}$$

Enfin on obtient à partir de (A.1) que

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} \\ \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} = \frac{1}{\det \mathcal{H}} \begin{pmatrix} \mathcal{S}_{y_2}^2 + \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^2 & -\mathcal{S}_{y_2}^1 - \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^1 \\ -\mathcal{S}_{y_1}^2 - \mathcal{S}^1 \mathcal{S}_c^2 & \mathcal{S}_{y_1}^1 + \mathcal{S}^1 \mathcal{S}_c^1 \end{pmatrix} \quad (\text{A.3})$$

où le déterminant de la matrice Hessienne est nécessairement positif.

L'équation (A.2) permet de retrouver les effets revenus en prenant $dt_1 = dt_2 = 0$. On aboutit alors à :

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial R} \\ \frac{\partial y_2}{\partial R} \end{pmatrix} = -\mathcal{H}^{-1} \cdot \begin{pmatrix} \mathcal{S}_c^1 \\ \mathcal{S}_c^2 \end{pmatrix}$$

On retrouve enfin les réponses non compensées à partir de l'équation (A.2) en prenant $\Delta R = 0$. On aboutit alors à

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^n}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_1^n}{\partial(1-\tau_2)} \\ \frac{\partial y_2^n}{\partial(1-\tau_1)} & \frac{\partial y_2^n}{\partial(1-\tau_2)} \end{pmatrix} &= \mathcal{H}^{-1} - \mathcal{H}^{-1} \cdot \begin{pmatrix} \mathcal{S}_c^1 y_1 & \mathcal{S}_c^1 y_2 \\ \mathcal{S}_c^2 y_1 & \mathcal{S}_c^2 y_2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_1)} + y_1 \frac{\partial y_1}{\partial R} & \frac{\partial y_1^c}{\partial(1-\tau_2)} + y_2 \frac{\partial y_1}{\partial R} \\ \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_1)} + y_1 \frac{\partial y_2}{\partial R} & \frac{\partial y_2^c}{\partial(1-\tau_2)} + y_2 \frac{\partial y_2}{\partial R} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

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

$$\mathcal{U}(d_{\text{Aujourd'hui}}, d_{\text{Demain}}, y_1) = u(d_{\text{Aujourd'hui}}) - v(y_1) + \beta u(d_{\text{Demain}})$$

avec $u'(\cdot), v'(\cdot), v''(\cdot), \beta > 0 > u''(\cdot)$. D'après l'équation (A.3), il suffit de connaître le signe de $\mathcal{S}_{y_2}^1 + \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^1$ 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 :

$$\mathcal{U}(c, y_1, y_2) \stackrel{\text{def}}{=} u\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right) - v(y_1) + \beta u(c - y_1)$$

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

$$\mathcal{S}_{y_2}^1 = \frac{u''\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)}{\beta(1+r) u'(c - y_1)} < 0$$

et

$$\mathcal{S}_c^1 = -\frac{u''(c - y_1)}{u'(c - y_1)} \frac{v'(y_1) - u'\left(y_1 - \frac{y_2}{1+r}\right)}{\beta u'(c - y_1)}$$

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 $\mathcal{S}_c^1 < 0$, donc $\mathcal{S}_{y_2}^1 + \mathcal{S}^2 \mathcal{S}_c^1 < 0$, 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 $i = 1, \dots, N$. 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, $\tau_1 \stackrel{\text{def}}{=} \sum_i (T'_1(y_{1,i}) y_{1,i} / Y_1)$ 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

Échantillon	y_{15}		y_2		y_{2Div}	
	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

Variables de contrôle	y_{2div}		$y_2 - y_{2div}$	
	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

		$\ln\left(\frac{1-\tau_{i,t+1}^1}{1-\tau_{i,t}^1}\right)$		$\ln\left(\frac{1-\tau_{i,t+1}^2}{1-\tau_{i,t}^2}\right)$	
		$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}_{i,t+1}^1}{1-\bar{\tau}_{i,t}^1}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}_{i,t+1}^2}{1-\bar{\tau}_{i,t}^2}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}_{i,t+1}^1}{1-\bar{\tau}_{i,t}^1}\right)$	$\ln\left(\frac{1-\bar{\tau}_{i,t+1}^2}{1-\bar{\tau}_{i,t}^2}\right)$
(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)	∅	∅	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 Gravouelle, 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 Guillouzoic, 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 Review*, 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.

TEPP Rapports de Recherche 2020

20-3. Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité : approfondissements et extensions pour la période 2013-2016

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

20-2. Discrimination en raison du handicap moteur dans l'accès à l'emploi : une expérimentation en Ile-de-France

Naomie Mahmoudi

20-1. Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises: une approche multicanal

Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty et Pascale Petit

19-7. Les effets des emplois francs sur les discriminations dans le recrutement : une évaluation par testing répétés

Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-6. Les refus de soins discriminatoires: tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales

Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-5. Mesurer l'impact d'un courrier d'alerte sur les discriminations liées à l'origine

Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Souleymane Mbaye

19-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital: Premiers résultats

Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michael Sicsic

19-3. Parent isolé recherche appartement : discriminations dans l'accès au logement et configuration familiale à Paris

Laetitia Challe, Julie Le Gallo, Yannick L'horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

19-2. Les effets du Service Militaire Volontaire sur l'insertion des jeunes : un bilan complet après deux années d'expérimentation

Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'horty

19-1. Discriminations à l'embauche: Ce que nous apprennent deux décennies de testings en France

Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2018

18-7. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: nouveaux approfondissements et extensions pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

18-6. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: approfondissements et extensions pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

18-5. Les discriminations dans l'accès à l'emploi privé et public: les effets de l'origine, de l'adresse, du sexe et de l'orientation sexuelle

Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

18-4. Handicap et discriminations dans l'accès à l'emploi : un testing dans les établissements culturels

Louise Philomène Mbaye

18-3. Investissement et embauche avec coûts d'ajustement fixes et asymétriques

Xavier Fairise, Jérôme Glachant

18-2. Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi: une évaluation expérimentale

Denis Anne, Julie Le Gallo, Yannick L'Horty

18-1. Les territoires ultramarins face à la transition énergétique: les apports d'un MEGC pour La Réunion

Sabine Garabedian, Olivia Ricci

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-12. Le travail à temps partiel en France: Une étude des évolutions récentes basée sur les flux

Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier

17-11. Les discriminations dans l'accès au logement en France: Un testing de couverture nationale

Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-10. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-09. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail

Souleymane Mbaye

17-08. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : Les enseignements de trois testings

Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-07. Discriminations dans l'accès à un moyen de transport individuel : Un testing sur le marché des voitures d'occasion

Souleymane Mbaye, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-06. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à la formation professionnelle ? Une réponse par testing

Loïc Du Parquet, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Pascale Petit

17-05. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire

Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-04. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-03. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?

Laetitia Challe

17-02. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post: Résultats complémentaires

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-01. Les discriminations dans l'accès au logement à Paris: Une expérience contrôlée

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2016

16-10. Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines

Emilie Arnoult

16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie

Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours

Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée

Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques

Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France

Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée

Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?

Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

TEPP Rapports de Recherche 2015

15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu

Etienne Lehmann

15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire

Emilia Ene Jones, Florent Sari

15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise

Emilie Arnoult, Florent Sari

15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin

Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français

Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Théorie et Evaluation des Politiques publiques » (FR 2042 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, « ERUDITE », équipe d'accueil n°437 rattachée aux Universités Paris-Est Créteil et Gustave Eiffel ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, « CREM », unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, « CPN », équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, « CRED », équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, « EPEE », équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, « GAINS », équipe d'accueil n°2167 rattachée à l'Université du Maine ;
- Le **Groupe de Recherche ANgevin en Économie et Management**, « GRANEM », unité mixte de recherche UMR-MA n°49 rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, « LEMNA », équipe d'accueil n°4272, rattachée à l'Université de Nantes ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt** – Paris-Est, « LIPHA-PE », équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'UPEM ;
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, « CEMOI », équipe d'accueil n°EA13, rattachée à l'Université de la Réunion

TEPP rassemble 230 enseignants-chercheurs et 100 doctorants. Elle est à la fois l'un des principaux opérateurs académiques d'évaluation de politiques publiques en France, et la plus grande fédération pluridisciplinaire de recherche sur le travail et l'emploi. Elle répond à la demande d'évaluation d'impact de programmes sociaux à l'aide de technologies avancées combinant modélisations théoriques et économétriques, techniques de recherche qualitatives et expériences contrôlées.