

Université Panthéon - Assas

Ecole doctorale d'économie, gestion, information et communication (EGIC)

Thèse de doctorat en Sciences Économiques

soutenue le 17 Décembre 2020

ESSAIS EN ÉCONOMIE PUBLIQUE ET POLITIQUE



UNIVERSITÉ PARIS II
PANTHÉON-ASSAS

Thèse de doctorat Décembre 2020

Marie-Noëlle Lefebvre

Sous la direction de Jean Mercier-Ythier et Etienne Lehmann

RAPPORTEURS :

Sonia Paty, Professeur des Universités, Université Lumière Lyon 2

Alain Trannoy, Professeur des Universités, Directeur d'étude à l'EHESS

EXAMINATEURS :

Chloé Le Coq, Professeur des Universités, Université Paris II Panthéon-Assas

Stéphanie Stancheva, Professeur des Universités, Université d'Harvard

Yvon Rocaboy, Professeur des Universités, Université de Rennes 1

Avertissement

L'université n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

*À Robert Gladieu mon grand-père
et André Pommier notre ange gardien.*

Remerciements

« Nous sommes la jeunesse ardente qui veut escalader le ciel »

Ce manuscrit n'aurait jamais vu le jour sans le soutien de Jean Mercier-Ythier, mon co-directeur de thèse. Je tiens à le remercier pour ses encouragements à commencer cette aventure et pour son aide tout du long. Jusqu'au dernier moment j'ai beaucoup appris de ses relectures et conseils.

Ce manuscrit n'aurait jamais été mené à son terme sans la proposition d'Etienne Lehmann de travailler à ses côtés, sur le projet d'évaluation des réformes de la taxation du capital. Etienne, je n'aurais jamais les mots pour te remercier de la confiance que tu me portes et de tout ce que tu m'apprends aussi bien professionnellement qu'humainement au quotidien.

Autour de ce projet d'évaluation des réformes de la taxation du capital s'est constituée une équipe formidable. Je souhaite remercier mes co-auteurs et aujourd'hui amis, Michaël Sicsic et Eddy Zanoutene. Michaël, il faut bien avouer que je t'érige souvent en super-héros, ta force de travail, ton intelligence et ton humilité sont pour moi un exemple à suivre. Eddy, je souhaite t'exprimer toute ma reconnaissance pour ton aide et ta sollicitude de tous les instants, tout aurait été plus difficile sans toi cette année. Je m'engage par la présente à te rendre la pareille tout au long de ton travail doctoral. Je suis heureuse de compter parmi mes amis un jeune homme aussi talentueux que toi.

Je tiens également à remercier tous les membres du CRED de m'avoir entourée de leur bienveillance au quotidien. Je remercie plus particulièrement Bruno Deffains, notre directeur de laboratoire pour son soutien impartial, Marianne Verdier pour sa présence lumineuse, Marie Obidzinski pour ses relectures et sa gentillesse, Chloé Le Coq pour ses conseils pertinents et Fathi Fahkfahk pour m'avoir supportée dans son bureau pendant plusieurs mois avec le sourire. Je tiens également à remercier les professeurs avec qui j'ai eu l'occasion de travailler en tant que chargé de travaux dirigés qui m'ont tant appris sur le métier d'enseignant, Claudine Desrieux, Lucie Ménager et Ali Skali. Je pense aussi aux membres de l'école doctorale et plus particulièrement à son directeur Frédéric Lambert. Je souhaite enfin remercier Bruno Jérôme qui a eu une place toute particulière dans ma formation.

En tant que doctorante au CRED, j'ai eu la chance d'intégrer également la grande famille TEPP. Je souhaite remercier Yannick l'Horty le directeur de la confédération TEPP ainsi que Pascale Petit qui organise chaque année l'école d'hiver d'Aussois.

Notre projet d'évaluation des réformes de la taxation du capital n'aurait pu être mené à bien sans l'aide et l'accompagnement de la Direction générale des finances publiques (DGFIP) qui nous a permis d'accéder aux données fiscales des ménages français. Je tiens à remercier Gérard Forgeot et Brice Lepetit qui furent les premiers à nous recevoir, ainsi que Denis Boisnault qui remplace maintenant Brice, en tant que chef du bureau Études et statistiques en matière fiscale.

Après avoir remporté l'appel à projet lancé dans le cadre de la création du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital, nos recherches sont aujourd'hui financées par France Stratégie. Je souhaite avant tout remercier Iris Saada, notre directrice de la recherche, pour son aide lors de cet appel à projet, mais aussi pour nos échanges toujours enrichissants. Je souhaite, ensuite, remercier tous les membres du comité ainsi que les membres de France Stratégie en charge de son pilotage pour leurs retours sur nos travaux ainsi que leur soutien. Je remercie plus particulièrement Anne Epaulard et Alain Trannoy, nos rapporteurs, ainsi que Cédric Audenis, Philippe Frocrain et Boris Le Hir.

Nos travaux ont également bénéficié de nombreux retours lors du groupe de travail d'économie de la fiscalité dont je remercie les organisateurs Pierre Boyer et Laurence Jacquet ainsi que les habitués parmi lesquels Antoine Ferey, Anasuya Raj et Clément Malgouyres pour leur bienveillance, leurs encouragements et leurs conseils.

Je souhaite remercier à leur tour tous mes collègues doctorants du CRED de m'avoir supportée et autant aidée. Je tiens à exprimer des remerciements tout particuliers à Philémon Poux, toujours prêt à filer un coup de main sur une démonstration mathématique et Jean-Baptiste Crettez toujours prêt à aller boire un coup. En traversant le centre Valette, j'ai aussi rencontré quelques juristes, qui ont égayé mes journées, je pense notamment à Héloïse Glucksmann. Je ne saurais oublier ma chère collègue du CARISM, Elodie Berthet. J'adresse également une pensée à mes collègues de l'Université de Montpellier, Jimmy Martinez et Mohamed Awada, et mon collègue du Mans, rencontré à Montpellier, Emmanuel Auvray.

Cette thèse a également mis sur ma route un camarade de Nanterre, Maxime Charreire, que je remercie tout simplement pour ce qu'il est, ainsi que d'être entré dans ma vie.

De tous les collègues, il en est un qui est devenu mon plus cher ami, Noé Ciet. Noé, il est trop de choses pour lesquelles je devrais te remercier, je te prie de m'excuser de ne

pas trouver les mots. Il serait plus juste de remercier cette thèse de t'avoir mis sur mon chemin. Cette aventure c'est la nôtre.

Parmi les premiers doctorants que j'ai rencontré au CRED, Nicolas Dumas a lui aussi eu une place toute particulière dans ma vie, il m'a beaucoup appris et vraiment rien n'aurait été possible sans lui. Nicolas, si nos chemins se sont séparés, sache que je n'aurai de cesse de t'exprimer toute ma reconnaissance. Tu m'as fait le plus beau cadeau que je n'ai jamais reçu Otsu, mon plus fidèle compagnon.

J'en profite pour remercier Clotilde et Laurie d'avoir tant pris soin d'Otsu lors de mes longues journées et nuits de travail. Une pensée également aux amis du parc Rothschild qui m'ont toujours encouragé et permis de décompresser lors de nos agréables balades.

Enfin, au commencement il y avait les amis, mes extraordinaires amis qui m'ont encouragée chaque jour et apporté leur aide autant qu'ils le pouvaient Louise, Catherine, Joanna, Alizée, Caroline, Tiffany, Lucrèce, Bérénice, Gloria, Hortense, Astrid, Morgane A., Sacha, Maxime D., Vincent, Julien C. et Nicolas L. Je remercie également Jean-Philippe et Magalie, Dominique et Maurice, Michèle, Jean-Louis, Martine, Delphine et Gilles, l'équipe des supers parents !

Les derniers remerciés ont pourtant été les premiers à me permettre d'arriver jusqu'ici il s'agit là de mes parents, mais aussi de la famille que j'ai eu la chance de choisir, Nelly et Gérard, et la famille Astier au grand complet. Magdeleine, tu es la sœur que j'aurais rêvé d'avoir et j'espère que ce manuscrit te rendra aussi fière que tu me rends fière au quotidien.

Une pensée également pour ceux partis durant ces années de thèse et qui n'ont pas eu la chance de voir ce travail aboutir André, Justin, Toupère et Adolfo, je sais que de là-haut vous avez veillé au grain.

Mes derniers remerciements sont ceux du cœur et sont adressés à mon conjoint Ismaël. Maintenant que tu partages ma vie, tous mes rêves deviennent possibles.

Résumé :

La première partie de cette thèse regroupe deux essais en économie publique. Elle propose une évaluation empirique des réformes de la fiscalité des revenus du capital mise en œuvre en 2013 en France. Le premier papier cherche à quantifier les réponses comportementales des revenus d'activité et du capital des ménages à ces réformes. Il est montré que les revenus du capital sont très sensibles à leur propre taux marginal d'imposition contrairement aux revenus d'activité. L'existence de comportements de redétermination des revenus du capital en revenus du travail en France est invalidée. Le second papier étudie les réponses du patrimoine des ménages. Il identifie des effets croisés de la fiscalité des revenus du capital mobilier sur le capital immobilier des ménages. La seconde partie est constituée d'un essai en économie politique. Elle propose un modèle théorique qui montre l'existence d'un effet causal de la mise en place de primaires électorales sur la l'affaiblissement des systèmes bipartites européens.

Mots clés : Évaluation des politiques publiques, fiscalité du capital, analyse économique des élections, élections primaires

Title and Abstract : Essays in Public Economics and Political Economy

The first part of this dissertation contains two essays in public economics. It proposes an empirical evaluation of the capital income tax reforms implemented in 2013 in France. The first paper aims to quantify the behavioural responses of capital and labour households' incomes to these reforms. The results suggest a very high sensitivity of capital incomes to its own tax rate, in contrast to labour incomes. The existence of income shifting responses between capital income and labour income in France is invalidated. The second paper focuses on the responses of household wealth. It identifies cross effects of the taxation of capital income on the real estate assets of households. The second part is constituted of an essay in political economy. It relies on a theoretical model to highlight the causal effect of electoral primaries on the weakening of European two-party systems.

Keywords : Public policy evaluation, capital taxation, public choice, primaries elections

Principales abréviations

CASD : Centre d'Accès Sécurisé à Distance

DGFiP : Direction Générale des Finances Publiques

IR : Impôt sur le Revenu

ISF : Impôt de Solidarité sur la Fortune

IFI : Impôt sur la Fortune Immobilière

PFL : Prélèvement Forfaitaire Libératoire

PFU : Prélèvement Forfaitaire Unique

Sommaire

Introduction	17
I Évaluation de la mise au barème des revenus du capital mobilier	31
0.1 Introduction	33
0.2 Législation	34
0.2.1 Contexte institutionnel	34
0.2.2 La mise au barème des revenus des capitaux en 2013	37
0.2.3 Les réformes concomitantes	38
0.3 Données fiscales disponibles	40
1 Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages	43
1.1 Cadre conceptuel	50
1.1.1 Présentation du cadre	50
1.1.2 Effets théoriquement attendus des réformes fiscales	52
1.1.3 Détermination du taux de taxe sur le capital rendant maximales les recettes publiques	56
1.2 Base de données	59
1.2.1 Construction de la base	59
1.2.2 Simulation de l'impôt et des taux marginaux	61
1.2.3 Champ d'étude et statistiques descriptives	62
1.3 Approche par doubles différences	63
1.3.1 Stratégie d'estimation	63
1.3.1.1 Méthode économétrique	63
1.3.1.2 Définitions des traitements	66
1.3.1.3 Prédictions théoriques	67
1.3.2 Le champ d'étude	68
1.3.3 Résultats de l'effet de la mise au barème des dividendes	69

1.3.3.1	Les réponses des revenus du capital	69
1.3.3.2	Les revenus d'activité semblent avoir été peu sensibles à la mise au barème des dividendes	74
1.3.3.3	Estimation selon l'assujettissement à l'Impôt de Solida- rité sur la Fortune	77
1.3.4	Résultats de l'effet de la mise au barème des produits de place- ment à revenu fixe	78
1.3.5	Implications de politiques économiques	80
1.4	Approche par variables instrumentales	83
1.4.1	La méthode	84
1.4.2	Le champ d'étude	87
1.4.3	Résultats	88
1.4.3.1	Les résultats de base	88
1.4.3.2	Robustesse des résultats par rapport aux contrôles de re- venus	91
1.4.3.3	Robustesse des résultats par rapport à l'instrumentation et à l'intervalle de temps	93
1.4.3.4	Résultats sur différents sous échantillons	95
1.4.4	Implications de politiques économiques	97
1.5	Conclusion	99
2	Réponses de l'investissement immobilier à la fiscalité du capital mobilier	103
2.1	Introduction	104
2.2	Stratégie d'estimation	105
2.3	Résultats	114
2.4	Peut-on parler de substitution du capital immobilier au capital mobilier? .	120
2.4.1	Mise au barème des dividendes	121
2.4.2	Mise au barème des intérêts	124
2.5	Conclusion	127
II	Concurrence Électorale	129
3	Primaires électorales : La fin du bipartisme dans les pays européens?	131

3.1	Introduction	132
3.2	Modèle théorique	134
3.2.1	Modèle de concurrence électorale	135
3.2.2	Alternance et stabilité du bipartisme	137
3.2.3	Introduction d'une primaire au sein du parti d'opposition	139
3.3	Discussion et Conclusion	143
	Conclusion	149
	Table des Figures	155
	Liste des Tableaux	159
	Index	161
	Annexes	161
A	Introduction	163
A.1	Accès aux documents administratifs	163
A.1.1	Liste des documents non communicables	163
A.1.2	Documents à caractère personnel	164
B	Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages	165
B.1	Annexes théoriques	165
B.1.1	Propriétés générales	165
B.1.2	Le signe des élasticités compensées croisées dans le modèle à deux périodes	167
B.1.3	Dérivation de l'équation (1.2)	168
B.2	Résultats complémentaires par la méthode des Doubles Différences	170
B.2.1	Estimations sans variables de contrôles	170
B.2.2	Foyers percevant des revenus des capitaux qui ne sont pas uniquement composés de dividendes	171

B.3	Équations de premières étapes pour la méthode des variables instrumentales	172
C	Réponses de l'investissement immobilier à la fiscalité du capital mobilier	173
C.1	Résultats	173
C.1.1	Mise au barème des dividendes	173
C.1.2	Mise au barème des intérêts	174
C.2	Substitution du capital immobilier au capital mobilier?	175
C.2.1	Actions conventionnelles	175
C.2.2	Actifs mobiliers	176
C.2.3	Actifs liquides	177
D	Primaires électorales : La fin du bipartisme dans les pays européens?	179
D.1	Modèle théorique	179
D.1.1	Preuve Lemme 1	179
D.1.2	Preuve Lemme 2	182
D.1.3	Preuve Lemme 3	184
D.1.4	Preuve Lemme 4	185
D.1.5	Preuve Lemme 5	186
	Bibliographie	188

Introduction

L'économie publique a pour objet d'étude l'intervention de l'État dans l'économie. Elle a pour objectif d'élaborer, d'aider à la mise en place et d'évaluer les politiques publiques. Dans un premier temps, elle adopte un point de vue positif en cherchant à comprendre et décrire le plus précisément l'impact de l'intervention de l'État dans l'économie. Dans un deuxième temps, elle permet d'apporter des conclusions plus normatives, qui exposent alors ce qui devrait être mis en place pour améliorer le bien-être du plus grand nombre. Les méthodes utilisées en économie publique sont des méthodes d'analyse micro-économiques. Afin de mener des travaux empiriques, lesquels permettront ensuite, par exemple, l'évaluation des politiques publiques, les chercheurs ont besoin de données produites par les administrations publiques à l'échelle des ménages ou des entreprises.

La première partie des travaux qui constituent cette thèse propose une évaluation empirique des réformes fiscales mises en place en France en 2013. Elle s'appuie sur les données fiscales des ménages français et a été rendue possible par l'ouverture progressive des données publiques, notamment depuis 2016.

L'ouverture des données publiques peut être définie comme une démarche de communication de données ou de documents publics, afin que ceux-ci soient diffusés de manière structurée selon une méthode garantissant leur libre accès, permettant ainsi leur réutilisation par tous les citoyens, sans restriction technique, juridique ou financière injustifiée.

L'ouverture des données publiques repose sur un principe de transparence de l'administration publique énoncé dans l'article 15 de la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen de 1789, selon lequel « *la Société a le droit de demander compte à tout Agent public de son administration.* »

Il faut cependant attendre la Cinquième République et la loi du 17 juillet 1978¹ pour poser les bases juridiques de ce droit et instaurer une Commission d'accès aux documents administratifs (CADA). Au cœur du droit d'accès aux données publiques se place ainsi le régime de l'accès aux documents administratifs organisé par ladite loi, désormais codifiée aux articles L300-1 et suivants du Code des Relations entre le Public et l'Administration (CRPA).

Les documents administratifs sont définis par l'article L300-2 du CRPA aux termes

1. Loi n° 78-753, 17 juil. 1978, portant diverses mesures d'amélioration des relations entre l'administration et le public et diverses dispositions d'ordre administratif, social et fiscal

duquel :

« Sont considérés comme documents administratifs, [. . .] quels que soient leur date, leur lieu de conservation, leur forme et leur support, les documents produits ou reçus, dans le cadre de leur mission de service public, par l'Etat, les collectivités territoriales ainsi que par les autres personnes de droit public ou les personnes de droit privé chargées d'une telle mission. Constituent de tels documents notamment les dossiers, rapports, études, comptes rendus, procès-verbaux, statistiques, directives, instructions, circulaires, notes et réponses ministérielles, correspondances, avis, prévisions et décisions. »

En 2002, le droit d'accès aux documents administratifs a été reconnu par le Conseil d'État² comme une garantie fondamentale accordée aux citoyens pour l'exercice des libertés publiques. Le droit d'accès aux documents administratifs n'est cependant pas sans limite. Toutes les données produites ou détenues par les administrations ne peuvent être mises à disposition du public. En effet, dans le régime mis en place par la loi de 1978, il apparaît que certains documents ne sont pas communicables tandis que d'autres ne le sont que sous conditions. Il est important de distinguer les documents non communicables et les documents comportant des mentions non communicables. L'article L311-5 du CRPA énumère les documents non communicables (voir Annexe A.1.1). L'article L311-6 du CRPA définit quant à lui les données à caractère personnel, qui ne sont communicables qu'à l'intéressé (Voir Annexe A.1.2) parmi lesquels figurent les documents *« dont la communication porterait atteinte à la protection de la vie privée, au secret médical et au secret en matière commerciale et industrielle. »* Même si les informations figurant dans les documents administratifs ne permettent pas directement d'identifier une personne morale ou physique, un très grand nombre d'informations permettent de le faire indirectement du fait de leur précision. Pour les entreprises, un petit nombre d'informations suffisent le plus souvent à les identifier.

À partir de 2011, les initiatives de la France en matière de transparence et de diffusion des données publiques sont saluées à l'international, notamment suite à la mise en ligne du portail « data.gouv » le 5 décembre 2011, *« destiné à rassembler et à mettre à disposition librement l'ensemble des informations publiques de l'Etat, de ses établissements publics administratifs et, si elles le souhaitent, des collectivités territoriales et des personnes de droit public ou de droit privé chargées d'une mission de service public »*³. Grâce à la numérisation,

2. CE, 7 / 5 SSR, 29 avr. 2002, n°228830, Ullmann

3. D. n° 2011-194, 21 févr. 2011, portant création d'une mission « Etalab » chargée de la création d'un portail unique interministériel des données publiques.

la France accélère et élargit son accès aux données publiques. L'ouverture des données, ou « *open data* », permet en effet désormais à chacun (citoyen, entreprise, chercheur...) d'accéder à ces données, de les analyser et même de les compléter.

Lorsqu'en 2014 l'OCDE crée l'indice OURdata permettant de comparer les politiques d'ouverture des données entre les différents pays membres, la France se hisse au second rang du classement.

En 2016, la loi pour une République numérique⁴ marque cependant un tournant dans la politique d'ouverture des données publiques et modifie en substance le CRPA. Elle introduit notamment une obligation nouvelle de publication en ligne des données par les administrations publiques⁵, instaure un cadre juridique pour l'accès aux données sensibles ou à caractère personnel pour des fins de recherche ou d'étude⁶ et fonde le droit de réutilisation des informations publiques⁷.

Diffusion spontanée des données publiques Avant 2016, les autorités publiques étaient tenues de communiquer les documents administratifs aux personnes qui en faisaient la demande et avaient la possibilité, tel qu'énoncé par l'article L312-1 du CRPA, de publier en ligne n'importe quel document administratif, sauf exceptions. Mais la loi pour une République numérique va encore plus loin avec l'ajout d'un article L312-1-1 au dit Code, lequel y introduit des cas où la publication en ligne est obligatoire. Doivent ainsi être rendus publics, notamment, les bases de données mises à jour de façon régulière que les administrations produisent ou qu'elles reçoivent, et qui ne font pas l'objet d'une diffusion publique par ailleurs, ainsi que les données mises à jour de façon régulière, dont la publication présente un intérêt économique, social, sanitaire ou environnemental.

L'article L312-1-2 du CRPA détermine également les conditions dans lesquelles les documents et données comportant des mentions relevant des articles L311-5 et 6 précités, tenant à un secret ou présentant un caractère personnel, peuvent être diffusés. Ces mentions doivent, conformément à cet article, avant toute diffusion au public, faire l'objet d'un traitement permettant de les occulter ou rendant impossible l'identification des personnes.

4. L. n° 2016-1321, 7 oct. 2016, pour une République numérique

5. CRPA, art. L311-1

6. CRPA, art. L311-8

7. CRPA, art. L321-1 à L327-1

Cadre juridique pour l'accès aux documents non communicables Avant 2016, aucune disposition légale ne permettait l'accès aux documents non communicables, en dehors de l'application d'un délai de prescription inscrit dans le Code du patrimoine. L'article L311-8 du CRPA, dans sa version modifiée par la loi du 7 octobre 2016, ouvre la possibilité, pour l'administration détenant une base de données, de solliciter l'avis du comité du secret statistique en réponse à une demande d'accès à ces données à des fins de recherches ou d'étude. Ce comité, créé en 2004, veille au respect des règles du secret statistique, forme particulière de secret professionnel qui interdit, pendant une durée variable, toute communication de renseignements individuels d'ordre privé, économique ou financier recueillis au moyen d'une enquête statistique.⁸ Ce même comité donne son avis sur d'éventuelles dérogations, en réponse à des besoins dont la finalité relève de la statistique publique ou de la recherche.

Les chercheurs ayant été autorisés, dans les conditions de l'article L311-8 du CRPA, à accéder aux données publiques après avis du comité seront ainsi astreints au secret dit statistique. En tout état de cause, le comité peut également recommander le recours à une procédure d'accès sécurisé aux données présentant des garanties appropriées.

Le droit de réutilisation La loi pour une République numérique introduit également le droit à réutilisation des données publiques⁹. Le principe est posé par l'article L321-1 du CRPA : « *Les informations publiques figurant dans des documents communiqués ou publiés par les administrations mentionnées au premier alinéa de l'article L. 300-2 peuvent être utilisées par toute personne qui le souhaite à d'autres fins que celles de la mission de service public pour les besoins de laquelle les documents ont été produits ou reçus.* »

Les articles suivants listent les données mises à disposition par les administrations centrales et territoriales et définit les conditions de mise à disposition (format, anonymisation, prix de la mise à disposition).

Parallèlement à la mise en place d'un cadre juridique se pose le problème de l'accès effectif aux données garantissant le respect de la législation en vigueur. Une première solution consiste à demander aux chercheurs de se rendre physiquement dans des centres d'accès sécurisé. C'est par exemple ce qui est demandé aujourd'hui aux chercheurs souhaitant utiliser des données sensibles produites par la Banque de France.

8. L n°51-711, 7 juin 1951, sur l'obligation, la coordination et le secret en matière de statistiques

9. CRPA, art. L321-1 à R321-8

Cette solution est contraignante et discriminante notamment pour les centres de recherche se situant loin des centres d'accès. Pour pallier ces problèmes, il a fallu concevoir une solution à distance permettant de garantir la sécurité nécessaire à la confidentialité des données. Pour répondre à ce besoin, l'Insee et le Genes¹⁰ ont créé en 2010 le Centre d'Accès Sécurisé aux Données (CASD). En 2018, le CASD devient un groupe d'intérêt public. Dans un article paru dans *Courrier des statistiques* en 2019, le directeur du CASD, Kamel Gadouche décrit parfaitement la technologie utilisée et les avantages de l'utilisation du CASD aussi bien pour les administrations publiques que pour les chercheurs¹¹.

L'ouverture des données publiques et leur accès sécurisé à distance permettent aujourd'hui d'améliorer grandement l'évaluation des politiques publiques et d'apporter aux gouvernements de nombreux outils d'aide à la décision. Mais pour avoir l'opportunité de mettre en œuvre quelque politique que ce soit, il faut d'abord qu'un gouvernement soit élu. L'économie publique se trouve donc confrontée aux enjeux électoraux qui guident l'élaboration et la mise en place de politiques publiques.

C'est pourquoi la seconde partie de cette thèse a été consacrée à l'étude des choix électoraux, et plus particulièrement à la mise en place de primaires électorales dans certains pays d'Europe occidentale depuis la fin des années 2000.

L'analyse des choix électoraux est un champ de l'économie politique qui consiste à étudier les phénomènes électoraux grâce aux méthodes et concepts de la science économique. Le pionnier de cette discipline est Anthony Downs qui s'est illustré par son ouvrage *Une théorie économique de la démocratie* (DOWNS 1957). Le cadre d'analyse de l'économie des choix électoraux est emprunté à l'économie industrielle. Il repose sur les analogies suivantes : les partis ou candidats se comportent comme des entreprises en cherchant à maximiser non pas leur part de marché mais leur part de votes, et les électeurs se comportent comme des consommateurs en choisissant le programme politique qui maximise leur utilité. Une fois cette analogie posée, Anthony Downs adapte le modèle de compétition spatiale élaboré par Harold Hotelling (HOTELLING 1929) à la compétition électorale. Le modèle d'Hotelling étudie comment des vendeurs se po-

10. Le Groupe des Écoles Nationales d'Économie et Statistique (Genes) est un établissement public d'enseignement supérieur et de recherche rattaché au ministère de l'économie et des finances, dont l'Insee assure la tutelle technique.

11. RASCOL et al. 2019

sitionnent le long d'un marché linéaire (comme une route ou une plage) afin d'attirer un maximum de clients. Si les produits vendus et les prix proposés sont identiques, les clients maximisent leur utilité en se rendant chez le vendeur le plus proche. Lorsque deux vendeurs se font concurrence sur le même marché et que les clients sont répartis de façon uniforme tout au long du marché, Hotelling montre que les deux vendeurs maximisent leur part de marché en se situant au centre du marché, le plus proche possible l'un de l'autre. La concurrence conduit donc les vendeurs à se différencier le moins possible. La loi de Hotelling est également appelée principe de différenciation minimale. A. Downs définit le spectre politique gauche-droite comme un marché linéaire sur lequel les candidats doivent se positionner afin d'attirer le plus d'électeurs. Les électeurs votent pour le candidat le plus proche de leurs opinions politiques. Si deux candidats se présentent à l'élection, et que les opinions idéologiques des électeurs sont réparties de façon uniforme le long du spectre politique, alors reprenant le principe de différenciation minimale, Downs conclut que les candidats vont choisir un positionnement électoral le plus proche possible l'un de l'autre au centre du spectre politique. Ils choisissent donc la position idéologique de l'électeur médian. Ce modèle Hotelling-Downs est également appelé le théorème de l'électeur médian. Il s'agit du premier modèle qui analyse le positionnement politique des candidats à la lumière d'un modèle économique.

C'est à partir de ce modèle qu'est née une littérature vaste étudiant le positionnement des candidats dans le cadre d'une compétition électorale. Identifier, lever ou modifier les hypothèses fondatrices du modèle permet d'étudier de nombreuses formes d'élections¹². L'étude des primaires électorales réalisée dans la seconde partie de cette thèse s'inscrit dans cette logique. Le but est d'apporter un premier éclairage théorique sur l'impact des primaires sur les performances électorales des candidats à une élection.

12. Voir GROFMAN 2004 pour une revue de littérature conséquente.

Plan de thèse

Partie I : Évaluation de la mise au barème des revenus du capital mobilier

Contexte La première partie de cette thèse propose une évaluation des réformes de la fiscalité du capital votées en 2012 et mise en application en 2013. Nous étudions plus particulièrement la mise au barème des revenus du capital (dividendes et intérêts) dans le but d'identifier les réponses comportementales des ménages à la fiscalité du capital. Ce projet de recherche est né au début de l'année 2018. Initié par Etienne Lehmann, il avait pour but dans un premier temps d'offrir une contribution empirique à la littérature en fiscalité optimale s'intéressant à l'arbitrage entre prélèvement forfaitaire et mise au barème des différents revenus perçus par les ménages¹³. Le sujet était alors particulièrement d'actualité car la loi de finance pour 2018 proposait à nouveau un retour au prélèvement forfaitaire libératoire sur les revenus du capital (PFU). Les contours du projet ont évolué au fil des réflexions communes mais également des données fiscales disponibles. En effet, nous avons dans un premier temps travaillé avec des données fiscales de l'impôt sur le revenu non-exhaustives et non « panélisables ». Dans un second temps, la Direction Générale des Finances Publiques a mis à disposition sur le CASD les données exhaustives et panélisables nous permettant de suivre plusieurs milliers de foyers fiscaux sur 10 ans.

En décembre 2018, le gouvernement a proposé la création d'un comité d'évaluation des réformes du capital figurant dans la loi de finances pour 2018 piloté par France Stratégie. En juin 2019, France Stratégie a lancé un appel à projets de recherche visant à financer des projets de recherche permettant d'aider le comité dans l'évaluation des réformes. Ces projets devaient « améliorer la qualité de la connaissance disponible sur les effets de la fiscalité sur le capital et ses revenus »¹⁴. Notre équipe alors composée d'Etienne Lehmann, Michaël Sicsic et moi-même a eu l'honneur d'être sélectionnée. Eddy Zanoutene nous a rejoints par la suite .

Le travail nécessaire à la réalisation des deux chapitres qui composent cette première partie a donc bénéficié d'un financement de France Stratégie, mais également des

13. JACQUET et LEHMANN 2020a

14. cf. <https://www.strategie.gouv.fr/actualites/appel-projets-de-recherche-comite-devaluation-reformes-de-fiscalite-capital>

retours des comités de pilotage du 29 janvier 2020 et du 2 juin 2020. Je souhaite remercier chacun des participants des comités de pilotage, notamment les rapporteurs Anne Epaulard et Alain Trannoy.

Chapitre 1 : Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur les revenus des ménages

Co-écrit avec Etienne Lehmann et Michaël Sicsic

Résumé : Ce premier chapitre cherche à quantifier les réponses comportementales des revenus du capital et des revenus du travail aux réformes de la fiscalité du capital. 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).

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. La seconde est 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 appliquée sur un échantillon plus large.

Nos résultats suggèrent une forte sensibilité des revenus du capital à leur taux d'imposition. Les revenus du travail semblent beaucoup moins sensibles à leur propre taux d'imposition. Nos résultats nous poussent également à invalider l'existence de comportements de redénomination des revenus du capital en revenu du travail, notamment de la part des indépendants en France.

Nos estimations économétriques permettent d'appréhender les conséquences de la mise au barème des dividendes pour les finances publiques, mais également de donner 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.

Contributions à la littérature : Ce chapitre s'inscrit dans la littérature estimant les réponses comportementales des revenus imposables à des réformes fiscales (voir notam-

ment FELDSTEIN 1995 ; AUTEN et CARROLL 1999 ; GRUBER et SAEZ 2002 ; SAEZ 2003 ; W. KOPCZUK 2005 ; SAEZ, SLEMROD et GIERTZ 2012 et C. E. WEBER 2014 sur données américaines, KLEVEN et SCHULTZ 2014 sur données danoises et PIKETTY 1999 ; LEHMANN, MARICAL et RIOUX 2013 ; CABANNES, HOUDRÉ et LANDAIS 2014 et Michael SICSIC 2020 sur données françaises). Dans cette littérature, KLEVEN et 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 et PEICHL 2018 sur données allemandes). Notre contribution consiste à étudier non seulement les réponses du revenu du capital à leur propre taux marginal de rétention, mais aussi à étudier les réponses des revenus d'activité au taux marginal de rétention du capital. À notre connaissance, notre papier est la première contribution à ce sujet sur données françaises avec la contribution de BACH et al. 2019¹⁵. Notre étude s'intéresse particulièrement aux comportements de redénomination des revenus (*Income shifting*). Plusieurs études ont mis en évidence des comportements de redénomination des revenus en Israël (ROMANOV 2006), en Norvège (ALSTADSÆTER et WANGEN 2010), en Finlande (PIRTTILÄ et SELIN 2011 ; HARJU et MATIKKA 2016) et en Suède (EDMARK et GORDON 2013 ; ALSTADSÆTER et JACOB 2016) ou (TAZHITDINOVA 2020) au Royaume Uni. Nos résultats sur ce point en ligne avec BOISSEL et 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 de redénomination des revenus en réponse à des réformes de la fiscalité des revenus d'activité.

Chapitre 2

Co-écrit avec Eddy Zanoutene

Résumé Dans ce deuxième chapitre, nous étudions de façon spécifique les réponses comportementales du patrimoine des ménages à la fiscalité des revenus du capital. Pour ce faire, nous utilisons les informations contenues dans les déclarations fiscales des contribuables soumis à l'ISF.

15. KLEVEN et SCHULTZ 2014 obtiennent des élasticités croisées entre revenu du travail et taxation du capital qui sont significativement négatives 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.

Nous mettons en œuvre une stratégie d'estimation par doubles différences afin d'identifier l'effet causal de la mise au barème des dividendes et des intérêts sur les patrimoines mobiliers et immobiliers des contribuables.

Nos résultats suggèrent que la suppression du PFL a eu un impact causal 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, ce qui suggère une potentielle substitution entre capital mobilier et immobilier.

Contributions à la littérature À notre connaissance, notre étude est la première à s'intéresser aux effets croisés de la fiscalité des revenus du capital mobilier sur le patrimoine immobilier des ménages. Nos travaux s'inscrivent également dans la littérature étudiant l'influence de la fiscalité sur les choix de portefeuille des ménages (FELDSTEIN 1976, KING et LEAPE 1998, ALAN et al. 2010, ZOUTMAN 2015). Notre principale contribution à cette littérature consiste à montrer que les ménages substitueraient des actifs liquides en capital immobilier en réaction à la fiscalité du capital mobilier.

Partie II : Concurrence Électorale

Contexte Les résultats des élections législatives espagnoles de 2015 font la une des médias français. La fin du bipartisme espagnol semble effrayer les partis traditionnels européens. Depuis quelques années déjà l'émergence de nouveaux partis questionne l'opinion et la vie politique européenne se transforme.

Depuis 2009 déjà, de nombreux Partis Socialistes européens importent le concept américain de primaire électorale afin de moderniser leur appareil partisan. La première élection primaire du parti socialiste français est une réussite autant en terme de participation (2,6 millions de votants au premier tour et 2,8 au second) qu'en terme électoral dans la mesure où le candidat désigné remporte l'élection présidentielle. En 2017, après les primaires de la droite et la gauche, les impressions sont plus mitigées. D'autant plus que le système bipartite français est à son tour renversé.

Ces faits politiques interrogent sur le bipartisme européen et l'impact de l'introduction des primaires dans les démocraties européennes. C'est dans ce contexte que

la question de recherche traitée par la seconde partie de cette thèse a émergé. Elle questionne le lien de causalité qui pourrait exister entre organisation de primaires et fin du bipartisme.

Chapitre 3

Résumé Notre modèle a pour vocation d’offrir un éclairage théorique sur l’effet de la mise en place de primaires sur la stabilité des systèmes bipartites. Pour ce faire, nous construisons un jeu séquentiel de compétition électorale permettant de comprendre comment s’instaure l’alternance de deux partis dominants dans un contexte où la possibilité pour un nouveau parti de se présenter est prise en considération. Nous montrons alors qu’il est toujours possible pour le parti d’opposition, lorsqu’il choisit sa position de façon centralisée, de remporter l’élection tout en empêchant un nouveau parti de rentrer dans la compétition électorale.

Dans la seconde partie de notre modèle, nous considérons que le parti d’opposition choisit son positionnement politique par le biais d’une primaire électorale. Pour introduire l’organisation de primaires au sein de notre modèle, nous examinons les positions d’équilibre engendrées par les primaires en fonction du nombre de candidats qui se présentent. Nous montrons alors que la mise en place d’une primaire, quel que soit le nombre de candidats se présentant, réduit les chances de victoire du parti d’opposition et augmente la probabilité qu’un nouveau parti se présente et remporte l’élection.

Enfin, afin de conclure quant à la pertinence de notre modèle nous discutons des résultats électoraux de la Grèce, la France, l’Espagne, et du Portugal.

Contributions à la littérature Le troisième et dernier papier de cette thèse s’inscrit dans la littérature étudiant l’impact des primaires sur les résultats électoraux des partis qui les mettent en place (SERRA 2011, KEMAHLIOGLU, WEITZ-SHAPIRO et HIRANO 2009, ICHINO et NATHAN 2013) dans un cadre d’analyse différent de celui du modèle étasunien. En plus d’alimenter le débat sur la question, notre contribution principale consiste à prendre en considération l’influence du nombre de candidats à la primaire sur la performance électorale du parti.

Première partie

Évaluation de la mise au barème des revenus du capital mobilier

0.1 Introduction

La fiscalité sur le capital des ménages fait l'objet de nombreuses réformes, notamment après chaque alternance électorale. La Loi de Finances 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, MATHIEU et RAUL 2019 ou PAQUIER et Michaël SICSIC 2019), 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.

Cette première partie comporte deux chapitres distincts. Le chapitre B 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 1.3 et une approche par variables instrumentales présentée dans la section 1.4. Ces deux sections sont précédées d'une section 1.1 plus théorique dans laquelle sont exposés des effets attendus des réformes. Enfin, la section 1.2 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 2.2, nous présentons les résultats dans la section 2.3. La possible substitution de la part des ménages du capital immobilier au capital mobilier est discutée dans la section 2.4.

Les deux chapitres reposent sur les mêmes réformes qui sont présentées dans la section 0.2 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 0.3.

0.2 Législation

0.2.1 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 0.1 – Schéma simplifié de l'architecture des prélèvements sur le capital des ménages. Source : Les auteurs d'après LANCAR et 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 »¹⁶.

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 0.2.3.

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 nature¹⁷. En sus des prélèvements sociaux les revenus du capital sont imposés selon des modalités dépendant de la nature du capital (mobilier ou immobilier). La

16. 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.

17. Seule l'épargne réglementée, certains revenus fonciers et les plus-values immobilières dans certains cas sont exonérées de prélèvements sociaux.

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 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 »¹⁸, 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 0.1). Cette option était en pratique davantage utilisée que le barème car plus avantageuse pour les plus hauts revenus¹⁹, 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.

Les taux du PFL ont été significativement relevés en 2011 et 2012 selon des modalités qui sont décrites dans le tableau 0.1. 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 travail²⁰.

18. 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.

19. 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.

20. Selon COMITÉ D'ÉVALUATION DE LA RÉFORME DE LA FISCALITÉ DES MÉNAGES 2019 « *La mesure de*

		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%

TABLE 0.1 – Taux d'imposition du PFL selon de type de revenu du capital de 2008 à 2012

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.

0.2.2 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 PFL²¹). 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 $t + 1$ ²². L'abattement de 40% sur les dividendes est maintenu. Ainsi, les

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 ».

21. 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 le 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 affectée par la réforme : ces produits sont restés exonérés.

22. 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'IR à payer en l'année suivante. Ce PFO a essentiellement pour vocation de 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

contribuables qui optaient 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%²³ à 40.2%²⁴ et leur taux marginal sur les intérêts de 39.5%²⁵ à 58.2%²⁶ (CONSEIL DES PRÉLÈVEMENTS OBLIGATOIRES 2018), hors fiscalité dérogatoire²⁷.

Il est important de rappeler que cette réforme figurait explicitement dans le programme électoral de François Hollande²⁸, 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.

0.2.3 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'IR ont été gelés en termes nominaux en 2011 et 2012, alors que chaque année

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).

23. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital.

24. 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 : $40.2\% = 0.6 \times 45\% + (15.5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

25. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital.

26. Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45% plus 15.5% de prélèvements sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5.1% de CSG : $58,2\% = 45\% + (15,5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

27. 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 %

28. 14^{ème} des 60 engagements du candidat François Hollande.

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 titre 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 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 Finances 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 **cotisations sociales sur la rémunération en dividendes des dirigeants de SARL supérieure à 10% du capital social** instaurée par la Loi de Finances pour la sécurité sociale pour 2013, une réforme étudiée par BOISSEL et 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 Michael 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 *ibid.*

0.3 Données fiscales disponibles

Pour notre étude, nous utilisons les fichiers POTE²⁹ en panel mis à disposition par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) sur le CASD. Ces fichiers contiennent l’ensemble des éléments des déclarations fiscales 2042 et 2042 complémentaires des foyers fiscaux, ainsi que diverses variables de traitement utilisées pour le calcul de l’impôt. Ils sont exhaustifs et comprennent un identifiant crypté des foyers fiscaux et un identifiant crypté de chaque contribuable, ce qui nous permet de construire différents panels. Même si l’impôt sur le revenu est de nature déclarative, depuis 2005, la déclaration 2042 est pré-remplie par l’administration fiscale : les principaux revenus³⁰ 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’ISF. Ils sont exhaustifs et comprennent les mêmes identifiants cryptés que les fichiers POTE ce qui permet donc de

29. Fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions.

30. traitements et salaires, allocations de pré-retraite, de chômage, indemnités journalières de maladie, heures supplémentaires exonérées, pensions et revenus de capitaux mobiliers perçus.

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.

1 Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages

Co-écrit avec Etienne Lehmann et Michaël Sicsic

Dans ce chapitre, nous analysons l'effet de la fiscalité du capital sur les revenus des capitaux ainsi que sur les revenus d'activité. Pour ce faire, nous proposons d'utiliser les réformes de la taxation du capital mises en œuvre entre 2008 et 2017 en France et discutées dans la section introductive. Nous nous intéressons en particulier à la réforme proposée par la majorité précédente et adoptée lors de la Loi de Finance pour 2013 : la suppression du Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL) et la mise au barème des revenus des capitaux qui est décrite dans la section 0.2.2.

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 contribuables 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 résul-

1. Cette deuxième restriction nous permet d'exclure de notre étude les foyers exposés à des variations importantes de tranche d'imposition.

tats 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 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 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.

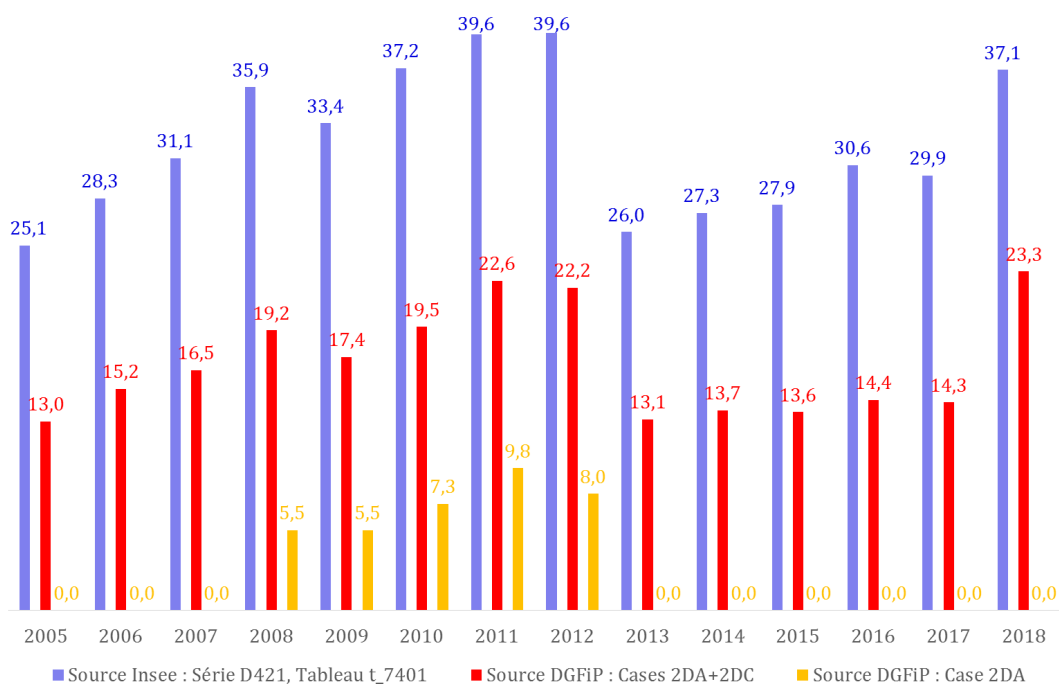


FIGURE 1.1 – L'évolution des dividendes en France en milliards d'euros. Les dividendes versés sur des PEA et des comptes d'assurance vie sont soumis à une fiscalité dérogatoire sur toute la période et sont donc exclues des cases fiscales 2DA (dividendes au PFL) et 2DC (dividendes mis au barème).

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 et CARROLL 1999 et GRUBER et 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.

Ce chapitre s'inscrit dans la littérature estimant les réponses comportementales des revenus imposables à des réformes fiscales (voir notamment FELDSTEIN 1995; AUTEN et CARROLL 1999; GRUBER et SAEZ 2002; SAEZ 2003; W. KOPCZUK 2005; SAEZ, SLEMROD et GIERTZ 2012 et C. E. WEBER 2014 sur données américaines, KLEVEN et SCHULTZ 2014 sur données danoises et PIKETTY 1999; LEHMANN, MARICAL et RIOUX 2013; CABANNES, HOUDRÉ et LANDAIS 2014 et Michael SICSIC 2020 sur données françaises). Dans cette littérature, KLEVEN et 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 et 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.

2. Le taux marginal de rétention est le complément du taux marginal de taxation. Il indique de combien augmente un revenu après impôt quand le 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 et 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

Nous contribuons également à la littérature empirique sur la fiscalité des dividendes. CHETTY et 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 et SAEZ 2005 et YAGAN 2015 obtiennent des élasticités d'environ 0,5 des dividendes par rapport au taux marginal de taxation. Mais *ibid.* 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 autofinancement (*new view*) et emprunt et non par augmentation de capital (*old view*).

BOISSEL et MATRAY 2019 reprennent la méthodologie de CHETTY et 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 et 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 et 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 et WANGEN 2010, en Finlande PIRTTILÄ et SELIN 2011; HARJU et MATIKKA 2016 et en Suède EDMARK et GORDON 2013; ALSTADSÆTER et JACOB 2016 ou TAZHITDINOVA 2020 au Royaume Uni. Nos résultats, en ligne sur ce point avec BOISSEL et 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 série de travaux récents étudiant les réponses comportementales aux réformes fiscales en France. Outre les travaux déjà mentionnés de BOISSEL et MATRAY 2019 et BACH et al. 2019, CARBONNIER 2014 étudie l'effet du quotient familial sur la participation des femmes mariées. AGHION, AKCIGIT et al. 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 et al. 2019 soulignent la divergence après 2013 entre l'évolution des revenus des contribuables appartenant au centile supérieur par rapport à l'évolution des revenus des contribuables se situant dans des percentiles inférieurs.

Nous présenterons dans la section 1.1 quelques éléments théoriques permettant de mieux saisir les enjeux des estimations empiriques et dans la section 1.2. La base de données. La section 1.3 présente nos résultats par doubles différences, tandis que la section 1.4 présente les résultats que nous obtenons par la méthode des variables instrumentales. La dernière section conclue.

4. KLEVEN et 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*.

1.1 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.

1.1.1 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, professions libérales, chefs d'entreprise, qui sont propriétaires des actifs de l'entreprise dans laquelle ils travaillent. Pour ces actifs, leurs revenus proviennent à la fois de leurs efforts, assimilables à des revenus du travail, mais aussi de leurs investissements, assimilables à des revenus du capital. Or, dès que ces deux types de revenus font l'objet d'une fiscalité différente, ces contribuables peuvent être inciter à redénommer (*income shifting*) une partie de leurs revenus du travail en revenu du capital et vice-versa. Pour cela, on va noter z_1 les revenus réels du travail, y_1 les revenus déclarés comme revenus du travail, z_2 les revenus réels du capital, y_2 les revenus déclarés comme du revenu du capital déclarés et $\sigma \geq 0$ 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 et 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 :

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

La fonction d'utilité indirecte associée à ce programme de première étape nous permet alors de retrouver notre modèle général.

1.1.2 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 « démoquant », 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 supplémentaires 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 démo- grant 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 substitu- tion indépendamment de tout effet 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 B.1.1). 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 démo- grant sans variation des taux marginaux. Si les revenus sont des « biens normaux », alors une augmentation du démo- grant 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 démo- grant 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 B.1.1) :

$$\frac{\partial y_i^n}{\partial(1-\tau_j)} = \frac{\partial y_i^c}{\partial(1-\tau_j)} + y_j \frac{\partial y_i}{\partial R}$$

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 revenus négatifs $\frac{\partial y_1}{\partial R} \leq 0$. Toutefois, les effets revenus sur les revenus du travail étant réputés empiriquement modérés GRUBER et 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 revenus 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 B.1.2 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 combindraient 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 B.1.2 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	
$\frac{\partial y_1}{\partial(1 - \tau_1)}$	+	+	-
$\frac{\partial y_2}{\partial(1 - \tau_1)}$	+	-	-
$\frac{\partial y_1}{\partial(1 - \tau_2)}$	+	-	-
$\frac{\partial y_2}{\partial(1 - \tau_2)}$	+	+	-

TABLE 1.1 – Les principaux mécanismes théoriques

1.1.3 Détermination du taux de taxe sur le capital rendant maximales 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 B.1.3) :

$$\frac{\partial \mathcal{R}}{\partial \tau_2} = \underbrace{Y_2}_{\text{Effet mécanique}} - \underbrace{\tau_2 \frac{\partial Y_2}{\partial(1 - \tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du capital}} - \underbrace{\tau_1 \frac{\partial Y_1}{\partial(1 - \tau_2)}}_{\text{Réponses comportementales du travail}}$$

- 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'ap-

plique 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 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'elles engendrent.

Afin de donner des ordres de grandeurs, Michaël 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€

5. cf. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2832720/tee_2016.xls

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 $\frac{\partial \ln y_1}{\partial \ln(1 - \tau_2)}$.

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 et MATRAY 2019 sur données françaises suggèrent que la fiscalité des dividendes sur les ménages auraient

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.

1.2 Base de données

1.2.1 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 2.5. 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

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

TABLE 1.2 – Les différents agrégats de revenus de l'année t utilisés

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 voudra 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.

1.2.2 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 et CARROLL 1999 et GRUBER et 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 micro-simulation INES cogéré par l'Insee, la Drees et la Cnaf et libre d'accès depuis 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 et CARROLL 1999 et GRUBER et SAEZ 2002 en récupérant les revenus des années précédentes et en leur appliquant l'inflation¹¹. Nous créons les instruments

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 Michael 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'autres types de revenus (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

liés à chaque variation des variables d'intérêt.

1.2.3 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 et PIKETTY 2018 qui montre que les revenus du capital, et plus particulièrement les dividendes sont très concentrés dans le haut de la distribution.

	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

TABLE 1.3 – Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux en 2011

L'échantillon de base que nous utilisons dans cette partie est constitué du panel cylindré des 4,1 millions de foyers fiscaux que nous retrouvons de 2008 à 2017 dont le Revenu Fiscal de Référence est supérieur à 30 000 € et qui déclarent à la fois des revenus d'activité y_{15} positifs et des revenus du capital y_2 positifs.

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.

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}	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

TABLE 1.4 – Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux de notre échantillon de base en 2011

1.3 Approche par doubles différences

1.3.1 Stratégie d'estimation

1.3.1.1 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 dividendes¹² 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

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.

dans le temps entre les individus; les coefficients δ_k sont des indicatrices temporelles captant les tendance commune (en fait captant la tendance du groupe de contrôle) et $X_{i,t}$ sont des variables observables.

Les coefficients qui nous intéressent plus particulièrement dans l'équation (1.3) sont les paramètres β_k qui mesurent la divergence à la date t entre les performances du groupe de contrôle et celles du groupe traité.

- Le coefficient β_{2011} est normalisé à zéro car sinon, il y aurait une redondance entre les coefficients δ_k , les coefficients β_k et les effets fixes individuelles α_i . Aussi le coefficient β_k mesure la divergence d'évolution de la variable dépendante entre le groupe de contrôle et le groupe traité, entre 2011 et l'année t .
- Pour $k < 2011$, on testera l'hypothèse $\beta_k = 0$ pour vérifier l'hypothèse de tendance commune.
- Si et seulement si l'hypothèse de tendance commune est vérifiée, les coefficients β_k pour $k > 2011$ capteront l'effet *causal* de la réforme à la date k .

La présence de variables $X_{i,t}$ observables à droite de l'équation (1.3) permet notamment de prévenir le risque que l'estimation des paramètres d'intérêt β_k ne puisse être contaminée par des différences dans la distribution des variables observables entre les deux groupes.

Il est en pratique très difficile d'estimer l'équation (1.3) à cause du très grand nombre de foyers présents dans les fichiers fiscaux POTE, nécessitant par conséquent l'estimation d'un trop grand nombre d'effets fixes α_i . Aussi, pour éliminer les effets fixes, on différencie l'équation (1.3) par rapport à 2011 (i.e la dernière année avant que la réforme puisse avoir un effet¹³) pour estimer par moindres carrés ordinaires :

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 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.

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

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

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 normalisés 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 touché des ménages similaires (cf. Section 0.2.3, page 38 et suivantes). On pense en particulier à la taxe à 75% étudiée par GUILLOT 2019, au plafonnement de l'avantage fiscal lié au quotient familial étudié par PACIFICO 2019, à la mise en place d'une Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus (CEHR) en 2012¹⁴, au gel du barème d'impôt sur le revenu intervenu en 2011 et 2012, à la création de la tranche supérieure à 45% Michael 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 et MATRAY 2019. AGHION, CIORNOHUZ 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 causés que par la mise au barème des dividendes et pas par une de ces autres réformes. C'est pourquoi nous avons inclus dans nos estimations de base les variables de contrôles $X_{i,t}$ suivantes :

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

- 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 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) Michael 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 *ibid.*
- 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 et MATRAY 2019), nous les excluons de nos estimations dans des tests de robustesse.

1.3.1.2 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 choisi 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.

1.3.1.3 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.

1.3.2 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 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 doubles différences porteront ainsi sur deux échantillons : un échantillon « large » comprenant les contribuables du groupe traité et les contribuables 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 familiale similaire, 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 distributions des revenus dans les deux groupes avec des médianes systématiquement inférieures, voir très infé-

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 (2008-2017).

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

TABLE 1.5 – Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et les groupes de contrôle en 2011

rieures aux moyennes.

1.3.3 Résultats de l'effet de la mise au barème des dividendes

1.3.3.1 Les réponses des revenus du capital

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



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

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, CIORNOHUZ 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'évolu-

tion 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 suggérerait 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.1 de l'annexe B.2.1 indiquent que ne pas prendre en compte les variables de contrôle dans la

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.

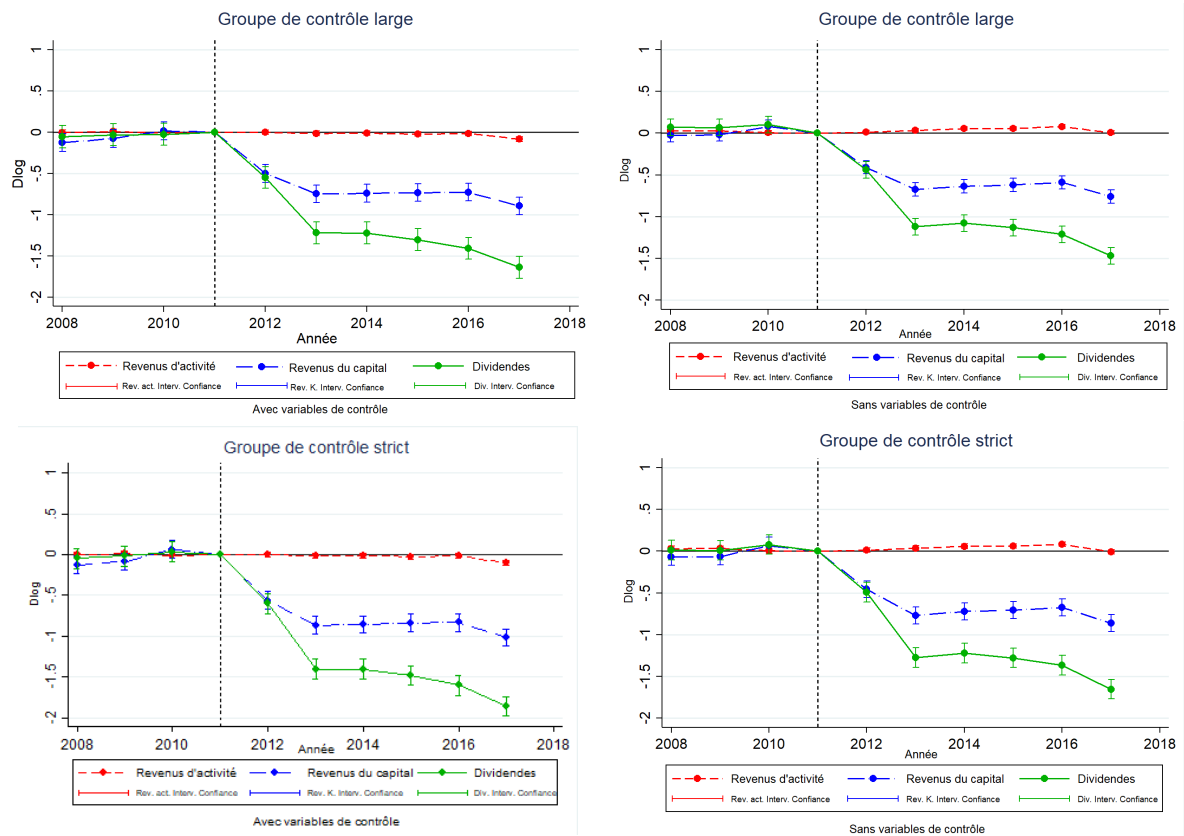


FIGURE 1.3 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), sans (à droite) et avec contrôles (à gauche), avec le groupe de contrôle élargi (haut) et le groupe de contrôle restreint aux contribuables n'ayant jamais eu recours au PFL (bas). Intervalles de confiance à 99%.

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 2.5). 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

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

TABLE 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)).

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 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.

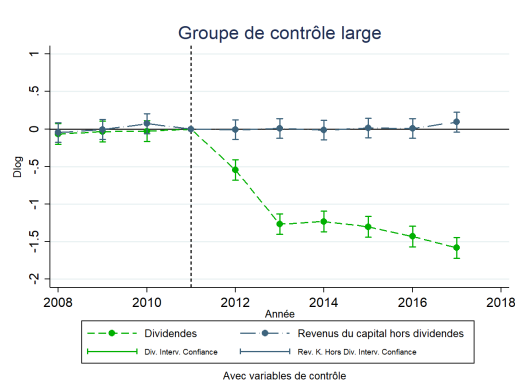


FIGURE 1.4 – Résultats de l’estimation des coefficients β_k de l’équation (1.4), avec le groupe de contrôle élargi, avec les variables de contrôle. Intervalles de confiance à 99% (Tableau de résultats en annexe B.2.2).

1.3.3.2 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 tels mécanismes de redénominations des revenus ont notamment été mis en évidence empiriquement en Israël ROMANOV 2006, en Norvège ALSTADSÆTER et WANGEN 2010, en Finlande PIRTTILÄ et SELIN 2011 ; HARJU et MATIKKA 2016, en Suède EDMARK et GORDON 2013 ; ALSTADSÆTER et 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.1, 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.1) 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.

	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

TABLE 1.7 – Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons en fonction de la nature des revenus d'activité.

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 (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 re-

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}

21. cf. construction de la base section 1.2.

venus 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'activité que les autres, mais déclarent beaucoup moins de revenus du capital.

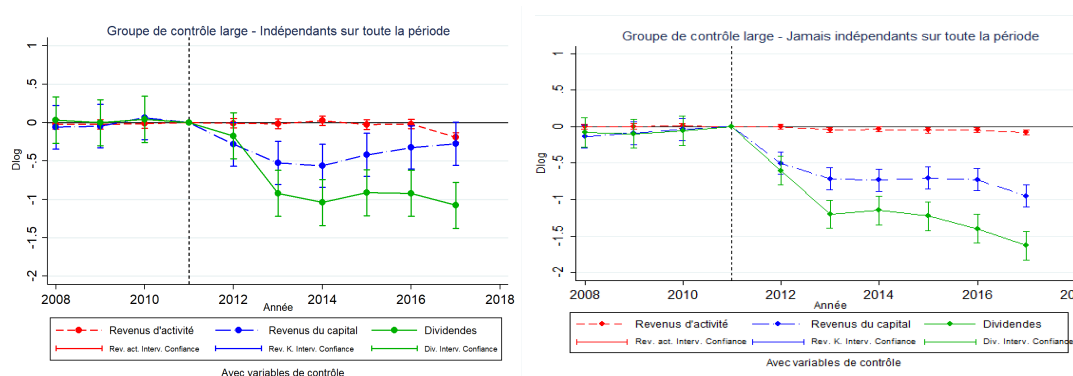


FIGURE 1.5 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), au sens large pour le sous échantillon des contribuables indépendants ou jamais indépendants. Intervalles de confiance à 99%.

La ré-estimation de l'équation (1.4) sur ces sous-échantillons conduit qualitativement 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-populations. 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 indé-

pendants 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 et 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 et SAEZ 2010.

1.3.3.3 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.

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

TABLE 1.8 – Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons.

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 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.

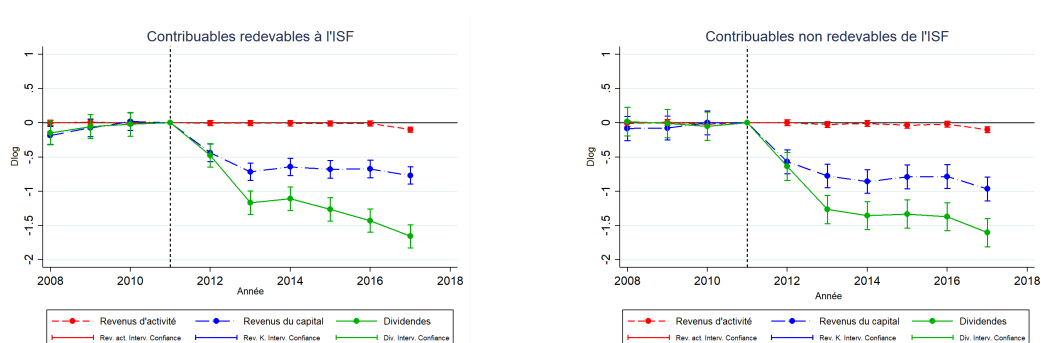


FIGURE 1.6 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), pour le sous-échantillon des contribuables redevables à l'ISF (à gauche), et pour le sous échantillon des contribuables non redevable à l'ISF (à droite) . Intervalles de confiance à 99%.

1.3.4 Résultats de l'effet de la mise au barème des produits de placement à revenu fixe

Dans cette partie, nous reproduisons l'analyse précédente mais en modifiant la définition du traitement. Nous considérons dans le groupe de traitement, les foyers ayant déclaré des produits de placement à revenu fixe entre 2008 et 2011. Nous évaluons ainsi dans cette partie la mise au barème des produits de placement à revenu fixe. Dans un soucis de concision, nous nous référons parfois dans la suite au terme « intérêts » pour désigner ces revenus.

Le tableau 1.9 et les graphiques de la figure 1.7 retranscrivent les résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4) avec variables de contrôle $X_{i,t}$ avec une définition « large » du groupe de contrôle. Les tendances du groupe de traitement et du groupe de contrôle sont significativement différentes avant 2010. Aussi, l'hypothèse de tendance commune est rejetée en 2008 et 2009, même si elle est acceptée en 2010. On observe ensuite qu'à partir du 2012, les intérêts déclarés par les contribuables du groupe

traité baissent par rapport à ceux du groupe de contrôle. Il est donc possible que la mise au barème des intérêts ait entraîné une réduction causale sur les intérêts reçus par les contribuables. En se basant sur les années 2010 à 2013, nous évaluons cet effet à 33%²². Il convient toutefois d'être particulièrement prudent avec ces résultats compte tenu 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.

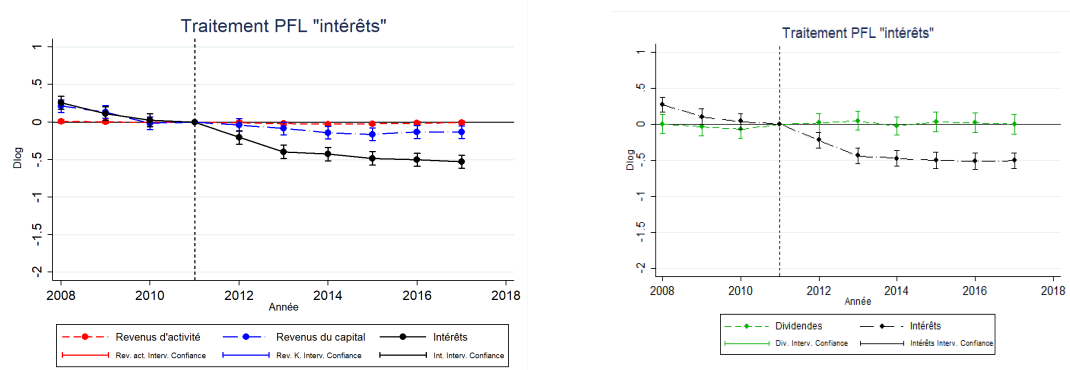


FIGURE 1.7 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué aux produits de placement à revenu fixe, avec contrôles et sur échantillon large. Intervalles de confiance à 99%. A Gauche : contribuables avec des intérêts positifs. A droite, contribuables avec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

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

22. $-0.33 \simeq \exp(-0.396) - 1$.

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.

	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	

TABLE 1.9 – Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué aux produits de placement à revenu fixe, et avec contrôles et sur échantillon large.

1.3.5 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

TABLE 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 dividendes, nous utilisons nos estimations par doubles différences sur les dividendes avec contrôle 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 déclarés 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 di-

23. Ce chiffre correspond au taux marginal de taxation des dividendes au PFL, Prélèvement sociaux de 15.5% inclus en 2012.

videndes au PFL aient réduit 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 bases fiscales.

Effet mécanique	Réponses comportementales		Effet total
0,9	Borne supérieure	- 0,5	0,4
	Borne inférieure	- 0,1	0,8

TABLE 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 contri-

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).

buables soumis à la tranche à 41%²⁵. Au total, la mise au barème des revenus de produit de placement à revenus fixes aurait abouti 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.

1.4 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 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.

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'autres types de revenus, 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 somme 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.

1.4.1 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 dépend 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 et CARROLL 1999 et popularisée par GRUBER et 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 et 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 et 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. W. 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. *ibid.* et SAEZ, SLEMROD et GIERTZ 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'ajou-

ter 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, C. E. WEBER 2014²⁷ a proposé de remplacer des instruments proposés par AUTEN et CARROLL 1999 et GRUBER et 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 $t + 1$ restaient 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 à la W. KOPCZUK 2005 et à l'utilisation d'instruments à la C. E. WEBER 2014 décrits dans (1.8) plutôt que les instruments proposés par AUTEN et CARROLL 1999

27. LEHMANN, MARICAL et RIOUX 2013 ont utilisé des instruments analogues à ceux de GRUBER et SAEZ 2002 mais basés sur les revenus en $t - 1$ et non en t .

1.4.2 Le champ d'étude

Pour cette méthode d'estimation nous n'effectuons que peu de restrictions sur notre panel de base (voir Section 1.2 Tableau 1.4) afin d'élargir au maximum notre champ d'étude. Nous retirons seulement de notre échantillon les foyers qui ont connu des variations annuelles des revenus des capitaux qui nous semblent aberrantes²⁸. Les moindres restrictions nécessaires pour cette méthode d'estimation nous permettent 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 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

TABLE 1.12 – Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour les estimations par la méthode des variables instrumentales

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% de notre échantillon.

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.

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

TABLE 1.13 – Distribution des variations annuelles des revenus entre 2011 et 2012 et 2013

1.4.3 Résultats

1.4.3.1 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.

	$\frac{\partial \ln y^1}{\partial \ln(1 - \tau^1)}$ (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)

TABLE 1.14 – Estimation de l'équation (1.7), Différences de 1 an, Instruments (1.6)

Élasticités des revenus à leur propre taux marginaux de rétention.

La colonne (a) correspond à l'élasticité des revenus d'activité (et des retraites) à leur propre taux marginal de rétention. Nous obtenons à la première ligne une estimation

29. On trouvera les équations de première étape dans le tableau B.3 en annexe.

de 0,05 qui est précisément estimée. Cette estimation est sensiblement plus faible que l'élasticité de 0,3 obtenue par LEHMANN, MARICAL et RIOUX 2013³⁰ ou que l'élasticité de 0,26 obtenue par Michael SICSIC 2020³¹ 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 1.4.3.4) dans le champ de cette étude. En revanche, l'élasticité obtenue est dans les mêmes ordres de grandeur que l'élasticité de KLEVEN et 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 statistiquement significatif). Ce chiffre qui est plus de dix fois plus élevé que l'élasticité directe des revenus du travail, est qualitativement cohérent avec les résultats obtenus par doubles différences et qui suggéraient une forte sensibilité des revenus du capital à leur propre taux marginal de rétention. *ibid.* 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 et PEICHL 2018 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 et SAEZ 2002, mais une élasticité deux fois plus élevée pour les revenus du capital en utilisant la méthode de C. E. 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

30. Notons cependant que les foyers étudiés dans l'étude de LEHMANN, MARICAL et RIOUX 2013 perçoivent des revenus qui se situent en bas de la distribution des revenus.

31. Michael SICSIC 2020 trouve cependant une élasticité de 0,08 lorsqu'il prend en compte les prestations sociales.

32. cf. Section 1.2.1, page 59.

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 Michael SICSIC 2020).

Notre résultat d'une élasticité sensiblement plus élevée des réponses du capital plaide en faveur de l'adoption d'un barème spécifique pour les revenus du capital afin de limiter les distorsions qu'une fiscalité progressive peut engendrer lorsqu'elle est appliquée à une base fiscale trop élastique.

Élasticités croisées.

Un argument souvent évoqué en défaveur de l'application d'un barème spécifique pour les revenus du capital, réside dans les réponses croisées. En particulier, s'il est facile pour les contribuables de ré-dénommer leurs revenus pour que ceux-ci soient soumis à une taxation plus favorable, alors appliquer des barèmes trop différents aux revenus du travail et aux revenus du capital créé des incitations fortes pour re-dénommer les revenus (Effet *Income Shifting*). Un tel risque a été documenté empiriquement en Israël ROMANOV 2006, en Norvège ALSTADSÆTER et WANGEN 2010, en Finlande PIRTTILÄ et SELIN 2011 ; HARJU et MATIKKA 2016, en Suède EDMARK et GORDON 2013 ; ALSTADSÆTER et JACOB 2016 ou au Royaume-Uni TAZHITDINOVA 2020. En revanche, nous avons vu qu'un tel effet a été réfuté en France par BOISSEL et 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 revenus seraient dominés par les effets de substitution consommation/épargne suite à une variation du taux marginal du capital pour déterminer le signe des réponses croisées.

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 que les effets richesse soient particulièrement importants pour les revenus du capital et négligeables pour les revenus du travail pour expliquer pourquoi les deux élasticité croisées sont de signes opposés. Combinés avec des élasticité 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 B.1). On retrouve alors des élasticité directes extrêmement proches de celles obtenues à la ligne (1). Quant aux élasticité croisées, les deux élasticité croisées se révèlent positives, fortement significatives et d'ampleurs plus modérées que les élasticité directes. Que la contrainte de symétrie induise une estimation significativement positive des deux élasticité croisés conforte notre interprétation que les effets de substitution du modèle à deux périodes domineraient les effets de redénomination des revenus.

1.4.3.2 Robustesse des résultats par rapport aux contrôles de revenus

La méthode de AUTEN et CARROLL 1999 et de GRUBER et SAEZ 2002 pour estimer l'élasticité des revenus au taux marginal de rétention à fait l'objet d'intenses critiques dans la littérature (SAEZ, SLEMROD et GIERTZ 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 (C. E. 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. W. 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)

TABLE 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 et CARROLL 1999 dépendant du logarithme du revenu de base.

La troisième ligne adopte la spécification de GRUBER et 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 correspond 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 W. 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.

1.4.3.3 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 et 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 C. E. 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 et SAEZ 2002 ou dans C. E. 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)

TABLE 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 *ibid.* 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 *ibid.* 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 au 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 au revenu du capital (colonne (d)) est alors plus faible que l'estimation de base avec les instruments de GRUBER et SAEZ 2002, ce qui est cohérent avec les tests de robustesse de *ibid.*). 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.

1.4.3.4 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 et CARROLL 1999 et décrits dans l'équation 1.6, avec 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

TABLE 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 2.5) 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 devienne 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.

1.4.4 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 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

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. Michaël 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 compte des réponses de Y_1 et Y_2 aux variations de t_2 .

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.

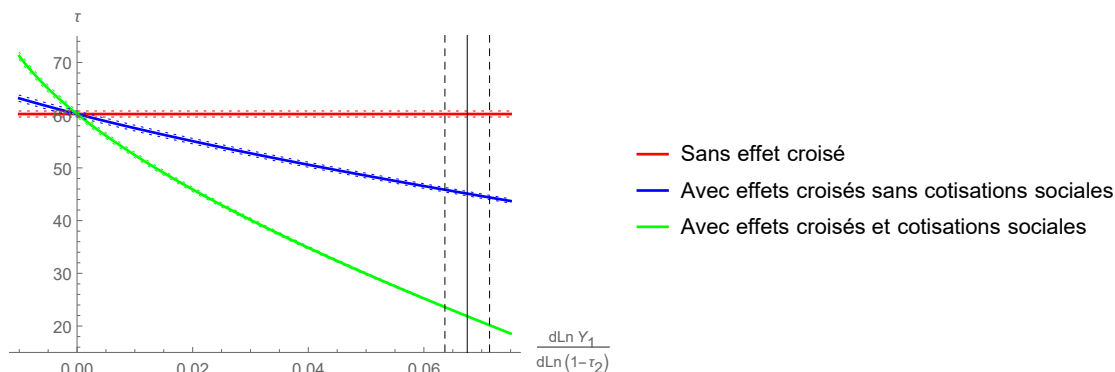


FIGURE 1.8 – Le taux Lafférien maximisant les recettes fiscales en fonction de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial 1 - \tau_2}$

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

35. JACQUET et LEHMANN 2020b ont montré combien négliger l'hétérogénéité des élasticités pouvait amener à des biais importants des taux de taxation optimaux.

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 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 et Wojciech KOPCZUK 2002 ; SAEZ et 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 sont 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.

1.5 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-population, dont les travailleurs indépendants, ou les contribuables ou non à l'ISF. Ceci suggère qu'un alourdissement de la

fiscalité du capital induise, au moins à court terme, une contraction de la base fiscale qui ne s'expliquerait 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 serait comprise 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 qu'elle 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.

2 Réponses de l'investissement immobilier à la fiscalité du capital mobilier

Co-écrit avec Eddy Zanoutene

2.1 Introduction

La transformation de l'Impôt de Solidarité sur la fortune (ISF) en Impôt sur la Fortune Immobilière (IFI) en 2018 engendre une différence nouvelle de traitement fiscal entre le patrimoine mobilier et le patrimoine immobilier. L'objectif économique sous-jacent à cette distorsion est d'orienter l'épargne des ménages français aisés vers l'investissement mobilier. La réalisation de cet objectif suppose une substituabilité entre ces deux types d'investissement. Afin de tester cette hypothèse, nous proposons d'étudier les réponses de l'investissement immobilier à la fiscalité du capital mobilier.

Pour identifier de telles réponses croisées, nous estimons l'impact de l'augmentation des taux d'imposition sur le capital mobilier due à la suppression du Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL) en 2013 sur le patrimoine immobilier. Les contribuables qui utilisaient le PFL ont connu 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 et hétérogène du taux marginal de taxation des revenus du capital.

Nous mobilisons les données fiscales de la Direction Générale des Finances publiques de l'impôt sur le revenu et de l'ISF. Nous étudions les revenus et les patrimoines des contribuables soumis à l'ISF ayant un patrimoine taxable supérieur à 2,57 millions d'euros. À partir de ces données, nous mettons en œuvre une méthode par double différences permettant d'évaluer l'effet causal de la suppression du PFL sur l'accroissement du patrimoine immobilier.

Les effets théoriques de la hausse de la fiscalité des revenus mobiliers sur le patrimoine immobilier 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 mobilier et immobilier. 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 "produits de placement à revenu fixe" (que l'on nommera plus simplement "intérêts" par la suite) aurait entraîné une hausse causale d'environ 5% du patrimoine immobilier hors résidence principale des foyers affectés (traités)

en 2017 par rapport à l'évolution du patrimoine immobilier hors résidence principale des autres foyers fiscaux (groupe de contrôle).

Nous montrons en particulier que les ménages affectés par la suppression du PFL sur les intérêts auraient substitué du capital immobilier au capital mobilier. En effet, la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total des ménages aurait augmenté de 3,4% de plus en 2017 dans les foyers affectés par rapport aux autres foyers fiscaux.

Nos travaux s'inscrivent dans la littérature étudiant l'influence de la fiscalité sur les choix de portefeuille des ménages. Les études empiriques sur ces questions ont longtemps été contraintes par la qualité des données disponibles. Ainsi le travail pionnier de FELDSTEIN 1976 se basait sur des données transversales, issues des enquêtes patrimoines américaines, pour estimer l'impact de la fiscalité sur la demande d'actifs. KING et 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 que nuancera l'analyse sur données panel, issues d'enquêtes patrimoines canadiennes, de ALAN et al. 2010. Ainsi ils estiment qu'une augmentation de 10 points du taux marginal d'imposition augmenterait de 2 points la part des actifs détenus sur ces comptes. À 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.

2.2 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 immobilier du groupe traité ne diffèrent pas significativement de celles des autres contribuables

à l'ISF, *i.e.* sous hypothèse de tendance commune, une analyse par doubles différences permet d'estimer l'impact causal de la réforme de 2013 sur le patrimoine immobilier 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. 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 Parisiens. Ces variables sont imparfaites en ce qu'elles précisent simplement si le foyer i possède sa résidence principale en Ile de France ou à Paris à l'année t et n'offre 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 de l'Ile de France et du marché parisien.

Une difficulté qui se pose est la concomitance d'un grand nombre d'autres réformes fiscales en 2012-2013 qui ont, à priori, touché 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 euros 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 leur patrimoine 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 euros pour un célibataire et 500 000 euros 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 Michael SICSIC 2020. Nous autorisons ainsi les foyers fiscaux exposés à la CEHR à voir leur patrimoine subir une tendance spécifique.
- les interactions entre les indicatrices temporelles et une indicatrice égale à 1 si le quotient familial à l'année t est supérieur à 150 000 euros pour capter l'exposition du foyer à la création de la tranche d'imposition à 45% qui est prise en compte par *ibid.*
- les interactions entre les indicatrices temporelles et des indicatrices temporelles avec des indicatrices par type de foyer fiscal (un seul déclarant avec des personnes à charge, deux déclarants avec 1, 2 ou 3 personnes à charge) afin d'appréhender l'effet du plafonnement du quotient familial étudié par PACIFICO 2019 ou la survenue d'une naissance dans le foyer ou le départ d'un enfant (personne dépendante) dans le foyer.

L'estimation de l'équation (2.2) est réalisée sur les ménages qui possèdent une quantité non nulle du type de patrimoine z 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 de pouvoir prédire des probabilités inférieures à 0 ou supérieures à 1. Néanmoins, l'utilisation des 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 et al. 2011). C'est la raison pour laquelle nous privilégions une approche linéaire.

Effets théoriques attendus

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.

Dans le cadre plus restreint des modèles de choix de portefeuille, le choix d'un actif est déterminé par un arbitrage entre son rendement moyen et sa variance. Toutes choses égales par ailleurs, la réforme de 2013 a diminué le rendement après impôt des actifs mobiliers imposés au PFL. Plus précisément, la réforme de 2013 a à la fois eu un impact négatif sur la rentabilité des actions, donc sur les actifs dits risqués, et sur la rentabilité des placements à revenus fixes, actifs considérés comme moins risqués. Il est attendu que l'effet substitution de la réforme varie selon le risque associé aux investissements immobiliers et selon la nature des actifs soumis au PFL. Schématiquement, si les placements immobiliers sont considérés comme risqués, alors l'effet substitution devrait être plus important chez les contribuables qui soumettaient leurs dividendes au PFL. Inversement, si les placements immobiliers sont considérés comme peu risqués, alors l'effet substitution devrait être plus important chez les contribuables qui soumettaient leurs intérêts au PFL.

Le signe théoriquement attendu après 2013 des β_k de l'équation (2.2) 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 grâce aux identifiants fiscaux cryptés des bases correspondant au foyer et au déclarant "1". Cette technique exclue de notre étude les foyers qui se sont créés (suite à un PACS ou à un mariage) entre 2008 et 2017 ainsi que ceux qui ont connu des divorces ou des décès sur la période.

Avant la réforme de 2013, les ménages pouvaient déclarer leurs dividendes ainsi que leurs intérêts au PFL (cf tableau 0.1). Ces deux types de PFL, que nous appellerons PFL "dividendes" et PFL "intérêts" 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 de ceux initiés par la suppression du PFL "intérêts", comme décrit précédemment. 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 ne s'applique la dernière augmentation du taux d'imposition du PFL en 2012. Nous retenons deux définitions du groupe de contrôle :

- Un groupe de contrôle "large" qui est le complémentaire du groupe de traitement *i.e.* tous les foyers qui n'ont pas déclaré leurs dividendes au PFL en 2008, 2009, 2010 et 2011.
- Un groupe de contrôle "strict" qui comprend tous les foyers qui n'ont jamais déclaré leurs dividendes au PFL.

Le tableau 2.1 décrit les niveaux de patrimoine et des revenus dans le groupe de traitement, le groupe de contrôle large et le groupe de contrôle strict. Les deux groupes de contrôle sont d'âges similaires tandis que les contribuables traités sont légèrement plus jeunes. Les trois groupes ont des patrimoines immobiliers comparables tandis que le patrimoine mobilier du groupe traité est plus important que dans les groupes de contrôle. Les deux groupes diffèrent toutefois significativement quant au niveau de leurs revenus quelque que soit leur nature. Par exemple, les ménages appartenant au groupe de traitement perçoivent en moyenne 8 fois plus de dividendes que ceux du groupe de contrôle large et 23 fois plus que ceux du groupe de contrôle strict. 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.

Nous reprenons les mêmes définitions du groupe de traitement et des groupes de contrôle large et strict pour analyser la suppression du PFL "intérêts". Sont donc considérés comme traités tous les contribuables ayant déclaré leurs produits de placement à revenu fixe au PFL en 2008, 2009, 2010 et 2011. Les caractéristiques des trois groupes en 2011 sont résumées dans le tableau 2.2. Contrairement au PFL "dividendes", la majorité de notre échantillon appartient au groupe traité puisque la plupart des ménages imposés à l'ISF déclarent des produits de placement à revenu fixe importants. Les groupes de contrôle détiennent un patrimoine mobilier plus important et déclarent plus de dividendes que le groupe traité. Par ailleurs, le groupe de contrôle strict déclare en moyenne

plus de 2 fois moins d'intérêts que le groupe de contrôle large et le groupe de traitement. Notons que des ménages des groupes de contrôle déclarent peu de revenus des capitaux : 25% des foyers du groupe de contrôle strict n'ont pas déclaré d'intérêts ou de dividendes en 2011.

Statistiques	Z _{immo}	Z _{immo} HRP	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 large - 20 539 foyers							
Moyenne	1 794 091	1 282 474	4 650 773	336 675	103 865	71 137	27 039	67
Écart-type	1 628 464	1 492 974	7 457 039	945 575	203 685	479 991	105 220	12
P75	2 321 250	1 718 460	4 549 192	294 293	103 323	23 077	20 708	75
Médiane	1 412 112	887 000	3 100 788	160 905	60 000	2 368	6 718	67
P25	819 771	390 000	2 204 298	95 868	29 102	67 00	1 433	59
	Groupe de contrôle strict - 16 798 foyers							
Moyenne	1 790 920	1 289 783	4 333 857	255 360	92 445	26 596	23 133	67
Écart-type	1 611 790	1 489 384	6 646 262	542 535	194 620	136 372	83 219	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

TABLE 2.1 – Suppression du PFL "dividendes" : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et les groupes de contrôle en 2011

Stat.	Z _{immo}	Z _{immo} HRP	Z _{mob}	RFR	Y _{lab}	Y _{div}	Y _{int}	Âge
	Groupe traité - 17593 foyers							
Moyenne	1 777 914	1 279 157	4 567 402	391 641	115 607	101 882	28 422	67
Écart-type	1 576 297	1 453 161	7 015 009	1 058 148	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 de contrôle large - 4552 foyers							
Moyenne	1 842 817	1 267 561	5 261 813	397 130	96 433	143 361	26 701	65
Écart-type	1 836 920	1 634 830	8 459 395	1 622 863	217 744	1 335 191	120 137	12
P75	2 391 797	1 695 834	5 139 034	304 827	98 572	39 069	13 881	74
Médiane	1 386 823	813 850	3 298 201	151 706	53 348	1 950	2 089	65
P25	766 896	314 623	2 301 807	78 662	21 281	1	6	57
	Groupe de contrôle strict - 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

TABLE 2.2 – Suppression du PFL "intérêts" : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011

2.3 Résultats

Mise au barème des dividendes

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.

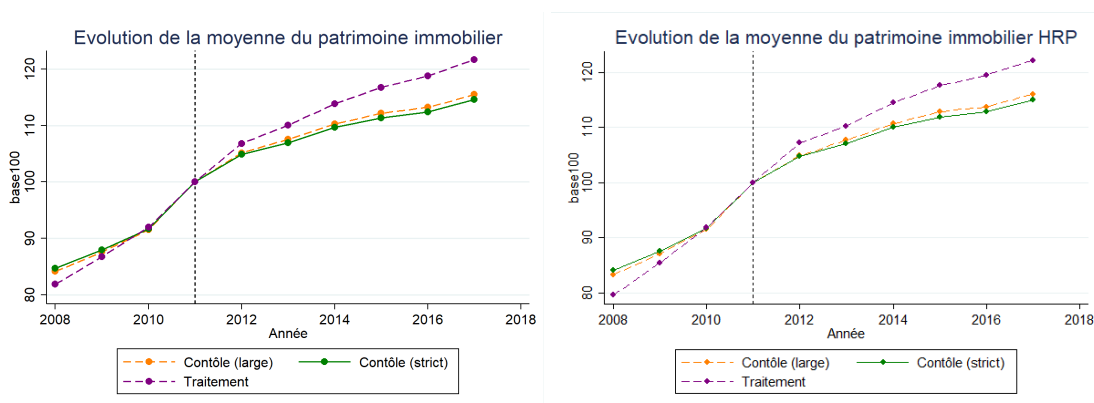


FIGURE 2.1 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Afin de mettre en avant 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 dépendantes. Le tableau C.1 donne les résultats de ces estimations avec des variables de contrôle captant l'hétérogénéité issue de la domiciliation de la résidence principale, de la composition familiale des contribuables ainsi que l'impact des réformes concomitantes. Les tableaux de résultats sans variable de contrôle sont présentés en Annexe C.2. Les colonnes (3) et (4) du tableau C.1 suggèrent un impact causal de la suppression du PFL "dividendes" sur le patrimoine immobilier. En effet, alors que les

dynamiques de l'actif immobilier apparaissent semblables avant 2011, elles divergent significativement à partir de 2015 et très significativement en 2017. 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 strict. Cette inflexion semble plus nette pour le patrimoine immobilier hors résidence principale, avec une divergence dès 2014 et une augmentation due au PFL pouvant aller jusqu'à 5,2% en 2017. La figure 2.2 illustre graphiquement cette rupture de tendance à partir de 2011. Notons en particulier le changement de pente à partir de 2013, année de suppression du PFL "dividendes", des différences de patrimoine immobilier entre groupe traité et groupe de contrôle large.

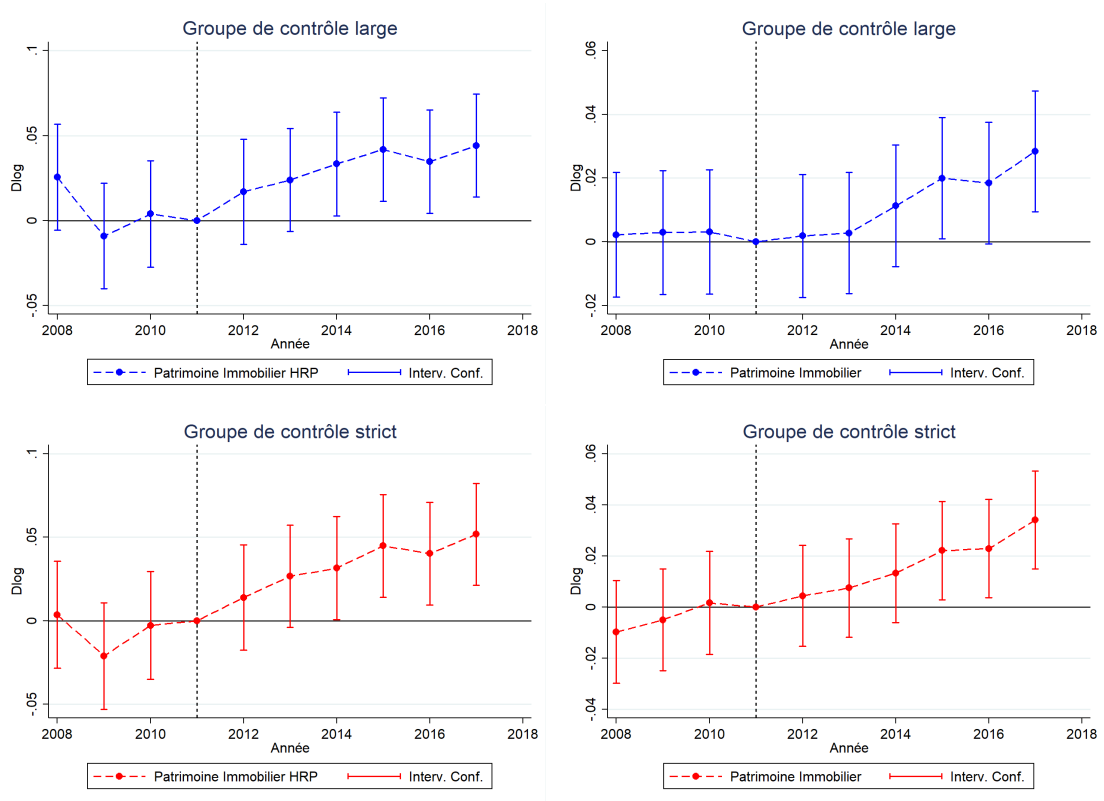


FIGURE 2.2 – Mise au barème des dividendes : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL "dividendes". Intervalle de confiance à 95% .(Tableau de résultats en annexe C.1.1)

Mise au barème des intérêts

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.

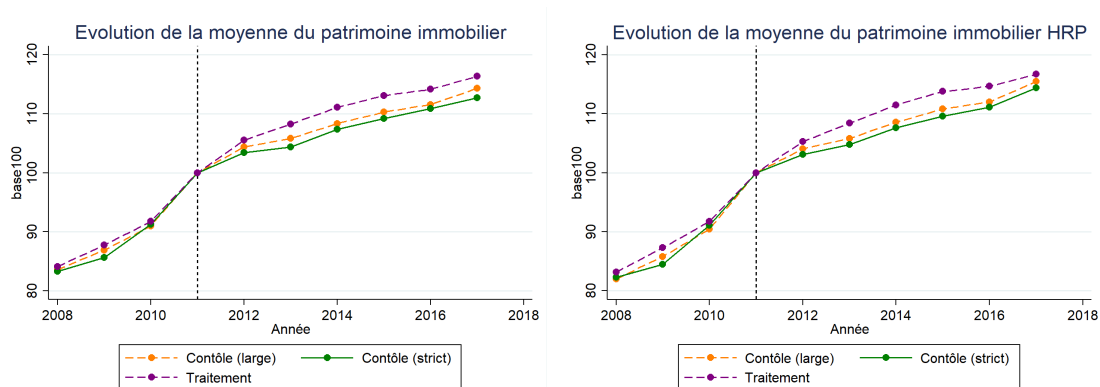


FIGURE 2.3 – Mise au barème des intérêts : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines immobiliers entre les groupes de contrôle et les groupes de traitement - Base 100 en 2011

Pour obtenir une estimation toutes choses égales par ailleurs, 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 C.2 donne les résultats de ces estimations avec variables de contrôle. L'hypothèse de tendance commune ne semble pas rejetée, même si l'évolution du patrimoine immobilier hors résidence principale dans le groupe traité diverge significativement au seuil de 95% en 2008. Notons par ailleurs que les ménages traités commencent à réagir dès 2012, notamment comparé au groupe de contrôle strict. Cela n'est pas surprenant dans la mesure où les contribuables ont 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 qui passe 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.

La suppression du PFL "intérêt" semble avoir eu un impact causal plus évident sur le patrimoine immobilier que la suppression du PFL "dividendes", comme l'illustre les ruptures de tendances présentes sur la figure 2.4. 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 strict. Ce changement de tendance ne semble pas dû à des investissements dans les résidences principales des ménages puisqu'on observe une inflexion similaire à partir de 2011 entre immobilier avec et sans résidence principale (graphiques de gauche). Notons par exemple un écart de plus de 6% entre groupe traité et groupe de contrôle strict en 2014 pour le patrimoine immobilier hors résidence principale.

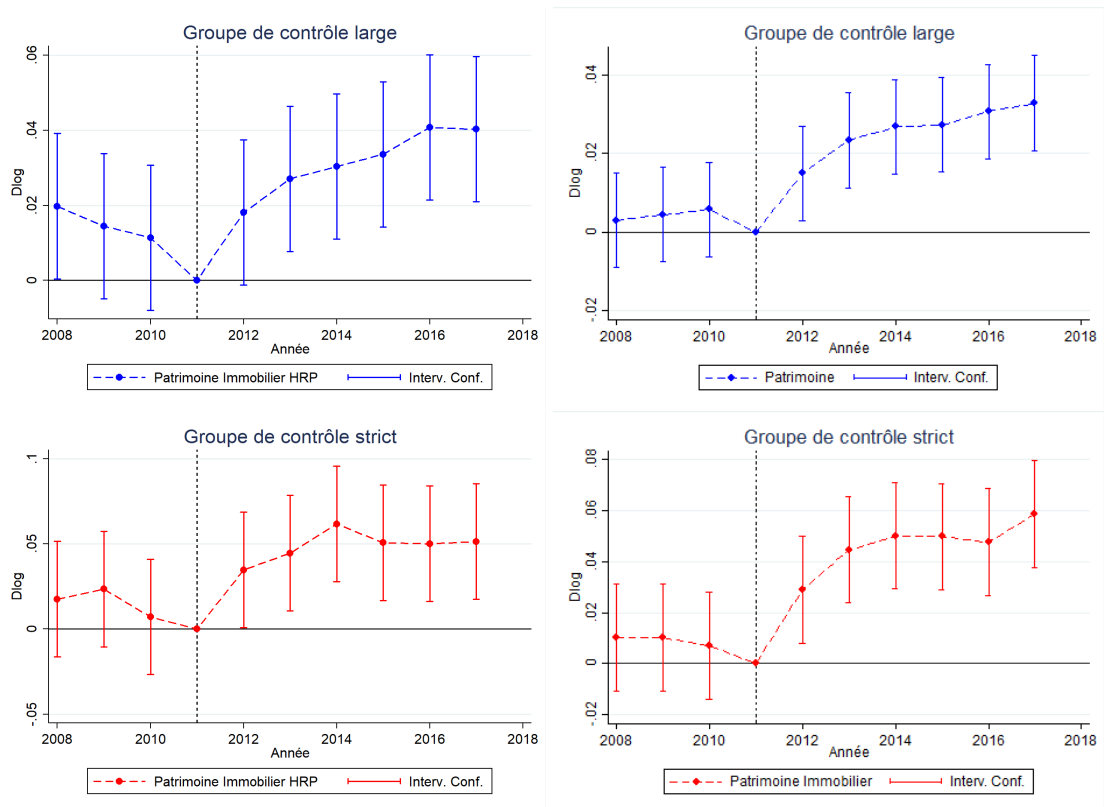


FIGURE 2.4 – Mise au barème des intérêts : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec et sans résidence principale des traités PFL "intérêts". Intervalle de confiance à 95%. (Tableau de résultats en annexe C.1.2)

Etude de la marge extensive

Comme précisé dans la section 2.2, 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 2.3 retranscrit les résultats de l'estimation de l'équation (2.3), avec pour groupe traité les ménages qui utilisaient le PFL "dividendes". La variable dépendante 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.

	$P_{immoHRP}$		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			

TABLE 2.3 – 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". Groupe de contrôle strict.

La participation à l'immobilier hors résidence principale (colonnes (1) et (2)) de la figure 2.3 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 ne sont pas significatifs. Notre hypothèse de tendance commune semble par ailleurs non rejetée, avec et sans variables de contrôle. En re-

vanche, 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 2.4 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 "intérêts" aurait par exemple augmenté la probabilité de participer au marché immobiliers hors résidence principale de 0.014 point de pourcentage en 2014 dans le groupé traité par rapport au groupe de contrôle (colonne (1) et (2)). 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} (colonne (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			

TABLE 2.4 – 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"

2.4 Peut-on parler de substitution du capital immobilier au capital mobilier?

Agrégats actifs mobiliers	
Z_{liq}	Bons du Trésor + bons d'épargne + bons de caisse + bons de capitalisation + livrets de caisse d'épargne + comptes courants + espèces
Z_{ac}	Actions de sociétés dans lesquelles le contribuable n'exerce aucune fonction + parts de FCP + parts de SICAV + titres et valeurs côtés ou non côtés + obligations
Z_{mand}	Actions détenues par les salariés mandataires sociaux ou retraités
Z_{ds}	Autres actions de sociétés dans lesquelles le contribuable exerce une fonction
Z_{cons}	Actions soumises à un engagement de conservation
Z_{actot}	$Z_{ac} + Z_{mand} + Z_{ds} + Z_{cons}$
Z_{mob}	$Z_{liq} + Z_{actot}$

TABLE 2.5 – Les différentes catégories d'actifs mobiliers utilisés

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. Cette augmentation s'est-elle réalisée au détriment du patrimoine mobilier? Autrement dit, la suppression du PFL a-t-elle véritablement 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. L'agrégat "actif mobilier" présent dans les statistiques descriptives de la section 2.2 inclut des actifs très hétérogènes, dont les revenus ne sont pas nécessairement soumis au même régime d'imposition. Selon qu'un foyer déclarait plutôt ses dividendes ou ses intérêts au PFL, la catégorie d'actif mobilier impacté par la réforme de 2013 ne sera pas la même. De plus la substitutabilité entre l'immobilier et le mobilier peut varier selon les rendements et les risques associés à chaque type d'actif mobilier, comme décrit dans la section 2.2. Nous mobilisons donc les détails des déclarations de patrimoine contenues dans les fichiers ISF/IFI afin de

créer pour chaque année les sous-catégories d'actifs mobiliers z_{liq} , z_{ac} , z_{mand} , z_{ds} , z_{cons} , z_{actot} , dont la définition simplifiée est contenue dans la tableau 2.4.

2.4.1 Mise au barème des dividendes

Le tableau 2.6 propose des statistiques descriptives sur les catégories d'actifs définis ci-dessus, pour le groupe de traitement et le groupe de contrôle strict. Les différences d'actif mobilier total (z_{mob}) entre groupe traité et groupe de contrôle (colonne (1)) semblent avant tout expliquées par des différences dans les actions non conventionnelles (z_{mand} , z_{ds} et z_{cons}). Les montants de ce type d'actions sont en effet bien plus importants dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. Par ailleurs, ces actions non conventionnelles sont détenues par un nombre restreint de ménage : 75% des foyers étudiés ne détiennent pas ou très peu de ces actifs. Nous nous concentrons donc par la suite sur les catégories principales d'actif mobilier, à savoir l'actif liquide (z_{liq}) et les actions conventionnelles (z_{ac}). Les colonnes z_{liq} et z_{ac} indiquent une relative proximité entre le groupe traité et le groupe de contrôle, même si les montants déclarés dans le groupe traité sont plus importants que dans le groupe de contrôle.

Stat.	z_{mob}	z_{actot}	z_{liq}	z_{ac}	z_{mand}	z_{cons}	z_{ds}
Groupe traité - 1606 foyers							
Moyenne	5 469 394	4 303 914	1 165 481	2 117 933	148 997	420 131	365 724
Écart-type	5 585 054	5 231 237	1 769 735	3 443 944	948 241	2 248 186	1 565 813
P75	5 902 327	4 890 865	1 493 920	2 754 846	0	0	22 500
Médiane	3 100 788	2 533 943	263 363	1 052 802	0	0	0
P25	2 204 298	1 441 296	85 009	308 396	0	0	0
Groupe de contrôle - 20 539 foyers							
Moyenne	4 650 773	3 888 372	762 401	1 987 020	51 986	184 668	247 190
Écart-type	7 457 039	7 081 564	1 740 535	4 227 568	1 300 970	2 182 597	1 596 170
P75	4 549 192	3 910 467	803 035	2 378 359	0	0	0
Médiane	3 100 788	2 533 943	263 363	1 052 802	0	0	0
P25	2 204 298	1 441 296	85 009	308 396	0	0	0

TABLE 2.6 – T1DIV : Statistiques descriptives actif mobilier sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011

La figure 2.5 compare les évolutions de patrimoine mobilier des ménages qui déclaraient leurs dividendes au PFL par rapport aux groupes de contrôle strict et large.

Cette analyse graphique préliminaire montre que la suppression du PFL "dividendes" n'a pas entraîné de baisse d'accumulation de capital mobilier dans le groupe traité. Au contraire, cela illustre une augmentation bien plus forte du capital mobilier (z_{mob}) dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle.

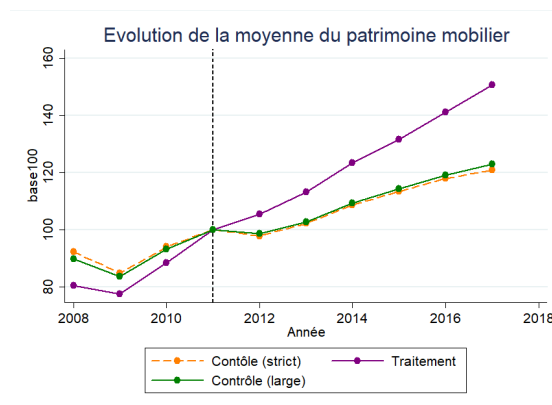


FIGURE 2.5 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et le groupe de traitement - Base 100 en 2011

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.

Le rejet de l'hypothèse de tendance commune pour le groupe de contrôle strict (colonnes (3) et (4)) ainsi que la significativité au seuil de 90% du coefficient β_{2009} pour le groupe large nuancent notre capacité à estimer l'effet causal de la réforme. Cela étant dit, la suppression du PFL semble plutôt avoir entraîné une augmentation du capital mobilier. Ainsi la mise au barème des dividendes aurait conduit à une augmentation de 13,5% du patrimoine mobilier des ménages entre 2011 et 2017 si l'on se fie aux estimations reportées colonne (1). Cette augmentation serait d'une ampleur bien plus importante que l'augmentation du patrimoine immobilier documentée dans la section 2.3 : il n'y aurait donc pas eu de substitution entre patrimoine immobilier et mobilier. La figure 2.6 offre une illustration plus convaincante de cette absence de substitution puisqu'il montre une diminution significative, et probablement causale, de la part du patrimoine immobilier dans le patrimoine total des ménages traités.

Les actions sont les actifs mobiliers directement affectés par la mise au barème des

	<i>Large</i>		<i>Strict</i>	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	-0,014 (0,011)	-0,103*** (0,010)	-0,043*** (0,011)	-0,129*** (0,010)
β_{2009}	-0,007 (0,011)	-0,060*** (0,010)	-0,028*** (0,011)	-0,076*** (0,010)
β_{2010}	0,019* (0,011)	-0,043*** (0,010)	0,004 (0,011)	-0,051*** (0,010)
β_{2012}	0,046*** (0,010)	0,067*** (0,010)	0,054*** (0,011)	0,072*** (0,010)
β_{2013}	0,072*** (0,010)	0,094*** (0,010)	0,078*** (0,010)	0,098*** (0,010)
β_{2014}	0,071*** (0,010)	0,106*** (0,010)	0,075*** (0,010)	0,110*** (0,010)
β_{2015}	0,080*** (0,010)	0,122*** (0,010)	0,084*** (0,010)	0,128*** (0,010)
β_{2016}	0,105*** (0,010)	0,150*** (0,010)	0,109*** (0,010)	0,156*** (0,010)
β_{2017}	0,127*** (0,010)	0,176*** (0,010)	0,133*** (0,010)	0,184*** (0,010)
<i>N</i>	199 080	199 080	165 411	165 411

TABLE 2.7 – Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif mobilier avec les groupes de contrôle large et strict

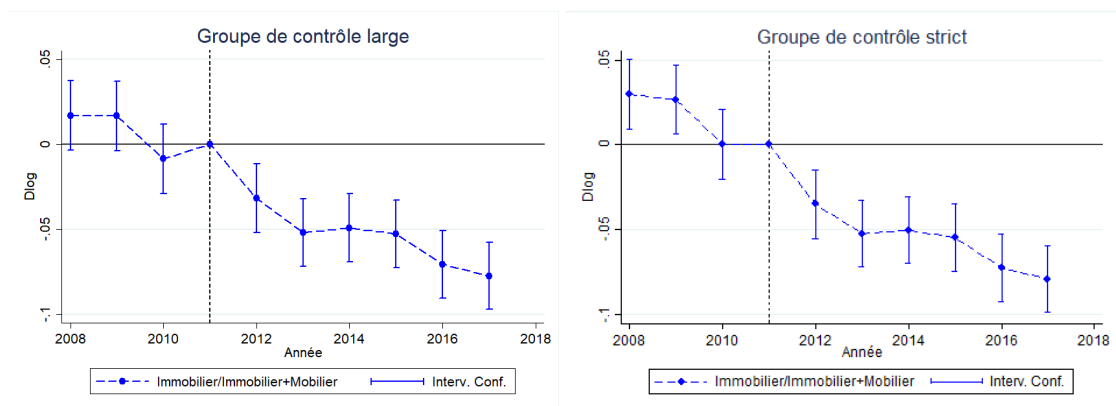


FIGURE 2.6 – Mise au barème des dividendes : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur la part de l'actif immobilier dans l'actif total - Intervalle de confiance à 95%

dividendes, avec théoriquement une baisse de leurs rendements après impôts. La figure 2.7 illustre cependant une augmentation des actions conventionnelles (z_{ac}) dans le

groupe traité. Si l'hypothèse de tendance commune au seuil de 95% est rejetée en 2008 dans le groupe de contrôle strict, il semblerait tout de même que la suppression du PFL "dividendes" ait eu un impact causal positif sur le portefeuille d'"actions conventionnelles" dans le groupe traité. Un des mécanismes pouvant expliquer cette augmentation alors que les revenus issus de ces actions sont plus fortement taxés, est le réinvestissement des dividendes dans l'entreprise. La baisse de la distribution de dividendes entraînerait alors une augmentation de la valorisation des sociétés. Selon le tableau C.3 en Annexe, cette hausse s'élèverait à 15%¹ en 2017 pour notre estimation avec le groupe de contrôle large.

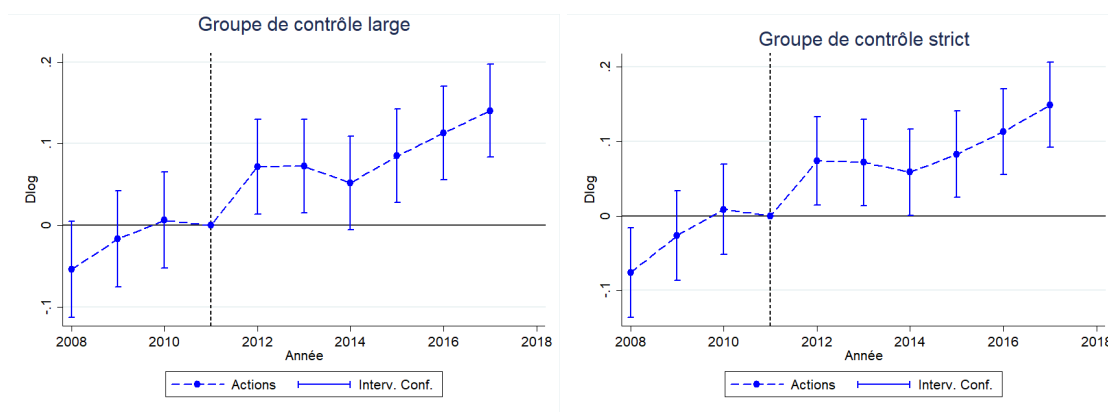


FIGURE 2.7 – Mise au barème des dividendes : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur les "actions conventionnelles" dans le groupe de contrôle large (gauche) et strict (droite). Intervalle de confiance à 95%

2.4.2 Mise au barème des intérêts

Les ménages qui déclaraient leurs intérêts au PFL détiennent plus d'actif liquide comme illustré dans le tableau 2.8. Ceci n'est pas surprenant puisque la catégorie liquidités inclut les "produits de placement à revenu fixe" dont les intérêts ne peuvent justement plus être déclarés au PFL suite à la réforme de 2013. La figure 2.8 indique que les ménages traités n'ont pas connu de baisse particulière de leur patrimoine mobilier suite à la réforme.

Nous avons estimé l'équation (2.2) sur l'actif mobilier et nos résultats, résumés dans le tableau C.4 en Annexe, ne permettent pas de conclure du fait d'un rejet de l'hypothèse

1. $\exp(0,14) - 1 \approx 0.15$

Statistiques	Z_{mob}	Z_{actot}	Z_{liq}	Z_{ac}	Z_{mand}	Z_{cons}	Z_{ds}
Groupe traité - 17 593 foyers							
Moyenne	4 567 402	3 755 724	811 678	1 906 343	64 546	189 912	230 362
Écart-type	7 015 009	6 638 882	1 661 776	3 971 731	1412 203	1 856 235	1 612 614
P75	4 519 438	3 814 917	894 999	2 335 175	0	0	0
Médiane	3 107 400	2 502 420	310 006	1 059 179	0	0	0
P25	2 229 862	1 440 242	108 795	331 646	0	0	0
Groupe de contrôle - 4 539 foyers							
Moyenne	5 261 813	4 547 650	714 163	2 345 018	4 552	247 475	35 4048
Écart-type	8 459 395	8 071 574	2 036 429	4 869 659	37 670	3 158 632	1 517 361
P75	5 139 034	4 565 106	638 065	2 667 835	0	0	0
Médiane	3 298 201	2 825 854	151 001	1 087 180	0	0	0
P25	2 301 807	1 581 364	43 320	230 093	0	0	0

TABLE 2.8 – Statistiques descriptives de l’actif mobilier du groupe de traitement et du groupe de contrôle large en 2011

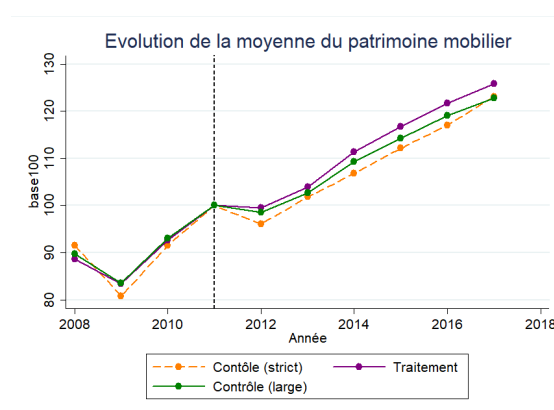


FIGURE 2.8 – Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et le groupe de traitement - Base 100 en 2011

de tendance commune pour le groupe de contrôle large. L’estimation sur le groupe de contrôle strict indiquerait éventuellement une baisse de l’actif mobilier entre 2011 et 2017. L’estimation des réponses de l’actif liquide, contenue dans le tableau C.5 en Annexe, suggère une absence de réaction pour la spécification avec le groupe de contrôle large. Néanmoins, nous ne pouvons conclure pour le groupe de contrôle strict et ne pouvons donc confirmer cette absence de réponse.

En revanche, l’analyse des réponses du ratio $z_{immo}/(z_{immo} + z_{liq})$ offre des éléments

en faveur d'une substitution entre immobilier et actif liquide. En effet, comme indiqué dans les colonnes (3) et (4) du tableau 2.9, la part de l'immobilier par rapport à l'actif liquide aurait augmenté suite à la réforme de 2013. Cette substitution irait dans le sens prédit par la théorie, les ménages se détournant de l'actif qui a connu une augmentation de son taux d'imposition avec la suppression du PFL "intérêts". L'hypothèse de tendance commune n'est pas acceptée au seuil de 95% dans le groupe de contrôle strict et invite donc à être prudent dans l'interprétation du tableau 2.9.

	<i>Large</i>		<i>Strict</i>	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	-0,015** (0,007)	-0,013** (0,007)	-0,016 (0,012)	-0,013 (0,012)
β_{2009}	-0,015** (0,007)	-0,014** (0,007)	-0,022* (0,012)	-0,020* (0,012)
β_{2010}	0,000 (0,007)	0,002 (0,007)	0,003 (0,012)	0,007 (0,012)
β_{2012}	0,007 (0,007)	0,007 (0,007)	0,011 (0,012)	0,010 (0,012)
β_{2013}	0,020*** (0,007)	0,020*** (0,007)	0,031*** (0,012)	0,029** (0,012)
β_{2014}	0,020*** (0,007)	0,019*** (0,007)	0,034*** (0,012)	0,033*** (0,012)
β_{2015}	0,024*** (0,007)	0,023*** (0,007)	0,046*** (0,012)	0,044*** (0,012)
β_{2016}	0,030*** (0,007)	0,029*** (0,007)	0,052*** (0,012)	0,051*** (0,012)
β_{2017}	0,033*** (0,007)	0,032*** (0,007)	0,047*** (0,012)	0,045*** (0,012)
<i>N</i>	184 167	184 167	157 725	157 725

TABLE 2.9 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur Immobilier/(Immobilier+Liquidités) avec les groupes de contrôle larges et stricts

La figure 2.9 documente cependant une dynamique similaire, que le groupe de contrôle soit strict ou large, ce qui renforce la potentielle substitution de l'actif liquide par de l'actif immobilier.

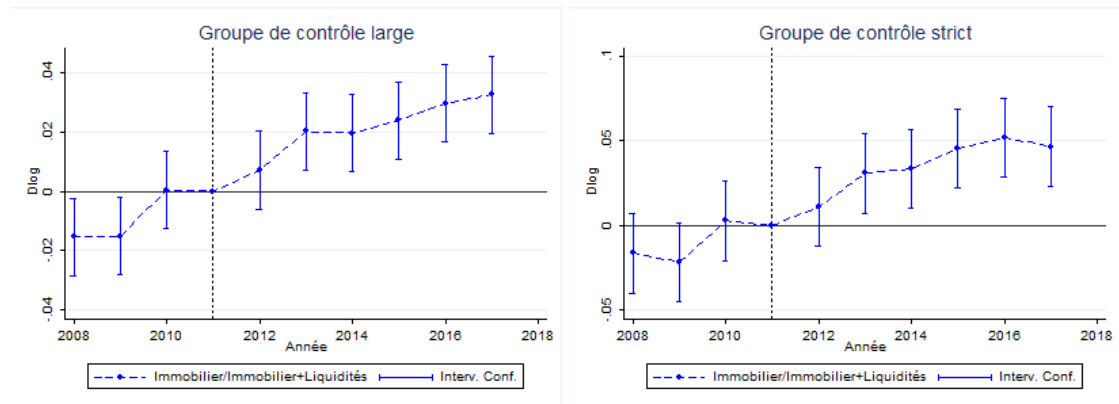


FIGURE 2.9 – Mise au barème des intérêts : Résultat de l’estimation des coefficients β_k de l’équation (2.2) sur le ratio $z_{immo} / (z_{immo} + z_{liq})$ dans le groupe de contrôle large (gauche) et strict (droite). Intervalle de confiance à 95%

2.5 Conclusion

À notre connaissance, notre papier est 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.

Nous devons cependant améliorer à l’avenir nos estimations des réponses des différents actifs mobiliers pour pouvoir conclure quant à la substituabilité entre patrimoine mobilier et immobilier.

Deuxième partie

Concurrence Électorale

3 Primaires électorales : La fin du bipartisme dans les pays européens ?

3.1 Introduction

Si les démocraties européennes sont majoritairement multipartites, on a pu constater dans plusieurs pays d'Europe une tendance plus ou moins forte au bipartisme (GRUNBERG et HAEGEL 2007). Cependant, depuis quelques années, on remarque un déclin de cette tendance, notamment en France, en Espagne ou au Portugal. L'ébranlement des logiques bipartisanes a de nombreuses explications politiques et sociales. Néanmoins, d'après ce que nous savons de l'état de la littérature aucun travaux n'analyse l'incidence possible de la récente mise en place de primaires électorales dans les pays concernés sur ce phénomène. Ce papier propose d'apporter un éclairage théorique sur la relation qui existe entre la mise en place de primaires et l'étiollement des forces bipartisanes. En se concentrant uniquement sur le coût en terme de positionnement politique, nous montrons que la mise en place d'élections primaires peut conduire à l'affaiblissement des partis de gouvernement et l'apparition de nouveaux partis.

D'après SARTORI 2005, on qualifie un système politique comme bipartisan lorsqu'il existe une possibilité d'alternance et qu'un seul parti (ou famille politique) peut obtenir suffisamment de voix pour être à la tête du gouvernement. C'est le cas de la France, de l'Espagne, de la Grèce ou du Portugal, où on constate que deux partis ont réussi à dominer la vie politique en s'imposant comme la seule alternative crédible. L'expression même de *partis de gouvernement* révèle la réalité du duopole mis en place par les partis dominants dans un contexte multi-partisan. Les partis européens *de gouvernement* ont progressivement perdu leurs soutiens populaires, en raison de leur gestion politique de la crise économique de 2008, mais également en raison de l'émergence de partis plus populistes. En réaction à l'érosion de leur base électorale, ces partis ont tenté de rassembler leurs militants autour d'élections internes appelées primaires.

Deux types d'élections primaires se sont développées depuis leur mise en place en Europe. Dans un premier temps, des primaires ont été organisées afin de rassembler les partisans et sympathisants autour d'un candidat charismatique après l'élaboration d'un programme politique par le parti. Par la suite, les partis ont utilisé les primaires pour définir à la fois le candidat et le programme qui seront soutenus par le parti. Nous nous concentrons uniquement sur ce deuxième type de primaires. Cette étude s'inscrit dans la littérature étudiant l'effet des primaires sur les performances électorales des partis en dehors du cadre électoral étatsunien. Certains travaux montrent que les

primaires peuvent exposer de nouveaux candidats et réconcilier les préférences politiques des partisans, des militants et de l'élite du parti (SERRA 2011). D'autres montrent que les primaires peuvent être utiles pour résoudre les divisions au sein du parti, qui apparaissent souvent après de mauvais résultats électoraux (KEMAHLIOGLU, WEITZSHAPIRO et HIRANO 2009). Cependant, il n'est pas clair que les primaires constituent une prime électorale en termes de crédibilité pour le parti. Les conclusions sur leurs conséquences sont mitigées (ICHINO et NATHAN 2013).

Le modèle Hotelling-Downs de compétition électorale (HOTELLING 1929; DOWNS 1957) offre un cadre d'analyse dont la simplicité n'enlève en rien la pertinence pour comprendre les enjeux du positionnement des partis ou candidats pour remporter une élection. Nous conservons les principales hypothèses sur lesquelles ce modèle repose. Les partis (ou candidats) choisissent leur position sur un axe horizontal unidimensionnel gauche-droite uniquement dans le but de remporter l'élection (et non par idéologie). Les électeurs ne peuvent voter que pour un seul candidat. Ils choisissent de voter pour le candidat dont le positionnement est le plus proche de leur idéologie politique. Notre modèle est un jeu à trois périodes. Les candidats s'engagent dans la compétition électorale de façon séquentielle. À la première période, le parti au pouvoir annonce sa position. On suppose qu'il défend son bilan. Sa position est donc exogène. À la seconde période, le parti d'opposition choisit sa position. Le choix de son positionnement peut être centralisé par l'appareil partisan ou sujet d'une primaire. A la dernière période, un nouveau parti peut choisir de se présenter à l'élection. Enfin l'élection a lieu. Si le parti au pouvoir et le parti d'opposition sont restreints à choisir une position sur leur segment historique (gauche ou droite), le nouveau parti reste libre de se positionner où il le souhaite.

Dans un premier temps, nous nous intéressons au positionnement du parti d'opposition lorsqu'il est décidé au sein du parti de façon centralisée. Le parti d'opposition choisit de se positionner de façon à remporter l'élection en veillant à empêcher qu'un nouveau parti ne se présente. En effet, les partis dominants ont intérêt à protéger la tendance bi-partisane, à la fois car elle est synonyme d'alternance et également car elle leur assure un grand nombre de postes réservés à l'opposition. Seul le parti d'opposition peut remplir ce rôle, dans la mesure où le positionnement du parti au pouvoir est déterminé par son bilan, donc de façon exogène. Cette assertion permet à notre modèle de se distinguer des modèles de concurrence électorale existants traitant du problème des

nouveaux partis entrant (BRAMS et STRAFFIN JR 1982, PALFREY 1984, S. WEBER 1992, OSBORNE 1993). Notre résultat reste cependant proche de leurs conclusions respectives : le parti d'opposition peut toujours trouver une position qui lui assure la victoire tout en bloquant l'entrée d'un concurrent.

Dans un second temps, nous examinons comment le résultat précédent est affecté par la mise en place d'élections primaires dans le parti d'opposition d'après les hypothèses suivantes. Quand le parti d'opposition annonce qu'il organise une primaire, tous les candidats qui souhaitent se présenter doivent annoncer leur programme simultanément. Le programme (la position) défendu par le parti sera celui du vainqueur de la primaire. Les candidats à la primaire sont supposés myopes et se concentrent uniquement sur leur victoire à la primaire. Pour étudier l'incidence du nombre de candidats se présentant à la primaire sur les chances de victoire du parti d'opposition, nous examinons des équilibres multi-candidats. En cela, notre papier s'inscrit dans la littérature traitant des problèmes de compétition spatiale en présence de plusieurs agents (EATON et LIPSEY 1975, DENZAU, KATS et SLUTSKY 1985). Nous montrons alors que la mise en place d'une primaire réduit les chances de victoire du parti d'opposition et augmente la probabilité qu'un nouveau parti se présente et remporte l'élection.

Les résultats électoraux français, espagnols, grecs et portugais peuvent illustrer nos résultats théoriques. En effet, ces pays ont été parmi les premiers pays européens à mettre en place des primaires électorales¹. Tous ont également connu une remise en cause de la domination de leurs partis de gouvernement.

Ce papier s'articule de la façon suivante : dans un premier temps nous définissons le cadre d'analyse théorique (section 3.2), puis en guise de conclusion, nous discutons des résultats électoraux de la Grèce, l'Espagne, le Portugal et la France à la lumière de nos résultats théoriques (section 3.3).

3.2 Modèle théorique

Notre cadre d'analyse s'inscrit dans la tradition des modèles dits Hotelling-Downs (HOTELLING 1929, DOWNS 1957). Dans un premier temps, nous examinons la stratégie de positionnement des partis de gouvernement pour empêcher un nouveau parti de

1. L'Italie a également été un pays précurseur. En 2005 la coalition de gauche organise une grande primaire ouverte. Cependant, nous ne sommes pas convaincu de l'existence d'une logique bi-partisane en Italie.

gagner dans le cas où le parti d'opposition centralise le choix du positionnement et désigne lui-même un candidat. Dans cette première partie, nous étudions des équilibres déterministes dans la mesure où nous cherchons la position qui permet au parti de remporter l'élection. Dans un second temps, nous introduisons une élection primaire au sein du parti d'opposition. Nous examinons l'incidence de cette primaire sur la stabilité du système bipartite. Les candidats se présentent à la primaire s'ils ont une probabilité non nulle de la remporter. Nous étudions alors des équilibres probabilistes.

3.2.1 Modèle de concurrence électorale

Les étapes du jeu. Supposons qu'il existe deux partis de gouvernement. Ce sont les deux partis dominants, ancrés dans le jeu politique et institutionnalisés. L'un est au pouvoir. Il joue le premier. Sa position est exogène. Cette hypothèse s'appuie sur le fait que le parti au pouvoir s'enracine tout au long de son mandat et défend son bilan. Sans perte de généralité, nous supposons ici qu'il s'agit du parti de droite. Le deuxième parti défie le premier, il représente la principale opposition (parti de gauche). En plus des deux partis établis, un troisième parti peut également se présenter, en fonction de la position des deux premiers. Ce troisième parti ne se présente que s'il a une probabilité non nulle de gagner l'élection. Une fois tous les partis positionnés, l'élection a lieu. Il n'y a qu'un tour.

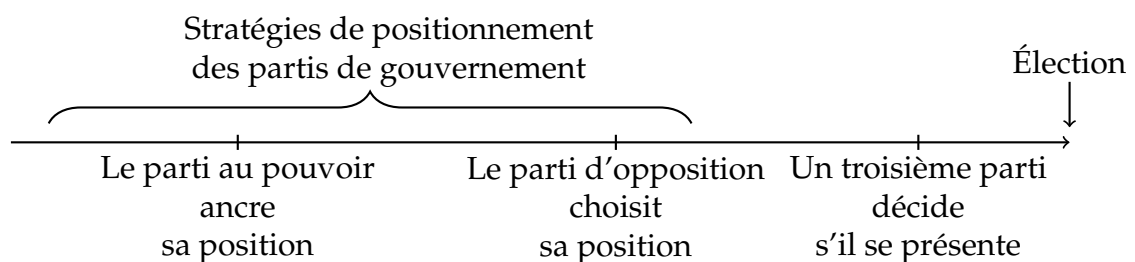


FIGURE 3.1 – Les étapes du jeu

Principales hypothèses. Les trois candidats sont désignés par les lettres L , R et N . Les lettres L et R sont les candidats des partis dominants : L se présente pour le parti de gauche et R pour le parti de droite. N est le candidat du troisième et nouveau parti. Les candidats choisissent leur position sur un axe horizontal gauche-droite. Cet espace de

stratégie continu est normalisé sur un intervalle réel fermé $I = [0; 1]$. Les trois candidats choisissent leur position afin de maximiser leurs votes. Leurs positions respectives sont désignées par $x_L; x_R; x_N$. Deux candidats ne peuvent pas choisir exactement la même position, mais peuvent choisir des positions infiniment proches. Le candidat de gauche ne peut choisir qu'une position à gauche du candidat de droite : $x_L < x_R$. Le nouveau parti, n'ayant pas encore d'étiquette politique, peut choisir la position qu'il veut sur I .

Il y a un continuum d'électeurs. Il n'y a pas d'abstention. Les positions idéologiques des électeurs sont distribuées de façon uniforme. Chaque électeur a une position idéologique $x \in I$ et ne peut voter que pour un seul candidat. Par conséquent, l'électeur médian se situe à la position $x_m = \frac{1}{2}$. Chaque électeur vote pour le candidat dont la position est la plus proche de sa position idéologique. Si la position d'un électeur est à égale distance de deux positions contiguës x et x' tel que $x < x'$ et si plusieurs candidats (deux au moins) optent pour une position infiniment proche de la position de l'électeur, alors il vote pour le candidat dont l'identité politique est la plus à gauche (respectivement à droite), s'il est placé à gauche (respectivement à droite) de la position x ; il vote avec la même probabilité pour l'un quelconque des candidats positionnés en x s'il est lui-même positionné en x .

Le candidat ayant obtenu le plus grand nombre de voix l'emporte. Si n candidats ont le même nombre de voix, chacun d'eux a une probabilité $\frac{1}{n}$ de gagner.

Notons x_i les positions qui sont finalement choisies par les candidats. L'indice i indique la place du candidat. Les x_i sont rangés de gauche à droite dans un ordre croissant avec i . En d'autres termes, plus la valeur de i est élevée, plus la position du candidat est éloignée à droite de l'intervalle I . En gardant cette notation à l'esprit, nous pouvons calculer le nombre de votes V_i associés à chaque position x_i . Ils sont donnés par le lemme suivant.

Lemme 1. Pour tout $n \geq 2$, et tout $i \in \{1, \dots, n\}$ le nombre de votes associé à la position x_i d'un équilibre garantissant un nombre de voix strictement supérieur à 0 est égal à :

$$V_1 = \frac{x_1 + x_2}{2} \quad \text{si} \quad i = 1$$

$$V_i = \frac{x_{i+1} - x_{i-1}}{2} \quad \text{si} \quad i \in \{2, \dots, n-1\}$$

$$V_n = 1 - \frac{x_{n-1} + x_n}{2} \quad \text{si} \quad i = n$$

Démonstration. Voir Annexe D.1.1

□

3.2.2 Alternance et stabilité du bipartisme

Dans cette première sous section nous examinons les stratégies de positionnement des partis dominants pour empêcher le nouveau parti de gagner sans élections primaires.

Nous cherchons toutes les valeurs possibles de x_L , sachant la valeur de x_R , qui empêchent N de gagner. N ne se présente que s'il a une probabilité non nulle de gagner. Nous recherchons donc les valeurs de x_L qui satisfont l'inégalité suivante :

$$V_N < \text{Max}\{V_L; V_R\}$$

Lemme 2. Les paires de position des partis dominants (x_R, x_L) qui permettent de faire obstacle à un nouveau parti et d'assurer au parti d'opposition la victoire sont les solutions du système d'inéquations suivant :

$$\begin{cases} x_L < \frac{2-x_R}{3} \\ x_L > x_R - \frac{2}{3} \\ x_L > 2 - 3x_R \\ x_L > 1 - x_R \end{cases} \quad (3.1)$$

Démonstration. Voir Annexe D.1.2 □

La résolution graphique 3.2 représente la solution du système d'inégalités 3.1.

Le triangle blanc représente toutes les paires de positions (x_R, x_L) qui assurent à L la victoire. Le long de la frontière $x_L = 1 - x_R$, L et R ont une probabilité égale de gagner. En dessous de cette ligne, dans le triangle gris, R gagne .

Toutes les zones colorées représentent toutes les paires de positions (x_R, x_L) qui permettent à N de se présenter et gagner l'élection.

Proposition 1. Si $x_R \leq \frac{1}{2}$ alors le nouvel entrant se présente et gagne l'élection.

On remarque dans un premier temps que lorsque le parti de droite défend une position sur le segment de gauche, c'est-à-dire entre $x_R \in [0, \frac{1}{2}]$, le nouveau parti peut toujours trouver une position qui lui permet de gagner l'élection. En effet, en se positionnant à gauche, le parti au pouvoir restreint les possibilités de positionnement du

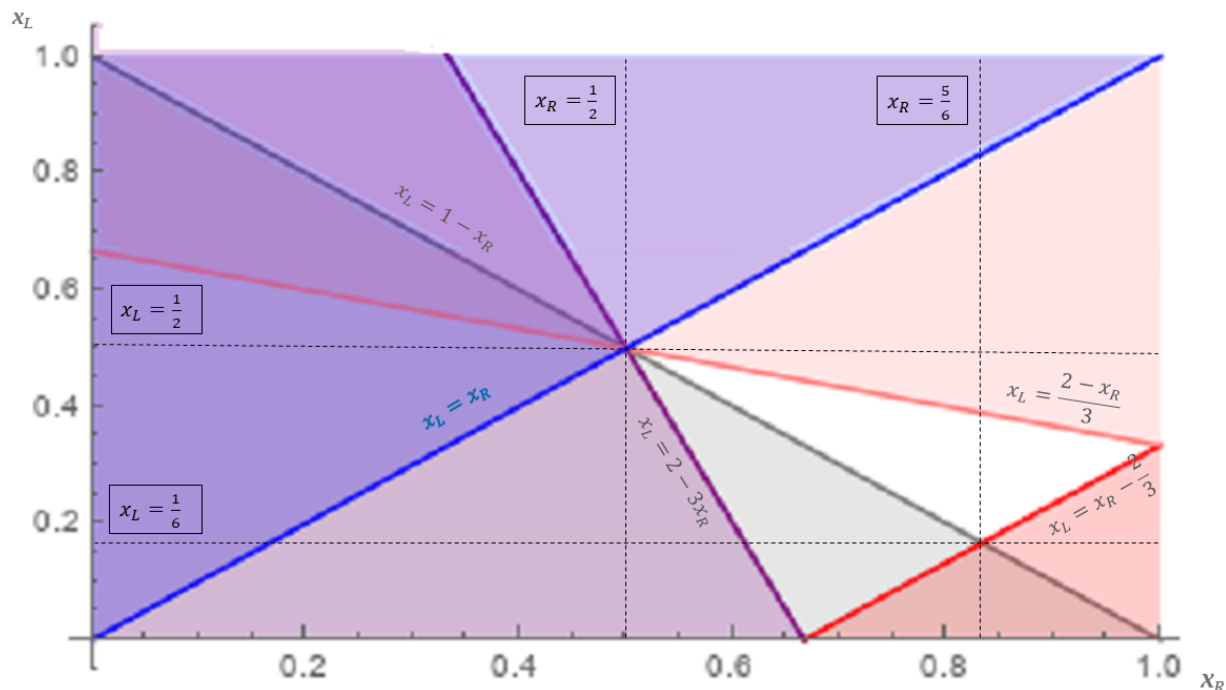


FIGURE 3.2 – Stratégies de positionnement du parti d’opposition

parti d’opposition et laisse ainsi à sa droite assez d’espace pour qu’un nouveau parti entre dans la compétition électorale et la remporte. On remarque également que s’il défend une position trop à droite $x_R > \frac{5}{6}$ il n’a aucune chance de réélection. Pour avoir une probabilité non nulle d’être réélu il doit défendre une position comprise entre $[\frac{1}{2}, \frac{5}{6}]$, que nous pouvons qualifier de modérée.

Proposition 2. Lorsque le choix de positionnement du parti d’opposition est centralisé par le parti, et que $x_R \in]\frac{1}{2}, 1[$, alors le parti d’opposition peut toujours trouver une position lui assurant la victoire.

On remarque que s’il existe toujours une position permettant à L de remporter l’élection, l’intervalle des possibles est réduit à $x_L \in [\frac{1}{6}, \frac{1}{2}]^2$. Ce résultat suggère de manière intéressante que la menace d’un nouveau venu oblige le parti d’opposition à choisir un programme modéré. Cet intervalle fournit une explication théorique de la stabilité d’une bipolarisation gauche-droite modérée.

2. BRAMS et STRAFFIN JR 1982 avaient déjà évoqué cette limite de $\frac{1}{6}$.

La proposition 2 souligne que la position de premier joueur du parti d'opposition lui confère un avantage stratégique pour remporter chaque élection.

On peut alors se demander pourquoi le candidat sortant accepte d'organiser des élections. Lorsque le jeu se répète, si aucun autre parti ne rentre dans la compétition électorale, le sortant représente, après sa défaite, la nouvelle opposition et remportera l'élection suivante.

Nos propositions dépendent fortement du caractère déterministe de notre modèle. Elles nous donnent cependant un premier cadre d'analyse afin de mieux comprendre l'impact des primaires sur la stabilité des régimes bipartites.

3.2.3 Introduction d'une primaire au sein du parti d'opposition

Nous regardons à présent ce qu'il se passe quand le choix du positionnement du parti d'opposition est soumis à une élection primaire. On considère dans notre papier des primaires de type *programmative*. Il s'agit de primaires à la suite desquelles le programme du candidat élu devient le programme du parti pour l'élection générale.

Principales hypothèses. Les candidats annoncent leur candidature à la primaire et choisissent leur position simultanément. Notons x_{Li} les positions choisies par les candidats. Les positions choisies sont forcément sur le segment alloué au parti de gauche en fonction de la position du parti de droite, on a donc $x_{Li} \in [0; x_R[$. Si les candidats ne peuvent pas se mettre exactement à la même position, ils peuvent choisir des positions infiniment proches. Les candidats ne se présentent que s'ils ont autant de chances de gagner la primaire que leurs concurrents. Les candidats aux élections primaires sont *myopes*, ce qui signifie qu'ils choisissent leur positionnement uniquement dans le but de gagner la primaire, sans penser à l'élection générale. Les électeurs à la primaire sont tous les électeurs dont la position idéologique est à gauche de la position du parti de droite soit sur l'intervalle $[0; x_R[$.

Résolution. n candidats se présentent à l'élection primaire avec une probabilité $\frac{1}{n}$ de remporter l'élection.

Lemme 3. Lorsqu'un nombre pair de candidats se présente à la primaire, il existe un unique équilibre permettant à chacun d'entre eux d'avoir la même probabilité de remporter l'élection tel que

$$\forall i \in \{1, \dots, \frac{n}{2}\} \quad x_{2i-1} \simeq x_{2i} = \frac{2i-1}{n} x_R$$

Démonstration. Voir Annexe D.1.3

□

Lemme 4. Lorsqu'un nombre impair de candidats se présente à la primaire, il n'existe pas d'équilibre permettant à chacun d'entre eux d'avoir la même probabilité de remporter l'élection.

Démonstration. Voir Annexe D.1.4

□

Nous nous restreignons donc à étudier le cas des primaires avec un nombre de candidats pair.

Proposition 3. A la suite d'une élection primaire à n candidats, le parti d'opposition adoptera la position $x_{Li} = \frac{2i-1}{n} x_R$ avec une probabilité $p = \frac{2}{n}$ pour tout $i \in \{1, \dots, \frac{n}{2}\}$.

Afin de donner une intuition graphique de l'incidence des primaires sur la probabilité de victoire du parti d'opposition, nous représentons dans la figure 3.3 les positions x_L générées par une primaire à 2, 4 et 6 candidats. D'après la proposition 1, on sait que lorsque $x_R < \frac{1}{2}$, le nouveau parti remporte l'élection principale. Nous nous concentrons donc uniquement sur l'intervalle $x_R \in [\frac{1}{2}, 1]$.

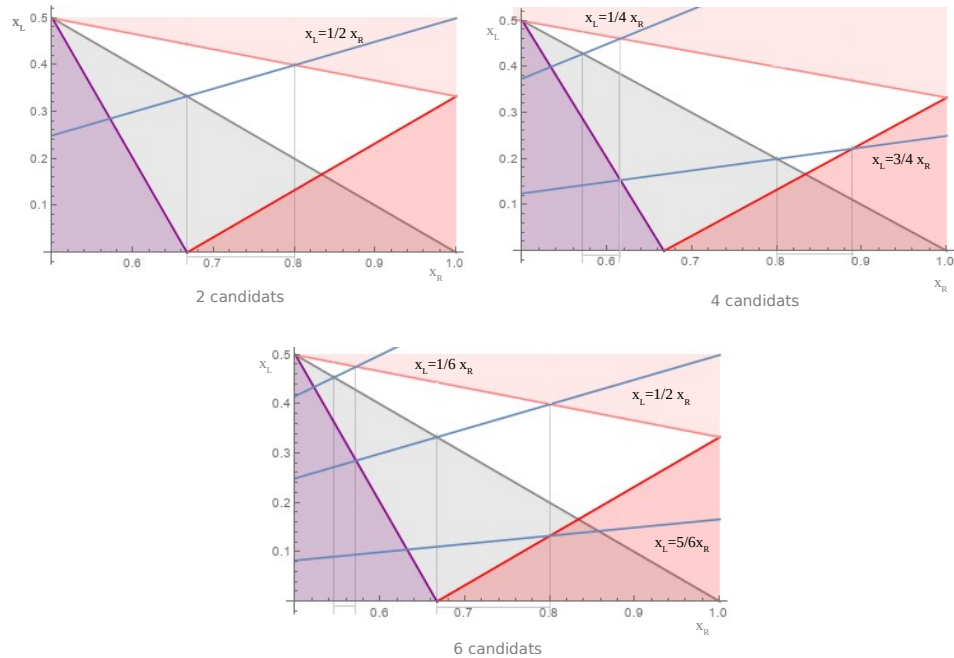


FIGURE 3.3 – Positionnement du parti d’opposition en fonction du nombre de candidats à la primaire

Les paires de position (x_R, x_L) générées par la primaire sont représentées par les lignes bleues. L gagne lorsque les lignes bleues se situent dans le triangle blanc, R gagne lorsqu’elles se situent dans le triangle gris, N se présente et remporte l’élection dans toutes les autres situations. On remarque que ni R ni L ne sont en situation de gagner l’élection avec certitude. En supposant un tirage aléatoire uniforme de la position x_R , on peut alors calculer la probabilité de victoire de chaque candidat en fonction du nombre de candidats à la primaire du parti d’opposition.

On note :

- T_L (resp. T_R , resp. T_N) l’ensemble des couples $(x_R, x_L) \in [\frac{1}{2}, 1] \times [0, \frac{1}{2}]$ pour lesquels L (resp. R , resp. N) remporte l’élection générale avec certitude;
- $D_i(n)$ la droite d’équation $x_L = \frac{2i-1}{n} x_R$ dans le plan (x_R, x_L) ;
- $Q_i^Z(n) = \{x_R : (x_R, x_L) \in D_i(n) \cap T_Z\}$, avec $Z \in \{L, R, N\}$.

T_L (resp. T_R , resp. T_N) correspond à l’intérieur du triangle blanc (resp. à l’intérieur du triangle gris, resp. au complément dans $[\frac{1}{2}, 1] \times [0, \frac{1}{2}]$ de la réunion des triangles

blanc et gris) de la figure 3.3.

On vérifie immédiatement sur la figure 3.3 que $Q_i^L(n)$ (resp. $Q_i^R(n)$, resp $Q_i^N(n)$) est la réunion d'une famille, éventuellement vide, d'intervalles disjoints ouverts dans $[\frac{1}{2}, 1]$. Cet ensemble correspond à l'ensemble des positions x_R du parti de droite garantissant la victoire de L (resp. R , resp. N) lorsque le vainqueur de la primaire est positionné en $x_{Li} = \frac{2i-1}{n}x_R$.

Lemme 5. On suppose que la position du parti de droite est une variable aléatoire, de loi de probabilité uniforme continue sur l'intervalle $[\frac{1}{2}, 1]$. Alors, pour tout nombre pair de candidats à la primaire de gauche n donné, $n \geq 2$, la probabilité de victoire du parti Z , $Z \in \{L, R, N\}$, est $p_z(n) = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{\frac{n}{2}} \lambda(Q_i^Z(n))$, où $\lambda(Q_i^Z(n))$ est la somme des longueurs des intervalles dont la réunion forme $Q_i^Z(n)$. En particulier, $p_L(n) + p_R(n) + p_N(n) = 1$ pour tout n pair $n \geq 2$.

Démonstration. Voir Annexe D.1.5. □

Le lemme 5 nous permet de calculer la probabilité de victoire de chaque candidat en fonction du nombre de candidats qui se présente à la primaire du parti d'opposition. Ces probabilités sont représentées dans la figure 3.4 pour n entier pair compris dans $[2, 22]$.

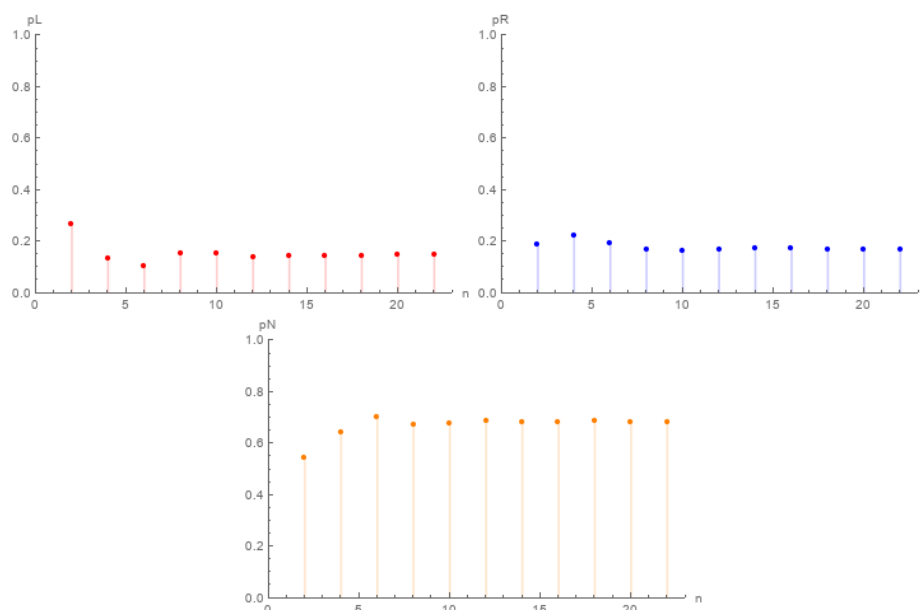


FIGURE 3.4 – Probabilité de remporter l’élection générale pour le candidat d’opposition (à gauche), le candidat sortant (à droite) et le nouvel entrant (en bas) en fonction du nombre de candidats à la primaire

Sans primaire, le parti d’opposition avait une probabilité de gain égale à 1. L’organisation d’une primaire dans le but de déterminer sa position entraîne une forte réduction de sa probabilité de gain et ce quelque soit le nombre de candidats qui se présentent à la primaire. De plus, on voit que la probabilité pour le nouvel entrant de remporter l’élection augmente considérablement.

Proposition 4. Lorsque le parti d’opposition organise des primaires dans le but de déterminer le programme qui sera défendu par le parti, sa probabilité de remporter l’élection générale est fortement diminuée et la probabilité qu’un nouvel entrant remporte l’élection s’accroît quelque soit le nombre de candidats qui se présentent à la primaire.

3.3 Discussion et Conclusion

Notre modèle a pour vocation d’offrir un éclairage théorique sur l’effet de la mise en place de primaires sur la stabilité des systèmes bipartites. Pour ce faire, nous construisons un jeu séquentiel permettant de comprendre comment s’instaure l’alternance de deux partis dominants dans un contexte où la possibilité pour un nouveau parti de se

présenter est prise en considération. Nous montrons alors qu'il est toujours possible pour le parti d'opposition, lorsqu'il choisit sa position de façon centralisée, de remporter l'élection tout en empêchant un nouveau parti de rentrer dans la compétition électorale.

Grâce à la base de données en accès libre *ParlGov*,³ nous avons examiné tous les résultats des élections législatives des pays d'Europe occidentale depuis la seconde guerre mondiale. Nous avons identifié quatre pays dont les résultats électoraux illustrent bien l'établissement d'une alternance de deux partis majoritaires dans un contexte institutionnel multi-partisans. Il s'agit de la Grèce, l'Espagne, le Portugal et la France.

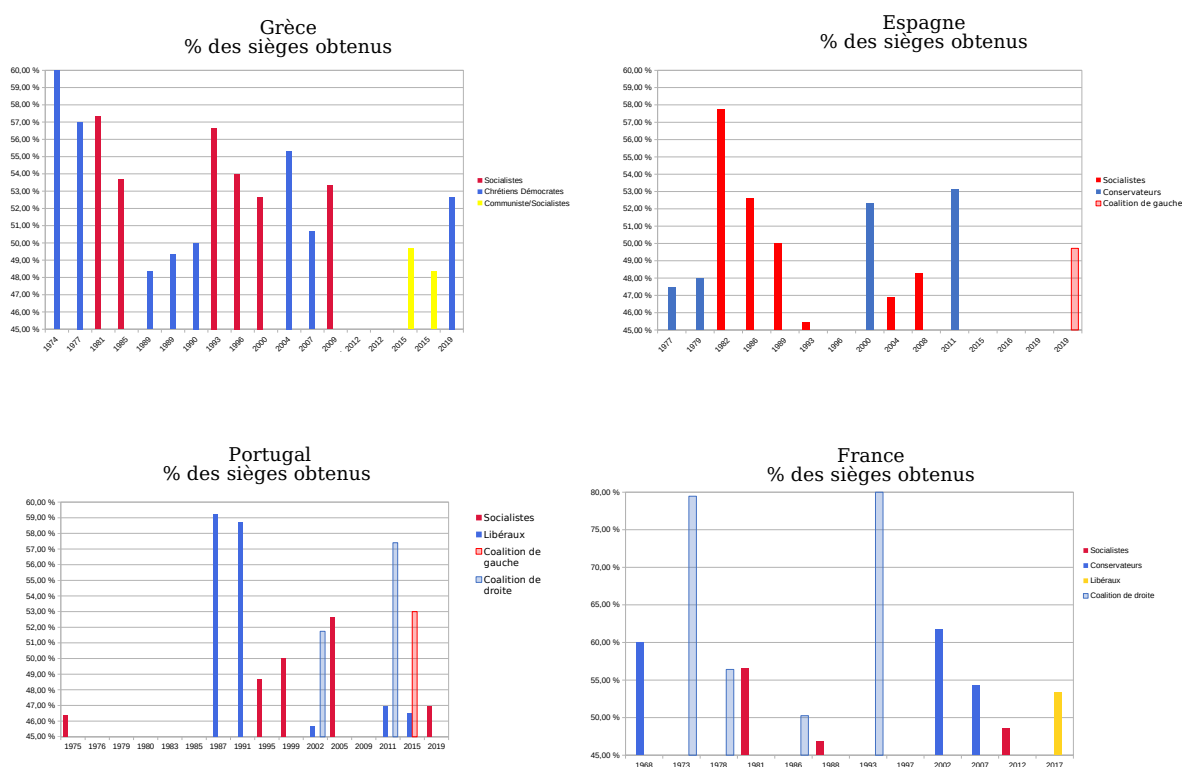


FIGURE 3.5 – Scores aux élections législatives des partis majoritaires - D'après les données de programme *ParlGov*

La figure 3.5 représente les résultats aux élections législatives des partis ayant ob-

3. Döring, Holger and Philip Manow. 2019. *Parliaments and governments database (ParlGov) : Information on parties, elections and cabinets in modern democracies. Development version*

tenu plus de 45% des sièges de la chambre basse, à partir de l'instauration de la période démocratique contemporaine pour la Grèce, l'Espagne et le Portugal et de la V^{me} République pour la France. En obtenant 45% des sièges, ces partis ont donc pu former un gouvernement, soit avec une majorité absolue, soit avec une majorité relative. Sur les graphiques de la Grèce et de l'Espagne on visualise bien l'alternance systématique entre un parti socialiste et un parti conservateur ou chrétien démocrate. Au Portugal l'alternance met plus de temps à s'instaurer. On note cependant qu'à partir des élections de 1987 les socialistes et les libéraux formeront un duopole au sein du paysage politique portugais. Le cas de la France est un peu plus particulier car les résultats législatifs sont à mettre en perspective avec les résultats des élections présidentielles. On observe toutefois une alternance entre les socialistes et les partis de droite.

Dans la seconde partie de notre modèle, nous considérons que le parti d'opposition choisit désormais son positionnement politique par le biais d'une primaire électorale. Les électeurs qui votent pour la primaire sont tous les électeurs dont le positionnement idéologique se situe à gauche (resp. à droite) de la position du parti de droite (resp. de gauche) sortant. On peut donc considérer qu'il s'agit ici de primaires dites ouvertes. En effet, notre modèle ne prend pas en compte l'appareil partisan et ne limite pas le nombre d'électeurs à la primaire.

Les partis socialistes grec, espagnol, portugais et français sont parmi les premiers partis européens à expérimenter des primaires ouvertes (ou semi-ouvertes pour le parti socialiste espagnol). Tous ont organisé une primaire lorsqu'ils étaient dans l'opposition (exception faite du parti socialiste français en 2017). En France, le parti conservateur a également organisé une primaire en 2016 lorsqu'il représentait la principale opposition.

Le Mouvement socialiste panhellénique (PASOK) est le premier parti socialiste européen à organiser une primaire ouverte en 2004. Il s'agit cependant plutôt d'un vote de soutien populaire que d'une primaire dans la mesure où un seul candidat se présente : George Papandréou. Le PASOK organisera cependant par la suite en novembre 2007, en réponse à sa défaite aux élections législatives de septembre, une vraie primaire où se présenteront trois candidats. George Panpandréou défend alors à nouveau un programme proche du centre gauche alors que son principal opposant Evangelos Venizelos cherche à se positionner plus à gauche⁴. George Papandréou remporte à nouveau

4. On comprend le positionnement des candidats à l'aide de la transcription du discours de Evangelos Venizelos lors de la 12^{ème} session du Conseil National du PASOK, le 6 octobre 2007 sur son blog <http://evenizelos.blogspot.com/2007/10/>

la primaire et mène son parti à la victoire lors des législatives de 2009⁵. Cette victoire sera cependant la dernière du PASOK. En effet, depuis 2004, le PASOK est concurrencé à sa gauche par la Coalition de la gauche radicale (SYRIZA) qui finira par remporter les élections en 2015.

Chronologiquement, le second parti socialiste à organiser des primaires est le parti socialiste français en octobre 2011. Ces primaires avaient pour objet de désigner le candidat socialiste à l'élection présidentielle de 2012. Six candidats se présentent à la primaire. Les électeurs doivent élire le candidat qui défendra le programme du parti socialiste appelé *Le Changement* adopté par le parti avant la primaire⁶. François Hollande sort vainqueur de cette primaire et remportera par la suite l'élection présidentielle de 2012. Le parti socialiste remportera également l'élection législative suivante.

Viennent ensuite en 2014, les primaires des partis socialistes espagnol et portugais. En Espagne, à la suite des élections de 2011, le parti socialiste (PSOE) se retrouve dans l'opposition. En 2014, son leader Alfredo Pérez Rubalcaba démissionne mais prône une régénération du parti. Il réclame l'organisation d'une primaire semi-ouverte dans le but d'élire le candidat qui représentera le parti aux élections législatives de 2015. Trois candidats se présentent à l'élection primaire, dont José Antonio Perez Tapias qui incarne l'aile gauche radicale et Pedro Sanchez qui représente l'aile modérée du parti. Pedro Sanchez remporte confortablement la primaire. Les élections législatives de 2015 marquent un tournant dans la vie politique espagnole. Tous les médias parlent alors de la fin possible du bipartisme⁷. En effet, ni le parti socialiste, ni le parti conservateur ne réussissent à dégager une majorité. Deux nouveaux partis entrent au parlement, le parti libéral Ciudadanos et le parti d'extrême gauche Podemos.

Au Portugal, au lendemain des élections européennes de 2014, le maire de Lisbonne António Costa demande la démission du secrétaire général du parti socialiste portugais António José Seguro. Ce dernier refuse de démissionner mais organise une confrontation politique : une primaire ouverte. António Costa et António José Seguro sont les deux seuls candidats. La victoire d'António Costa met fin à trente ans de confrontation

5. Les élections législatives de 2009 ont été convoquées après la dissolution de l'assemblée par la droite au pouvoir dont la majorité était trop instable.

6. cf. <https://www.nouvelobs.com/politique/20110528.OBS4112/1e-ps-adopte-son-projet-pour-2012.html>

7. Voir le court reportage d'Euronews par exemple : <https://fr.euronews.com/2015/12/15/espagne-la-fin-du-bipartisme-est-proche>

charismatique au sein du parti socialiste portugais (PS)⁸. À la tête de la coalition de gauche, le PS remporte l'élection législative de 2015 et se maintient au pouvoir en 2019.

Les années 2016 et 2017 sont le théâtre de trois élections primaires relativement hors du commun. En Espagne, après deux élections législatives dont les résultats ne permettent pas la formation d'un gouvernement (décembre 2015 et juin 2016), le PSOE connaît de fortes divisions en son sein. Pedro Sanchez est favorable à une coalition avec Podemos alors qu'une majorité des membres de la direction ne soutient aucune négociation. Pedro Sanchez démissionne de son poste de secrétaire général, laissant ainsi les conservateurs former un gouvernement. Le PS doit tout de même organiser de nouvelles élections primaires pour élire son nouveau secrétaire général. En mai 2017, trois candidats se présentent dont Pedro Sanchez et Susana Diaz qui est contre toute alliance avec Podemos. Pedro Sanchez remporte à nouveau l'élection primaire. Il lui faudra cependant arriver en tête aux deux élections législatives suivantes (avril 2019 et novembre 2019) pour parvenir à entériner une alliance avec Podemos lui permettant de gouverner.

En France, depuis la victoire de François Hollande, le parti conservateur Les Républicains (LR) représente la principale opposition. En 2016, il décide d'organiser des primaires pour désigner leur candidat à la présidentielle de 2017. Sept candidats se présentent, ils incarnent des positions politiques extrêmement différentes à droite du spectre politique⁹. François Fillon sort gagnant de cette primaire mais n'arrivera qu'en troisième position à l'élection présidentielle derrière la candidate d'extrême droite Marine Le Pen et le candidat du nouveau parti libéral Emmanuel Macron. Lors de l'élection législative suivant l'élection présidentielle, le parti du nouveau candidat La République en Marche (LRM) s'installe à l'Assemblée avec une majorité confortable.

En conclusion, les résultats théoriques prédits par notre modèle ne semblent pas invalidés par les faits politiques exprimés ci-dessus. Au contraire, il apparaît que lorsqu'un parti d'opposition organise des primaires *programmatisques*, comme ce fut le cas pour les partis socialistes grec et espagnol et le parti conservateur français, il n'arrive pas à dégager un positionnement lui permettant de remporter l'élection. De plus, on remarque que leur défaite est souvent en faveur d'un nouveau parti.

8. Cf. <https://www.publico.pt/2014/06/01/portugal/noticia/costa-e-seguro-enfrentamse-ha-30-anos-mas-desta-vez-e-a-serio-1638044>

9. Cf. <https://www.leparisien.fr/faits-divers/l-essentiel-de-leur-programme-au-crible-19-11-2016-6346767.php>

Conclusion

Perspectives futures

En guise de conclusion, je souhaite exposer mes perspectives de recherche. En effet, la rédaction de ce manuscrit ne constitue en rien une fin en soi, il s'agit plutôt d'une étape.

Dans le cadre de notre projet de recherche visant à évaluer les réponses comportementales des ménages à la fiscalité des revenus du capital, il reste de nombreuses pistes à étudier. Pour répondre au besoin du comité d'évaluation des réformes sur le capital nous allons à présent nous pencher sur la mise en place du prélèvement forfaitaire unique (PFU). Grâce aux données fiscales de l'année 2018 disponibles sur le CASD depuis quelques semaines nous allons pouvoir dans un premier temps examiner les premières réponses des contribuables et les comparer à leurs réponses à la suppression du prélèvement forfaitaire libératoire (PFL). Cependant, il nous faudra attendre les 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, en raison de l'année blanche «en 2018, les incitations à la re-dénomination des dividendes ont été réduites et l'analyse sur 2018 ne permettra donc pas de conclure en ce qui concerne l'ampleur de ces effets.

Je souhaite également étudier les réponses comportementales à la fois à la suppression du PFL et à la mise en place du PFU relatives au plus-values mobilières. Jusqu'en 2011, les plus-values étaient soumises à l'impôt sur le revenu lorsque que le montant annuel des cessions n'excédait pas un certain seuil. L'évolution des seuils de cession rend l'identification de réponses comportementale complexe. Les plus-values ont cependant toujours été imposées aux prélèvements sociaux dès le premier euro de gain. C'est pourquoi je pense qu'il me sera nécessaire de demander l'accès aux données des contributions sociales sur les revenus du patrimoine et du capital pour mener à bien cette étude.

Enfin, grâce aux nombreuses rencontres que j'ai eu la chance de faire durant ce travail doctoral, d'autres collaborations sur divers sujets sont en cours de discussion, notamment en économie politique.

Table des figures

0.1	Schéma simplifié de l'architecture des prélèvements sur le capital des ménages. Source : Les auteurs d'après LANCAR et MARCHAL 2017 et CONSEIL DES PRÉLÈVEMENTS OBLIGATOIRES 2018.	34
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).	46
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	70
1.3	Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), sans (à droite) et avec contrôles (à gauche), 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%.	72
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.2.2).	74
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%.	76
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%.	78
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 positifs.	79

1.8	Le taux Lafférien maximisant les recettes fiscales en fonction de l'élasticité croisée $\frac{\partial \ln Y_1}{\partial 1-\tau_2}$	98
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	114
2.2	Mise au barème des dividendes : 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". Intervalle de confiance à 95% .(Tableau de résultats en annexe C.1.1)	115
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	116
2.4	Mise au barème des intérêts : 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". Intervalle de confiance à 95%. (Tableau de résultats en annexe C.1.2)	117
2.5	Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et le groupe de traitement - Base 100 en 2011	122
2.6	Mise au barème des dividendes : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur la part de l'actif immobilier dans l'actif total - Intervalle de confiance à 95%	123
2.7	Mise au barème des dividendes : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur les "actions conventionnelles" dans le groupe de contrôle large (gauche) et strict (droite). Intervalle de confiance à 95%	124
2.8	Mise au barème des dividendes : Évolution comparée de la moyenne des patrimoines mobiliers entre les groupes de contrôle et le groupe de traitement - Base 100 en 2011	125
2.9	Mise au barème des intérêts : Résultat de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le ratio $z_{immo}/(z_{immo} + z_{liq})$ dans le groupe de contrôle large (gauche) et strict (droite). Intervalle de confiance à 95%	127
3.1	Les étapes du jeu	135

3.2	Stratégies de positionnement du parti d'opposition	138
3.3	Positionnement du parti d'opposition en fonction du nombre de candidats à la primaire	141
3.4	Probabilité de remporter l'élection générale pour le candidat d'opposition (à gauche), le candidat sortant (à droite) et le nouvel entrant (en bas) en fonction du nombre de candidats à la primaire	143
3.5	Scores aux élections législatives des partis majoritaires - D'après les données de programme <i>ParlGov</i>	144

Liste des tableaux

0.1	Taux d'imposition du PFL selon de type de revenu du capital de 2008 à 2012	37
1.1	Les principaux mécanismes théoriques	56
1.2	Les différents agrégats de revenus de l'année t utilisés	60
1.3	Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux en 2011	62
1.4	Statistiques descriptives des revenus par catégorie des foyers fiscaux de notre échantillon de base en 2011	63
1.5	Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et les groupes de contrôle en 2011	69
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)).	73
1.7	Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons en fonction de la nature des revenus d'activité.	75
1.8	Moyennes des revenus du groupe de contrôle et du groupe de traitement en 2011 par sous-échantillons.	77
1.9	Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (1.4), avec traitement appliqué aux produits de placement à revenu fixe, et avec contrôles et sur échantillon large.	80
1.10	Effet de la suppression du PFL sur les dividendes sur les finances publiques en 2013, en milliards d'euros.	80
1.11	Effet de la suppression du PFL sur les intérêts sur les finances publiques en 2013 en milliard d'euros.	82
1.12	Statistiques descriptives de l'échantillon utilisé pour les estimations par la méthode des variables instrumentales	87

1.13	Distribution des variations annuelles des revenus entre 2011 et 2012 et 2013	88
1.14	Estimation de l'équation (1.7), Différences de 1 an, Instruments (1.6)	88
1.15	Différents contrôles de revenus, Différences de 1 an, Instruments (1.6) . . .	92
1.16	Estimation de l'équation (1.7) - Différents intervalles de temps, différents instruments	94
1.17	Différents échantillons, Différences de 1 an, Instruments (1.6)	95
2.1	Suppression du PFL "dividendes" : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et les groupes de contrôle en 2011	112
2.2	Suppression du PFL "intérêts" : Statistiques descriptives sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011	113
2.3	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". Groupe de contrôle strict.	118
2.4	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"	119
2.5	Les différentes catégories d'actifs mobiliers utilisés	120
2.6	T1DIV : Statistiques descriptives actif mobilier sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011	121
2.7	Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif mobilier avec les groupes de contrôle large et strict	123
2.8	Statistiques descriptives de l'actif mobilier du groupe de traitement et du groupe de contrôle large en 2011	125
2.9	Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur Immobilier/(Immobilier+Liquidités) avec les groupes de contrôle larges et stricts	126
B.1	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)).	170

B.2	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.	171
B.3	Équations de premières étapes associées aux résultats du tableau 1.14	172
C.1	Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur l'immobilier avec et sans résidence principale, pour le groupe de contrôle large et le groupe de contrôle strict	173
C.2	Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec ou sans résidence principale, pour le groupe de contrôle large et le groupe de contrôle strict	174
C.3	Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur les actions conventionnelles avec les groupes de contrôle large et strict	175
C.4	Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif mobilier avec les groupes de contrôle larges et stricts	176
C.5	Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif liquide avec les groupes de contrôle larges et stricts	177

Annexes

A Introduction

A.1 Accès aux documents administratifs

A.1.1 Liste des documents non communicables

L'article L311-5 du CRPA définit les documents non communicables suivants : « [...] »

1. *Les avis du Conseil d'Etat et des juridictions administratives, les documents de la Cour des comptes mentionnés à l'article L. 141-3 du code des juridictions financières et les documents des chambres régionales des comptes mentionnés aux articles L. 241-1 et L. 241-4 du même code, les documents élaborés ou détenus par l'Autorité de la concurrence dans le cadre de l'exercice de ses pouvoirs d'enquête, d'instruction et de décision, les documents élaborés ou détenus par la Haute Autorité pour la transparence de la vie publique dans le cadre des missions prévues à l'article 20 de la loi n° 2013-907 du 11 octobre 2013 relative à la transparence de la vie publique, les documents préalables à l'élaboration du rapport d'accréditation des établissements de santé prévu à l'article L. 6113-6 du code de la santé publique, les documents préalables à l'accréditation des personnels de santé prévue à l'article L. 1414-3-3 du code de la santé publique, les rapports d'audit des établissements de santé mentionnés à l'article 40 de la loi n° 2000-1257 du 23 décembre 2000 de financement de la sécurité sociale pour 2001 et les documents réalisés en exécution d'un contrat de prestation de services exécuté pour le compte d'une ou de plusieurs personnes déterminées;*
2. *Les autres documents administratifs dont la consultation ou la communication porterait atteinte :*
 - *Au secret des délibérations du Gouvernement et des autorités responsables relevant du pouvoir exécutif;*
 - *Au secret de la défense nationale;*
 - *A la conduite de la politique extérieure de la France;*
 - *A la sûreté de l'Etat, à la sécurité publique, à la sécurité des personnes ou à la sécurité des systèmes d'information des administrations;*

- *A la monnaie et au crédit public ;*
- *Au déroulement des procédures engagées devant les juridictions ou d'opérations préliminaires à de telles procédures, sauf autorisation donnée par l'autorité compétente ;*
- *A la recherche et à la prévention, par les services compétents, d'infractions de toute nature ;*
- *Ou sous réserve de l'article L. 124-4 du code de l'environnement, aux autres secrets protégés par la loi. »*

A.1.2 Documents à caractère personnel

« Ne sont communicables qu'à l'intéressé les documents administratifs :

- 1. Dont la communication porterait atteinte à la protection de la vie privée, au secret médical et au secret en matière commerciale et industrielle, lequel comprend le secret des procédés, des informations économiques et financières et des stratégies commerciales ou industrielles et est apprécié en tenant compte, le cas échéant, du fait que la mission de service public de l'administration mentionnée au premier alinéa de l'article L. 300-2 est soumise à la concurrence ;*
- 2. Portant une appréciation ou un jugement de valeur sur une personne physique, nommément désignée ou facilement identifiable ;*
- 3. Faisant apparaître le comportement d'une personne, dès lors que la divulgation de ce comportement pourrait lui porter préjudice. »*

B Analyse des réponses comportementales à la taxation du capital sur le revenu des ménages

B.1 Annexes théoriques

B.1.1 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 :

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

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 ob-

tient :

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

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 compensées 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 (B.1) que

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

où le déterminant de la matrice Hessienne est nécessairement positif.

L'équation (B.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 (B.2) en pre-

nant $\Delta R = 0$. 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.

B.1.2 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 sont supposées 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 (B.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 $1 - \tau_1 = \mathcal{S}_c^1$ 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 $\mathcal{S}_{y_2}^1 + \mathcal{S}_c^2 \mathcal{S}_c^1 < 0$, et donc finalement $\frac{\partial y_1^c}{\partial \tau_2} = \frac{\partial y_2^c}{\partial \tau_1} > 0$.

B.1.3 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 :

$$\mathcal{R} = \sum_i T_1(y_{1,i}(\tau_2)) + \tau_2 \sum_i y_{2,i}(\tau_2)$$

Une 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.2 Résultats complémentaires par la méthode des Doubles Différences

B.2.1 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

TABLE B.1 – 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.2.2 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			

TABLE B.2 – 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.

B.3 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	

TABLE B.3 – Équations de premières étapes associées aux résultats du tableau 1.14

C Réponses de l'investissement immobilier à la fiscalité du capital mobilier

C.1 Résultats

C.1.1 Mise au barème des dividendes

	$Z_{ImmoHRP}$		Z_{Immo}	
	Large (1)	Strict (2)	Large (3)	Strict (4)
β_{2008}	0,026 (0,016)	0,004 (0,016)	0,002 (0,010)	-0,010 (0,010)
β_{2009}	-0,009 (0,016)	-0,021 (0,016)	0,003 (0,010)	-0,005 (0,010)
β_{2010}	0,004 (0,016)	-0,003 (0,016)	0,003 (0,010)	0,002 (0,010)
β_{2012}	0,017 (0,016)	0,014 (0,016)	0,002 (0,010)	0,004 (0,010)
β_{2013}	0,024 (0,016)	0,027* (0,016)	0,003 (0,010)	0,007 (0,010)
β_{2014}	0,033** (0,016)	0,031** (0,016)	0,011 (0,010)	0,013 (0,010)
β_{2015}	0,042*** (0,016)	0,045*** (0,016)	0,020** (0,010)	0,022** (0,010)
β_{2016}	0,035** (0,016)	0,040** (0,016)	0,018* (0,010)	0,023** (0,010)
β_{2017}	0,044*** (0,015)	0,052*** (0,016)	0,028*** (0,010)	0,034*** (0,010)
N	176 535	146 673	196 047	162 873

TABLE C.1 – Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur l'immobilier avec et sans résidence principale, pour le groupe de contrôle large et le groupe de contrôle strict

C.1.2 Mise au barème des intérêts

	$Z_{ImmoHRP}$		Z_{Immo}	
	Large (1)	Strict (2)	Large (3)	Strict (4)
β_{2008}	0,020** (0,010)	0,018 (0,017)	0,003 (0,006)	0,010 (0,011)
β_{2009}	0,014 (0,010)	0,023 (0,017)	0,004 (0,006)	0,010 (0,011)
β_{2010}	0,011 (0,010)	0,007 (0,017)	0,006 (0,006)	0,007 (0,011)
β_{2012}	0,018* (0,010)	0,035** (0,017)	0,015** (0,006)	0,029*** (0,011)
β_{2013}	0,027*** (0,010)	0,045** (0,017)	0,023*** (0,006)	0,045*** (0,011)
β_{2014}	0,030*** (0,010)	0,062*** (0,017)	0,027*** (0,006)	0,050*** (0,011)
β_{2015}	0,034*** (0,010)	0,051*** (0,017)	0,027*** (0,006)	0,050*** (0,011)
β_{2016}	0,041*** (0,010)	0,050*** (0,017)	0,031*** (0,006)	0,048*** (0,011)
β_{2017}	0,040*** (0,010)	0,051*** (0,017)	0,033*** (0,006)	0,059*** (0,011)
N	1762 535	151 200	196 047	167 166

TABLE C.2 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k de l'équation (2.2) sur le patrimoine immobilier avec ou sans résidence principale, pour le groupe de contrôle large et le groupe de contrôle strict

C.2 Substitution du capital immobilier au capital mobilier?

C.2.1 Actions conventionnelles

	<i>Large</i>		<i>Strict</i>	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	-0,054* (0,030)	-0,119*** (0,029)	-0,076** (0,031)	-0,142*** (0,028)
β_{2009}	-0,017 (0,030)	-0,053* (0,029)	-0,026 (0,031)	-0,064** (0,028)
β_{2010}	0,006 (0,030)	-0,024 (0,029)	0,009 (0,031)	-0,031 (0,028)
β_{2012}	0,072** (0,030)	0,101*** (0,029)	0,074** (0,030)	0,105*** (0,028)
β_{2013}	0,072** (0,029)	0,088*** (0,029)	0,072** (0,029)	0,091*** (0,028)
β_{2014}	0,052* (0,029)	0,088*** (0,029)	0,059** (0,030)	0,098*** (0,028)
β_{2015}	0,085*** (0,029)	0,123*** (0,029)	0,083*** (0,029)	0,130*** (0,028)
β_{2016}	0,113*** (0,029)	0,143*** (0,029)	0,113*** (0,029)	0,151*** (0,028)
β_{2017}	0,140*** (0,029)	0,184*** (0,029)	0,149*** (0,029)	0,195*** (0,028)
<i>N</i>	169 893	169 893	140 832	140 832

TABLE C.3 – Mise au barème des dividendes : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur les actions conventionnelles avec les groupes de contrôle large et strict

C.2.2 Actifs mobiliers

	<i>Large</i>		<i>Strict</i>	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	0,018*** (0,006)	0,012* (0,007)	-0,018 (0,011)	-0,037*** (0,011)
β_{2009}	0,038*** (0,006)	0,036*** (0,007)	0,020* (0,011)	0,014 (0,011)
β_{2010}	0,019*** (0,006)	0,018*** (0,007)	0,018* (0,011)	0,012 (0,011)
β_{2012}	0,010 (0,006)	0,011* (0,007)	0,003 (0,011)	0,005 (0,011)
β_{2013}	0,010 (0,006)	0,012* (0,007)	-0,011 (0,011)	-0,007 (0,011)
β_{2014}	0,019*** (0,006)	0,021*** (0,007)	-0,001 (0,011)	0,003 (0,011)
β_{2015}	0,018*** (0,006)	0,020*** (0,007)	-0,017 (0,011)	-0,012 (0,011)
β_{2016}	0,020*** (0,006)	0,022*** (0,007)	-0,009 (0,011)	-0,004 (0,011)
β_{2017}	0,013** (0,006)	0,015** (0,007)	-0,033*** (0,011)	-0,027** (0,011)
<i>N</i>	199 080	199 080	169 389	169 389

TABLE C.4 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif mobilier avec les groupes de contrôle larges et stricts

C.2.3 Actifs liquides

	<i>Large</i>		<i>Strict</i>	
	Avec (1)	Sans (2)	Avec (3)	Sans (4)
β_{2008}	0.11528 (0.02086)	-0.14813 (0.03183)	0,086** (0,011)	0,076** (0,011)
β_{2009}	0.12245 (0.02085)	-0.11932 (0.03183)	0,120*** (0,011)	0,116*** (0,011)
β_{2010}	0.04843 (0.02084)	-0.04668 (0.03183)	0,006 (0,011)	-0,004 (0,011)
β_{2012}	-0.02312 (0.02085)	0.07134 (0.03183)	-0,054 (0,011)	-0,048 (0,011)
β_{2013}	-0.07488 (0.02085)	0.07546 (0.03183)	-0,139*** (0,011)	-0,132*** (0,011)
β_{2014}	-0.05453 (0.02085)	0.09204 (0.03183)	-0,142*** (0,011)	-0,135*** (0,011)
β_{2015}	-0.10091 (0.02085)	0.09093 (0.03183)	-0,231*** (0,011)	-0,221*** (0,011)
β_{2016}	-0.10966 (0.02084)	0.08880 (0.03183)	-0,240*** (0,011)	-0,233*** (0,011)
β_{2017}	-0.14949 (0.02084)	0.10789 (0.03183)	-0,218*** (0,011)	-0,208*** (0,011)
<i>N</i>	187 2455	187 245	160 020	160 020

TABLE C.5 – Mise au barème des intérêts : Résultats de l'estimation des coefficients β_k sur l'actif liquide avec les groupes de contrôle larges et stricts

D Primaires électorales : La fin du bipartisme dans les pays européens ?

D.1 Modèle théorique

D.1.1 Preuve Lemme 1

Démonstration. On a $x_1 < x_2 < \dots < x_n$ à l'équilibre par hypothèse.

Rappelons que chaque électeur vote pour le candidat dont la position est la plus proche de sa position idéologique.

Cas 1. On s'intéresse d'abord au cas $i = 1$

On remarque tout d'abord qu'au plus deux candidats, le candidat 1 inclus, choisissent la position x_i . En effet, dans le cas contraire, c'est à dire $x_1 \simeq x_2 \simeq x_k, k > 2$, alors $v_2 = 0$. Le seul électeur qui est susceptible de voter pour le candidat 2 est alors l'électeur positionné en x_2 , et il vote pour celui-ci avec une probabilité $\leq \frac{1}{3}$.

Supposons que $x_1 \simeq x_2$. Les électeurs positionnés à gauche du candidat $i = 1$ votent nécessairement pour ce dernier (aucun ne dispose d'une offre politique alternative plus proche de sa position en tant qu'électeur). L'électeur positionné en $x_1 \simeq x_2$ vote avec la même probabilité $\frac{1}{2}$ pour le candidat 1 ou le candidat 2. On a donc

$$V_1 = \int_0^{x_1} dx = x_1 = \frac{x_1 + x_2}{2}$$

.

Si $x_1 < x_2$, les électeurs positionnés sur le segment $[x_1, \frac{x_1+x_2}{2}]$ s'ajoutent aux précédents, et l'électeur positionné en $\frac{x_1+x_2}{2}$ vote avec la même probabilité $\frac{1}{2}$ pour le candidat 1 ou le candidat 2. On a donc

$$V_1 = \int_0^{\frac{x_1+x_2}{2}} dx = \frac{x_1 + x_2}{2}$$

Cas 2. On examine à présent le cas $i \in \{2, \dots, n-1\}$

On remarque en premier lieu que l'on ne peut avoir $x_{i-1} \simeq x_{i+1}$, car on aurait $x_{i-1} \simeq x_i \simeq x_{i+1}$, et donc $v_i = 0$. On a donc nécessairement $x_{i-1} < x_{i+1}$. Pour les mêmes raisons, au plus deux candidats, le candidat i inclus, choisissent la position x_i , et ce ne peut être, le cas échéant, que les candidats i et $i+1$ ou i et les candidats $i-1$.

Si $x_{i-1} \simeq x_i < x_{i+1}$ les électeurs qui votent pour i sont : avec probabilité 1, les électeurs positionnés sur le segment $]x_i, x_i + \frac{x_{i+1}-x_i}{2}[$; avec probabilité $\frac{1}{2}$, l'électeur positionné en x_i et l'électeur positionné en $x_i + \frac{x_{i+1}-x_i}{2}$. On a donc

$$V_i = \int_{x_i}^{x_i + \frac{x_{i+1}-x_i}{2}} dx = \frac{x_{i+1} - x_i}{2} = \frac{x_{i+1} - x_{i-1}}{2}$$

Si $x_{i-1} < x_i < x_{i+1}$, les électeurs qui votent pour i sont : avec probabilité 1, les électeurs positionnés sur le segment $]x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}, x_i + \frac{x_{i+1} - x_i}{2}[$; avec probabilité $\frac{1}{2}$, l'électeur positionné en $x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}$ et l'électeur positionné en $x_i + \frac{x_{i+1} - x_i}{2}$. On a donc

$$V_i = \int_{x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}}^{x_i + \frac{x_{i+1} - x_i}{2}} dx = \frac{x_{i+1} - x_{i-1}}{2}$$

Si $x_{i-1} < x_i \simeq x_{i+1}$, les électeurs qui votent pour i sont : avec probabilité 1, les électeurs positionnés sur le segment $]x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}, x_i[$; avec probabilité $\frac{1}{2}$, l'électeur positionné en x_i et l'électeur positionné en $x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}$. On a donc

$$V_i = \int_{x_i - \frac{x_i - x_{i-1}}{2}}^{x_i} dx = \frac{x_i - x_{i-1}}{2} = \frac{x_{i+1} - x_{i-1}}{2}$$

Cas 3. On examine, enfin, le cas $i = n$.

On remarque comme ci-dessus qu'au plus deux candidats, le candidat n inclus, choisissent la position x_n . Et que dans ce cas on a nécessairement $x_n \simeq x_{n-1}$.

Supposons $x_n \simeq x_{n-1}$. Les électeurs positionnés à droite du candidat n votent nécessairement pour ce dernier. L'électeur positionné entre x_n et x_{n-1} vote avec même probabilité $\frac{1}{2}$ pour le candidat n ou le candidat $n - 1$. On a donc

$$V_n = \int_{x_n}^1 dx = 1 - x_n = 1 - \frac{x_{n-1} + x_n}{2}$$

.

Si, enfin, $x_{n-1} < x_n$, les électeurs positionnés sur le segment $]x_n - \frac{x_n - x_{n-1}}{2}, x_n]$ s'ajoutent aux précédents, et l'électeur positionné en $x_n - \frac{x_n - x_{n-1}}{2}$ vote avec probabilité $\frac{1}{2}$ pour le candidat n ou pour le candidat $n - 1$. On a donc

$$V_n = \int_{x_n - \frac{x_n - x_{n-1}}{2}}^1 dx = 1 - x_n + \frac{x_n - x_{n-1}}{2} = 1 - \frac{x_{n-1} + x_n}{2}$$

.

□

D.1.2 Preuve Lemme 2

Démonstration. Gardons à l'esprit que, pour choisir sa position, le parti d'opposition doit tenir compte de trois cas : N peut se positionner à gauche de x_L , entre x_L et x_R , ou à droite de x_R .

Cas 1. $x_N < x_L < x_R \implies V_N = V_1, V_L = V_2, V_R = V_3$

D'après le lemme 1 le nouvel entrant ne se présentera pas si pour tout x_N

$$x_N + \frac{1}{2}(x_L - x_N) < \text{Max}\left\{\frac{1}{2}(x_R - x_N); (1 - x_R) + \frac{1}{2}(x_R - x_L)\right\}$$

Puisque nous ne savons pas si V_L est plus grand que V_R , nous devons considérer les deux possibilités :

$$V_N < V_L \iff x_N < \frac{1}{2}(x_R - x_L) \quad (\text{D.1})$$

et

$$V_N < V_R \iff x_N < 2 - x_R - 2x_L \quad (\text{D.2})$$

Considérons dans un premier temps le cas D.1. Quand x_N augmente, la position du candidat N se rapproche de x_L jusqu'à ce que x_N tende vers x_L . Par conséquent en remplaçant x_N par x_L la condition D.1 est satisfaite pour tout x_N si et seulement si

$$x_L < \frac{1}{3}x_R \quad (\text{D.3})$$

Considérons maintenant le cas D.2. En procédant de la même façon, on montre que la condition D.2 est satisfaite pour tout x_N si et seulement si

$$x_L < \frac{2 - x_R}{3} \quad (\text{D.4})$$

Dans la mesure où $x_R < 1$, l'expression D.4 implique l'expression D.3.

En conclusion, le nouvel entrant ne choisira jamais une position à droite de L si et seulement si :

$$x_L < \frac{2 - x_R}{3} \quad (\text{D.5})$$

Cas 2. $x_L < x_N < x_R \implies V_L = V_1, V_N = V_2, V_R = V_3$

Supposons maintenant que le nouvel entrant cherche à se positionner entre les deux premiers candidats. D'après le lemme 1 les deux conditions suffisantes pour qu'il ne se présente pas sont

$$x_N > x_R - 2x_L \quad (\text{D.6})$$

et

$$x_N < 2 - 2x_R + x_L \quad (\text{D.7})$$

Compte tenu de la position N , les conditions D.6 et D.7 sont satisfaites pour tout x_N si

$$x_R - 2x_L < x_N < 2 - 2x_R + x_L \quad (\text{D.8})$$

N ne peut donc jamais se positionner entre les deux premiers candidats et gagner l'élection si

$$x_L > x_R - \frac{2}{3} \quad (\text{D.9})$$

Cas 3. $x_L < x_R < x_N \implies V_L = V_1, V_R = V_2, V_N = V_3$

Considérons le dernier cas dans lequel N cherche à se positionner à droite de R

Les conditions suffisantes pour que N ne se présente pas sont

$$x_N > 2 - x_L - 2x_R \quad (\text{D.10})$$

ou

$$x_N > \frac{x_L + 2 - x_R}{2} \quad (\text{D.11})$$

Dans ce cas, on remarque que

$$x_N > 2 - x_L - 2x_R \implies x_N > \frac{x_L + 2 - x_R}{2}$$

L'expression D.11 est donc redondante.

x_N augmente lorsqu'il se rapproche de x_R . Par conséquent, le nouvel entrant ne se présente pas tant que

$$x_L > 2 - 3x_R \quad (\text{D.12})$$

Les conditions D.5, D.9 et D.12 sont ensemble nécessaires et suffisantes pour que

la position choisie par le candidat L empêche un nouveau candidat de rentrer en lice. Cependant, une position empêchant un nouveau candidat de gagner ne garantit pas forcément la victoire au parti d'opposition.

Pour s'assurer la victoire, après avoir exclu les positions permettant à N de rentrer et d'avoir une probabilité non nulle de gagner, L doit se concentrer sur les positions lui permettant d'éliminer les chances de victoire de R .

$$V_L > V_R \iff x_L > 1 - x_R \quad (\text{D.13})$$

□

D.1.3 Preuve Lemme 3

Démonstration. On étudie la configuration d'équilibre dans laquelle il y a partage égal des voix entre les n candidats, c'est-à-dire $V_i = \frac{1}{n}x_R$ pour tout $i = 1, \dots, n$, dans le cas où n est pair.

On remarque tout d'abord que l'on ne peut avoir $x_1 < x_2$ à l'équilibre. En effet, si $x_1 < x_2$, le candidat 1 augmente ses votes, toutes choses égales par ailleurs, en opérant un glissement $\Delta x < x_2 - x_1$ vers la droite le maintenant à la gauche du candidat 2 (il augmente ainsi son électorat « captif », situé sur sa gauche, de Δx , et réduit son électorat de droite de $\frac{1}{2}\Delta x$, soit une augmentation nette de $\frac{1}{2}\Delta x$). On a donc nécessairement $x_1 \simeq x_2$ à l'équilibre, c'est-à-dire que les deux candidats les plus à gauche forment une paire sur cette position.

La première relation d'équilibre du Lemme 1, combinée à l'hypothèse de partage égal des voix, implique par ailleurs $V_1 = \frac{x_1+x_2}{2} = \frac{1}{2}x_R$. On a donc

$$x_1 \simeq x_2 \simeq \frac{1}{2}x_R$$

.

La relation de récurrence du Lemme 1, $V_i = \frac{x_{i+1}-x_{i-1}}{2}$ pour tout $i \in \{2, \dots, n-1\}$, combinée à l'hypothèse de partage égal des voix implique $x_{i+1} - x_{i-1} = \frac{2}{n}x_R$ pour tout $i \in \{2, \dots, n-1\}$. En particulier, x_3 et x_4 sont placés à même distance $\frac{2}{n}x_R$ à droite de la position d'extrême gauche $x_1 \simeq x_2 \simeq \frac{1}{2}x_R$. En d'autres termes, les candidats

3 et 4 forment eux aussi une paire sur la position $x_3 \simeq x_4 \simeq \frac{3}{n}x_R$. La relation de récurrence permet d'étendre cette propriété de proche en proche à tous les candidats, soit $x_{2i-1} \simeq x_{2i} = \frac{2i-1}{n}x_R$ pour tout $i \in \{1, \frac{n}{2}\}$.

On a montré à ce stade que les candidats se regroupent par paires sur des positions également réparties sur l'intervalle $[0, x_R[$. Deux positions contiguës sont séparées par la distance $\frac{2}{n}x_R$. La position la plus à gauche est $\frac{1}{n}x_R$.

Reste à montrer qu'il s'agit bien d'un équilibre. On rappelle que, par construction du jeu de concurrence électorale, $i < j$ implique $x_i < x_j$. Appliquée aux positions précédentes, cette condition implique que les déviations de Nash accessibles aux candidats de gauche (resp. droite) des paires $x_1 \simeq x_2, x_3 \simeq x_4 \dots, x_{n-1} \simeq x_n$ c'est-à-dire aux candidats de rang impair $i \in \{1, 3, \dots, n-1\}$ (resp. pair $i \in \{2, 4, \dots, n\}$), sont des glissements de position $\Delta x \in [0, \frac{1}{n}x_R]$ vers la gauche (resp. vers la droite).

Pour les deux candidats situés aux deux extrêmes de l'intervalle politique, c'est-à-dire les candidats 1 à gauche et n à droite, on vérifie facilement que ces déviations entraînent un transfert de voix vers leur concurrent dans la paire (c'est-à-dire du candidat 1 vers le candidat 2, et du candidat n vers le candidat $n-1$), égal à $\frac{\Delta x}{2}$. Leurs électorats respectifs se trouvent donc réduits de $\frac{\Delta x}{2}$.

Pour les candidats intermédiaires, correspondants aux indices 2 à $n-1$, on vérifie de même que la déviation d'un candidat entraîne aussi un transfert de voix $\frac{\Delta x}{2}$ de son électorat vers celui de son concurrent dans la paire, mais lui permet également de capter une quantité $\frac{\Delta x}{2}$ de voix de son concurrent dans la paire contiguë, de sorte que son total de voix reste inchangé.

□

D.1.4 Preuve Lemme 4

Démonstration. On montre qu'il n'y a pas d'équilibre avec partage égal des voix si n est impair, supérieur ou égal à 3.

Le raisonnement conduit ci-dessus, dans la démonstration du Lemme 3, s'applique à l'identique aux $n-1$ candidats les plus à gauche : ceux-ci se répartissent par paires sur les positions situées entre $\frac{1}{n}x_R$ pour la position la plus à gauche (paire $x_1 \simeq x_2$)

et $\frac{n-2}{n}x_R$ pour la position la plus à droite (paire $x_{n-2} \simeq x_{n-1}$). La troisième relation d'équilibre du Lemme 1, appliquée à l'intervalle $[0, x_R[$, et l'hypothèse de partage égal des voix, impliquent alors : $V_n = x_R - x_n + \frac{1}{2}(x_n - \frac{n-2}{n}x_R)$. On en déduit $x_n = x_R$, ce qui est contradictoire, l'intervalle des positions accessibles au candidat n étant $[\frac{n-2}{n}x_R, x_R[$. \square

D.1.5 Preuve Lemme 5

Démonstration. On note f la fonction de densité de probabilité de x_R sur $[\frac{1}{2}, 1]$. On a par hypothèse $f(x_R) = \frac{1}{1-\frac{1}{2}} = 2$ pour tout $x_R \in [\frac{1}{2}, 1]$.

Dans ce qui suit, n est un nombre pair fixe ≥ 2 . Et l'on pose $Q_i^Z(n) = Q_i^Z$ et $D_i(n) = D_i$ pour alléger les notations.

On note $\overline{Q_i^Z}$ l'adhérence de Q_i^Z . Comme conséquence du Lemme 2, le parti $Z \in \{L, R, N\}$ a une probabilité non nulle d'être élu si et seulement si $x_R \in \cup_{i=1}^{\frac{n}{2}} \overline{Q_i^Z}$.

Comme conséquence de la Proposition 3, pour une position du parti de droite x_R donnée, la probabilité du choix de position $x_L = \frac{2i-1}{n}x_R$ du parti de gauche à l'issue de la primaire est égale à $\frac{2}{n}$. Le tirage aléatoire de x_R et la victoire de la i -ème paire à l'élection primaire étant des événements indépendants, la probabilité (densité) de $(x_R, x_L) \in [\frac{1}{2}, 1] \times D_i$ est donc $\frac{2}{n}f(x_R)$.

On note $p_Z(n)$ la probabilité d'élection du parti Z . Comme conséquence de ce qui précède : $p_Z(n) = \sum_{i=1}^{\frac{n}{2}} \int_{\overline{Q_i^Z}} \frac{2}{n}f(x_R)dx_R$.

Un calcul simple implique alors : $p_Z(n) = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{\frac{n}{2}} \int_{\overline{Q_i^Z}} dx_R$.

On pose $\lambda(\overline{Q_i^Z}) = \int_{\overline{Q_i^Z}} dx_R$. $\lambda(\overline{Q_i^Z})$ est la mesure de Lebesgue de l'ensemble $\overline{Q_i^Z}$. Elle s'interprète simplement, comme la somme des longueurs des intervalles dont la réunion forme $\overline{Q_i^Z}$. On remarque que $\lambda(\overline{Q_i^Z}) = \lambda(Q_i^Z)$.

Enfin, les ensembles $\overline{Q_i^Z}$, $Z \in \{L, R, N\}$, étant deux à deux disjoints quel que soit i , on a :

$$p_L(n) + p_R(n) + p_N(n) = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{\frac{n}{2}} (\lambda(\overline{Q_i^L}) + \lambda(\overline{Q_i^R}) + \lambda(\overline{Q_i^N})) = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^{\frac{n}{2}} \lambda(\overline{Q_i^L} \cup \overline{Q_i^R} \cup \overline{Q_i^N})$$

Par ailleurs, $\overline{Q_i^L} \cup \overline{Q_i^R} \cup \overline{Q_i^N} = [\frac{1}{2}, 1]$ par construction.

On en déduit : $p_L(n) + p_R(n) + p_N(n) = 1$.



Bibliographie

- AGHION, Philippe, Ufuk AKCIGIT et al. (2017). *Tax Simplicity and Heterogeneous Learning*. NBER Working Papers 24049.
- AGHION, Philippe, Vlad CIORNOHUZ et al. (2019). *Reforms and Dynamics of Income : Evidence Using New Panel Data*. Working Paper.
- ALAN, Sule et al. (2010). "New evidence on taxes and portfolio choice". In : *Journal of Public Economics* 94.11-12, p. 813-823.
- ALSTADSÆTER, Annette et Martin JACOB (2016). "Dividend Taxes and Income Shifting". In : *Scandinavian Journal of Economics* 118.4, p. 693-717.
- ALSTADSÆTER, Annette et Knut Reidar WANGEN (2010). "Small Corporations' Income Shifting through Choice of Ownership Structure - a Norwegian Case". In : *Finnish Economic Papers* 23.2, p. 73-87.
- AUTEN, Gerald et Robert CARROLL (1999). "The Effect of Income Taxes On Household Income". In : *The Review of Economics and Statistics* 81.4, p. 681-693.
- BACH, Laurent et al. (2019). "Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes". In : *Rapport IPP* 25.
- BEN JELLOUL, Mahdi et al. (2019). "Budget 2019 : Quels effets pour les ménages?" In : *les Notes de l'IPP* 37.
- BOISSEL, Charles et Adrien MATRAY (2019). *Higher Dividend Taxes, No problem ! Evidence from Taxing Entrepreneurs in France*.
- BRAMS, Steven J et Philip D STRAFFIN JR (1982). "The entry problem in a political race". In : *Political equilibrium*. Springer, p. 181-195.
- CABANNES, Pierre-Yves, Cédric HOUDRÉ et Camille LANDAIS (2014). "Comment le revenu imposable des ménages réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004". In : *Économie et Statistiques* 467-468, p. 141-162.
- CARBONNIER, Clément (2014). *The influence of taxes on employment of married women, evidence from the French joint income tax system*. LIEPP working paper 23.
- CHETTY, Raj (2009). "Sufficient Statistics for Welfare Analysis : A Bridge Between Structural and Reduced-Form Methods". In : *Annual Review of Economics* 1.1, p. 451-488.

- CHETTY, Raj (2012). "Bounds on Elasticities With Optimization Frictions : A Synthesis of Micro and Macro Evidence on Labor Supply". In : *Econometrica* 80.3, p. 969-1018.
- CHETTY, Raj et Emmanuel SAEZ (2005). "Dividend Taxes and Corporate Behavior : Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut". In : *Quarterly Journal of Economics* 120 (3), p. 791-833.
- (2010). "Dividend and Corporate Taxation in an Agency Model of the Firm". In : *American Economic Journal : Economic Policy* 2 (3), p. 1-31.
- COMITÉ D'ÉVALUATION DE LA RÉFORME DE LA FISCALITÉ DES MÉNAGES (2019). *Premiers rapports*. Rapp. tech. France Stratégie.
- CONSEIL DES PRÉLÈVEMENTS OBLIGATOIRES (2017). *Adapter l'impôt sur les sociétés à une économie ouverte*. Rapport du CPO. La documentation française.
- (2018). *Les prélèvements obligatoires sur le capital des ménages*. Rapport du CPO. La documentation française.
- DENZAU, A, A KATS et S SLUTSKY (1985). "Multi-Agent Equilibria with Market Share and Ranking Objectives". In : *Social Choice and Welfare*. Theorem 1 : If all agents are share maximizers, then conditions I, II (B), V and VI (A) are necessary and sufficient for a location vector to be an equilibrium. Condition I asserts that there are not more than two agents at any location. Condition II (B) states that the end locations must each have two agents. Condition V presents that all agents at location with two agent must receive equal share. Condition VI (A) explains that a candidate does not look for a position that give him a part of expected votes smaller than the half of any other candidate one. Corollary 2 : If all agents are share maximizers then there exists an equilibrium iff m is not equal to 3. We note that for $m = 2, 4$ or 5 the unique equilibria are given by the following locations vectors : For $m = 2$, $(x^*, n^*) = (1/2, 2)$, For $m = 4$, $(x^*, n^*) = ((1/4, 3/4), (2, 2))$, For $m = 5$, $(x^*, n^*) = ((1/6, 1/2, 5/6), (2, 1, 2))$, p. 95-117.
- DOWNS, Anthony (1957). "An economic theory of political action in a democracy". In : *Journal of Political Economy* 65.2, p. 135-150.
- EATON, B Curtis et Richard G LIPSEY (1975). "The principle of minimum differentiation reconsidered : Some new developments in the theory of spatial competition". In : *The Review of Economic Studies* 42.1, p. 27-49.

- EDMARK, Karin et Roger H. GORDON (2013). "The choice of organizational form by closely-held firms in Sweden : tax versus non-tax determinants". In : *Industrial and Corporate Change* 22.1, p. 219-243.
- FELDSTEIN, Martin (1976). "Personal taxation and portfolio composition : An econometric analysis". In : *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, p. 631-650.
- (1995). "Behavioral Responses to Tax Rates : Evidence from TRA86". In : *American Economic Review* 85, p. 170-174.
- GARBINTI, Bertrand, Jonathan GOUPILLE-LEBRET et Thomas PIKETTY (2018). "Income inequality in France, 1900-2014 : Evidence from Distributional National Accounts (DINA)". In : *Journal of Public Economics* 162, p. 63-77.
- GROFMAN, Bernard (2004). "Downs and two-party convergence". In : *Annu. Rev. Polit. Sci.* 7, p. 25-46.
- GRUBER, Jon et Emmanuel SAEZ (2002). "The Elasticity of Taxable Income : Evidence and Implications". In : *Journal of Public Economics* 84, p. 1-32.
- GRUNBERG, Gérard et Florence HAEGEL (2007). "Le bipartisme imparfait en France et en Europe". In : *Revue internationale de politique comparée* 14.2, p. 325-339.
- GUILLOT, Malka (2019). "Who Paid the French 75% Tax on Millionaires? Effects on Top Wage Earners and Their Employers". In : *SSRN working paper* 3412261.
- HARJU, Jarkko et Tuomas MATIKKA (2016). "The elasticity of taxable income and income-shifting : what is real and what is not?" In : *International Tax and Public Finance* 23, p. 640-669.
- HERMLE, Johannes et Andreas PEICHL (2018). *Jointly Optimal Taxes for Different Types of Income*. CESifo Working Paper 7248.
- HOTELLING, Harold (1929). "Stability in Competition". In : *The Economic Journal* 39.153, p. 41-57.
- ICHINO, Nahomi et Noah L NATHAN (2013). "Do Primaries Improve Electoral Performance? Clientelism and Intra-Party Conflict in Ghana". In : *American Journal of Political Science*, p. 428-441.
- JACQUET, Laurence et Etienne LEHMANN (2020a). *Comprehensive or Separate Income Tax ? A Sufficient Statistics Approach*. mimeo.
- (2020b). "Optimal Income Taxation with Composition Effects". In : *Journal of the European Economic Association*. à paraître.

- KEMAHLIOGLU, Ozge, Rebecca WEITZ-SHAPIRO et Shigeo HIRANO (2009). "Why primaries in Latin American presidential elections?" In : *The Journal of Politics* 71.1, p. 339-352.
- KING, Mervyn A et Jonathan I LEAPE (1998). "Wealth and portfolio composition : Theory and evidence". In : *Journal of Public Economics* 69.2, p. 155-193.
- KLEVEN, Henrik Jacobsen et Esben Anton SCHULTZ (2014). "Estimating Taxable Income Responses Using Danish Tax Reforms". In : *American Economic Journal : Economic Policy* 6.4, p. 271-301.
- KOPCZUK, W. (2005). "Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income". In : *Journal of Public Economics* 89, p. 2093-2119.
- KORINEK, Anton et Joseph E. STIGLITZ (2009). "Dividend taxation and intertemporal tax arbitrage". In : *Journal of Public Economics* 93.1-2, p. 142-159.
- LANCAR, Benjamin et Julien MARCHAL (2017). *Les prélèvements sur le capital : un panorama général*. Rapport particulier pour le Conseil des prélèvements obligatoires.
- LARDEUX, Raphaël (2019). "Heterogeneous Income Tax Misperceptions : Evidence from Bunching where Tax Liabilities start". In : *mimeo*.
- LECHNER, Michael et al. (2011). *The estimation of causal effects by difference-in-difference methods*. Now.
- LEHMANN, Etienne, François MARICAL et Laurence RIOUX (2013). "Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms". In : *Journal of Public Economics* 99.C, p. 66-84.
- MADEC, Pierre, Plane MATHIEU et Sampognaro RAUL (2019). "Budget 2019 : du pouvoir d'achat mais du déficit". In : *OFCE Policy Brief* 46.
- OSBORNE, Martin J (1993). "Candidate positioning and entry in a political competition". In : *Games and Economic Behavior* 5.1, p. 133-151.
- PACIFICO, Adrien (2019). *Three empirical essays in French household taxation*. Thèse de doctorat à l'École des Hautes Études des Sciences Sociales.
- PALFREY, Thomas R (1984). "Spatial Equilibrium with Entry". In : *The Review of Economic Studies*. This paper examines spatial equilibrium in political competition when established parties choose their platforms competitively while rationally anticipating entry of a vote-maximizing third party., p. 139-156.
- PAQUIER, Félix et Michaël SICSIC (2019). *Évaluation de l'impact de la mise en place du PFU en 2018 à l'aide du modèle de microsimulation Ines*. Rapp. tech.

- PIKETTY, Thomas (1999). "Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996". In : *Économie et Prévision* 138-139, p. 25-60.
- PIRTTILÄ, Jukka et Håkan SELIN (2011). "Income Shifting within a Dual Income Tax System : Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993". In : *The Scandinavian Journal of Economics* 113.1, p. 120-144.
- RASCOL, Odile et al. (2019). "Courrier des statistiques de décembre 2019". In :
- ROMANOV, Dmitri (2006). "The corporation as a tax shelter : Evidence from recent Israeli tax changes". In : *Journal of Public Economics* 90.10, p. 1939-1954.
- SAEZ, Emmanuel (2003). "The effect of marginal tax rates on income : a panel study of 'bracket creep'". In : *Journal of Public Economics* 87.5-6, p. 1231-1258.
- SAEZ, Emmanuel, Joel SLEMROD et Seth H. GIERTZ (2012). "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates : A Critical Review". In : *Journal of Economic Literature* 50.1, p. 3-50.
- SAEZ, Emmanuel et Gabriel ZUCMAN (2019). *Le triomphe de l'injustice*.
- SARTORI, Giovanni (2005). *Parties and party systems A framework for analysis*. ECPR Press Classic.
- SERRA, Gilles (2011). "Why primaries? The party's tradeoff between policy and valence". In : *Journal of Theoretical Politics* 23.1, p. 21-51.
- SICSIC, Michael (2020). *Does Labor Income React more to Income Tax or Means-Tested Benefit Reforms*. CRED Working Papers 2020-8.
- SICSIC, Michaël (2018). "Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014". In : *Économie et Statistique / Economics and Statistics* 503-504, 13?35.
- SLEMROD, Joel et Wojciech KOPCZUK (2002). "The optimal elasticity of taxable income". In : *Journal of Public Economics* 84.1, p. 91-112.
- TAZHITDINOVA, Alisa (2020). "Are changes of organizational form costly? Income shifting and business entry responses to taxes". In : *Journal of Public Economics* 186, p. 104-187.
- WEBER, Caroline E. (2014). "Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences". In : *Journal of Public Economics* 117.C, p. 90-103.
- WEBER, Shlomo (1992). "On hierarchical spatial competition". In : *The Review of Economic Studies* 59.2, p. 407-425.

- YAGAN, Danny (2015). "Capital Tax Reform and the Real Economy : The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut". In : *American Economic Reivew* 105 (12), p. 3531-3563.
- ZOUTMAN, Floris T (2015). "The effect of capital taxation on households' portfolio composition and intertemporal choice". In : *CESifo Area Conference on Public Sector Economics*, p. 1-28.

Résumé :

La première partie de cette thèse regroupe deux essais en économie publique. Elle propose une évaluation empirique des réformes de la fiscalité des revenus du capital mise en œuvre en 2013 en France. Le premier papier cherche à quantifier les réponses comportementales des revenus d'activité et du capital des ménages à ces réformes. Il est montré que les revenus du capital sont très sensibles à leur propre taux marginal d'imposition contrairement aux revenus d'activité. L'existence de comportements de redétermination des revenus du capital en revenus du travail en France est invalidée. Le second papier étudie les réponses du patrimoine des ménages. Il identifie des effets croisés de la fiscalité des revenus du capital mobilier sur le capital immobilier des ménages. La seconde partie est constituée d'un essai en économie politique. Elle propose un modèle théorique qui montre l'existence d'un effet causal de la mise en place de primaires électorales sur la l'affaiblissement des systèmes bipartites européens.

Mots clés : Évaluation des politiques publiques, fiscalité du capital, analyse économique des élections, élections primaires

Title and Abstract : Essays in Public Economics and Political Economy

The first part of this dissertation contains two essays in public economics. It proposes an empirical evaluation of the capital income tax reforms implemented in 2013 in France. The first paper aims to quantify the behavioural responses of capital and labour households' incomes to these reforms. The results suggest a very high sensitivity of capital incomes to its own tax rate, in contrast to labour incomes. The existence of income shifting responses between capital income and labour income in France is invalidated. The second paper focuses on the responses of household wealth. It identifies cross effects of the taxation of capital income on the real estate assets of households. The second part is constituted of an essay in political economy. It relies on a theoretical model to highlight the causal effect of electoral primaries on the weakening of European two-party systems.

Keywords : Public policy evaluation, capital taxation, public choice, primaries elections