



CENTRE DE RECHERCHES EN ÉCONOMIE ET DROIT
Paris Center for Law and Economics

CRED WORKING PAPER N^o 2021-12

Évaluation de la mise en place du prélèvement forfaitaire unique

October 12, 2021

MARIE-NOËLLE LEFEBVRE* Etienne LEHMANN † Michael SICSIĆ‡
Eddy ZANOUTENE§

*ESPI et CRED(TEPP), Université Panthéon-Assas. Email: m.lefevre@groupe-espi.fr. Webpage: <https://sites.google.com/view/mn-lefevre>.

†CRED (TEPP) Université Paris II Panthéon-Assas, 12 Place du Panthéon, 75 234 Paris Cedex 05, France. Email: elehmann@u-paris2.fr. Webpage: <https://sites.google.com/view/etiennelehmann/>. Etienne LEHMANN is also research fellow at CEPR, IZA and CESifo.

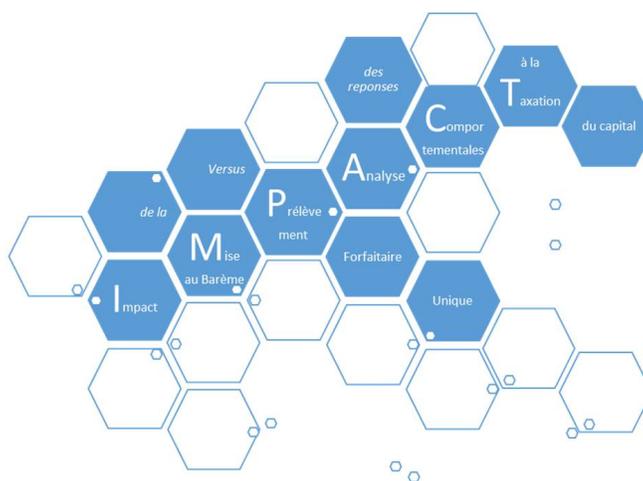
‡Insee et CRED(TEPP), Université Paris II Panthéon-Assas. Email: sicsic.michael@gmail.com. Webpage: <http://cred.u-paris2.fr/sicsic>.

§CRED(TEPP) Université Paris II Panthéon-Assas

Évaluation de la mise en place du prélèvement forfaitaire unique

Marie-Noëlle LEFEBVRE Etienne LEHMANN Michaël SICSIC
Eddy ZANOUTENE

Rapport - Septembre 2021



Projet IMPACT - CRED (TEPP), Université Paris II Panthéon-Assas

Impact de la Mise au barème versus Prélèvement forfaitaire unique
Analyse des réponses Comportementales à la Taxation du capital



Table des matières

Avertissement	ii
Les auteurs	iii
Remerciements	v
I Introduction	1
II Législation	1
II.1 Contexte institutionnel	1
II.2 La mise au barème des revenus des capitaux en 2013	4
II.3 Réforme du PFU de 2018	5
III Stratégie d'estimation	7
III.1 Méthode économétrique	7
III.2 Définitions des traitements	12
IV Base de données	15
IV.1 Données fiscales disponibles	15
IV.2 Construction de la base	15
IV.3 Statistiques descriptives	17
V Approche par traitement PFL	21
V.1 Le champ d'étude	22
V.2 Résultats	23
V.3 Sous populations	29
VI Approche par option pour le barème ou le PFU	34
VI.1 Le champ d'étude	34
VI.2 Résultats	39
VII Conclusion	44
Références	46

Avertissement

Paris, le 12 octobre 2021,

Le présent rapport s’inscrit dans la réponse à l’appel à projets visant à évaluer les effets des réformes de la fiscalité du capital. Conformément à la convention liant France Stratégie et l’Université Paris II Panthéon-Assas à propos de la réponse de l’équipe IMPACT à cet appel, le projet

« a pour objectif d’approfondir et de compléter les travaux du comité d’évaluation sur l’évaluation des réformes de la fiscalité du capital, piloté par France Stratégie. Il porte en particulier sur la fiscalité des revenus des capitaux mobiliers (d’abord la barémisation de 2013, puis l’instauration du PFU de 2018) »

Les auteurs

Marie Noëlle LEFEBVRE

Marie Noëlle LEFEBVRE est chargée de recherche et d'enseignement à l'École Supérieure des Professions Immobilière (ESPI) et chercheuse rattachée au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas. Elle est également membre de la Fédération de recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP).

Email : m.lefebvre@groupe-espi.fr.

Page web : <https://sites.google.com/view/mn-lefebvre>.

Étienne LEHMANN

Étienne LEHMANN est Professeur de Sciences Économiques à l'Université Paris II Panthéon-Assas et chercheur au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas. Il est également membre de la Fédération de Recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP) et des réseaux de recherche CEPR (Londres), IZA (Bonn), IDEP (Aix-Marseille) et CESifo (Munich).

Email : etienne.lehmann@u-paris2.fr.

Page web : <https://sites.google.com/view/etiennelehmann/>.

Michaël SICSIC

Michaël SICSIC est chercheur associé au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas et membre de la Fédération de Recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP). C'est à ces titres qu'il participe au présent rapport.

Il travaille également à l'Institut National de la Statistiques et des Études Économiques (Insee) dont la responsabilité ne saurait être engagée par le contenu du présent rapport.

Email : sicsic.michael@gmail.com.

Page web : <http://cred.u-paris2.fr/sicsic>.

Eddy ZANOUTENE

Eddy ZANOUTENE est doctorant contractuel à l'Université Paris II Panthéon-Assas et chercheur rattaché au Centre de Recherches en Économie du Droit (CRED) de l'Université Paris II Panthéon-Assas et à la Fédération de recherches (FR 2042) CNRS Théories et Évaluations des Politiques Publiques (TEPP).

Email : eddy.zanoutene@u-paris2.fr.

Edouard LEGRIS

Edouard LEGRIS est étudiant de première année au sein du Master Analyse des Politiques Économiques de l'Université Paris II Panthéon-Assas. Dans le cadre de son cursus de master, il a effectué un stage au sein du CRED où il a participé à l'élaboration de ce rapport, sans que sa responsabilité ne puisse être engagée.

Email : edouard.legris@etudiants.u-paris2.fr.

Remerciements

Ce travail a bénéficié d'un financement de France Stratégie dans le cadre de la réponse à l'appel à projets de recherche « Évaluer les réformes de la fiscalité du capital ».

Il a bénéficié des retours des comités de pilotage du 17 mai 2021 et du 1 juillet 2021 dont les auteurs veulent remercier chacun des participants, et notamment les rapporteurs Anne EPAULARD et Alain TRANNOY ainsi que Cédric AUDENIS et Clément D'HERBECOURT.

Les auteurs remercient la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) pour avoir mis à leur disposition les données utilisées sur le serveur du Centre d'Accès Sécurisé aux Données après demande auprès du comité du secret statistiques. Ils remercient tout particulièrement le bureau GF 3C Études et statistiques en matière fiscale pour leurs assistance.

Ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence Nationale de la Recherche au titre du programme Investissements d'avenir portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d'accès sécurisé aux données - CASD - Demande M346 auprès du comité du secret statistique).

Les conclusions de ce rapport n'engagent que les auteurs et non les institutions qui les emploient.

I Introduction

La fiscalité sur le capital des ménages fait l'objet de nombreuses réformes, notamment après chaque alternance électorale. La Loi de Finance pour 2018 ne déroge pas à cette tendance. Elle instaure notamment un Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU) sur les revenus des capitaux mobiliers. Or, si l'impact de ses mesures sur les inégalités est d'ores et déjà bien documenté (cf. [BenJelloul, Bozio, Douenne, Fabre and Leroy \(2019\)](#), [Madec, Mathieu and Raul \(2019\)](#) ou [Paquier and Sicsic \(2020\)](#)), il convient également de comprendre comment ces réformes modifient les comportements des contribuables pour pouvoir mieux discuter de leur désirabilité. C'est le but du présent rapport, qui fait suite au rapport intermédiaire publié en octobre 2021 ([Lefebvre, Lehmann, Sicsic and Zanoutene \(2020\)](#)). Dans le rapport intermédiaire, nous avons évalué l'effet des réformes de la fiscalité des revenus du capital entre 2008 et 2017, et notamment de la fin du Prélèvement Forfaitaire Libérateur après 2012. Dans ce rapport nous nous intéressons plus particulièrement à la réforme de 2018 créant le Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU).

Après avoir détaillé le contexte institutionnel dans la section **II**, les deux stratégies empiriques auxquelles nous avons recours dans ce rapport sont décrites dans la section **III**. La section **IV** présente les bases de données ainsi que des statistiques descriptives concernant l'évolution des dividendes et des revenus financiers. Nous présentons alors les résultats comparant des contribuables ayant eu ou non recours au PFL avant 2013 dans la section **V**. Les résultats reposant sur des groupes de traitement et de contrôle définis selon le recours au PFU après 2018 sont présentés à la section **VI** et la dernière section conclut.

II Législation

II.1 Contexte institutionnel

Pour étudier l'impact de la fiscalité du capital sur le comportement des ménages, nous devons prendre en considération l'ensemble des prélèvements sur le capital des ménages. 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	2018
Détention			
Patrimoine immobilier	Patrimoine avec abattements Valeurs locatives cadastrales	ISF TFPB TFPNB	IFI TFPB TFPNB
Patrimoine mobilier	Patrimoine avec abattements	ISF	Exonération
Revenus et Plus-values			
Revenus immobilier	Loyers effectifs	PS + IR (ou régime spécifique) Dispositifs de défiscalisation	
Revenus mobiliers	Dividendes et produits distribués	PS + PFL ou IR	PS + IR PFU ou IR
	Intérêts, coupons et autres produits de placement à revenu fixe	PS + PFL ou IR	PS + IR ou PFL (si <2000€) PFU ou IR
	Livrets d'épargne réglementée	Exonération	
	Revenus des assurances-vie	PS + IR ou PFL selon date de souscription	PFU ou IR
	Revenus des PEA	PS + IR ou PFL selon date de souscription	PFU ou IR
Cessions mobilières	Plus-values de cession nettes de frais	PS + PFL (selon seuil d'assujettissement)	PFU ou 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 1 – Schéma simplifié de l'architecture des prélèvements sur le capital des ménages. Source : Les auteurs d'après [Lancar and Marchal \(2017\)](#) et [Conseil des Prélèvements Obligatoires \(2018\)](#).

Au titre de sa détention

Avant 2018, le capital mobilier et immobilier était soumis à l'ISF. Depuis 2018, l'ISF est remplacé par l'Impôt sur la Fortune Immobilière (IFI) qui porte que sur le seul patrimoine immobilier. En sus de l'ISF/IFI, le capital immobilier est également soumis aux Taxes Foncières sur les Propriétés Bâties (TFPB) et sur les Propriétés Non Bâties (TFPNB).

Le montant de l'ISF, puis de l'IFI 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 imposables. Les dettes s'y grevant sont ensuite déduites. Le plafonnement a pour but d'éviter que le total formé par l'IFI, l'IR et les prélèvements sociaux excède une certaine part des revenus.

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 nature¹. En sus des prélèvements sociaux les revenus du capital sont imposés selon des modalités dépendant de la nature du capital (mobilier ou immobilier). La structure de l'imposition des revenus immobiliers a connu deux modifications profondes, d'abord en 2013 puis en 2018. Entre 2008 et 2012, les contribuables pouvaient choisir de sortir une partie de leurs revenus financiers du calcul du revenu imposable à l'impôt sur le revenu, et de voir ces revenus taxés selon un Prélèvement Forfaitaire Libératoire (PFL). Cette option a été supprimée à partir de 2013 si bien que les revenus financiers étaient obligatoirement intégrés au calcul du revenu imposable à l'impôt sur le revenu des personnes physiques entre 2013 et 2017. Enfin, depuis 2018, une grande partie des revenus financiers sont sortis du calcul du revenu imposable et taxés selon un Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU). Le taux du PFU est de 12,8% au titre de l'impôt sur le revenu, auxquels s'ajoute des prélèvements sociaux de 17,2%, ce qui aboutit à un taux de 30%.

L'évolution des taux marginaux d'imposition sur les dividendes et les produits de placement à revenus fixes quand ils sont soumis à un prélèvement forfaitaire de 2008 à 2012 et depuis 2018 est décrite dans le Tableau 1a. L'évolution des taux marginaux en cas de mise au barème entre 2013 et 2017 est décrite dans le tableau 1b.

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.

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

		2008	2009	2010	2011	2012	2018 – 19
Dividendes et revenus assimilés	IR	18,0%	18,0%	18,0%	19,0%	21,0%	12,8%
	PS *	11,0%	12,1%	12,1%	12,6%	14,5%	17,2%
	Total	29,0%	30,1%	30,1%	31,6%	35,5%	30,0%
Produits de placement à revenu fixe	IR	18,0%	18,0%	18,0%	19,0%	24,0%	12,8%
	PS	11,0%	12,1%	12,1%	12,6%	14,5%	17,2%
	Total	29,0%	30,1%	30,1%	31,6%	38,5%	30,0%

(a) Taux d'imposition du PFL selon le type de revenu du capital de 2008 à 2012, et taux d'imposition du PFU selon le type de revenu du capital de 2018 à 2019

* Les taux des prélèvements sociaux sont calculés ici en moyenne annuelle (certaines hausses de taux ayant eu lieu en milieu d'année : hausse de 12,1 à 12,3 % en novembre 2011 et de 13,5 à 15,5 % en juillet 2012)

TMI	Dividendes et revenus assimilés	Produits de placement à revenu fixe
0 %	15,5 %	15,5 %
14 %	23,2 %	28,8 %
30 %	32,0 %	44,0 %
41 %	38,0 %	54,4 %
45 %	40,2 %	58,2 %
48 % ⁺	41,9 %	61,1 %
49 % [*]	42,4 %	62,0 %

(b) Taux marginal d'imposition selon le taux marginal d'imposition (TMI) du barème de 2013 à 2017. Ces taux d'imposition intègre un abattement de 40% sur les dividendes, des taux de prélèvement sociaux de 15,5% dont un taux de 5,1% de CSG déductible

⁺ Le taux à 48% correspond au taux marginal d'imposition d'un contribuable imposé à la tranche à 45% et soumis à la CEHR à 3%.

^{*} Le taux à 49% correspond au taux marginal d'imposition d'un contribuable imposé à la tranche à 45% et soumis à la CEHR à 4%

Tableau 1 – Les taux marginaux sur les revenus financiers de 2008 à 2019

II.2 La mise au barème des revenus des capitaux en 2013

La loi de finance pour 2013 met fin à la possibilité d'opter pour le PFL pour les revenus des capitaux mobiliers perçus à partir de 2013 (à l'exception des contrats d'assurance-vie et de certains produits qui restent au PFL²). 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 $t + 1$ ³. L'abattement de 40% sur les dividendes est maintenu. Ainsi,

2. 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 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.

3. Toutefois un prélèvement forfaitaire obligatoire (PFO) dans les mêmes conditions que le PFL (abattement et taux) est maintenu à partir de 2013 et est à déduire de l'impôt sur le revenu à payer en l'année

les contribuables qui optait pour le PFL et dont le taux marginal d'imposition s'élevait à 45%, ont vu leur taux marginal sur les dividendes passer de 36.5%⁴ à 40.2%⁵ et leur taux marginal sur les intérêts de 39.5%⁶ à 58.2%⁷ ([Conseil des Prélèvements Obligatoires, 2018](#)), hors fiscalité dérogatoire⁸.

Il est important de rappeler que cette réforme figurait explicitement dans le programme électoral de François Hollande⁹, 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 dans la méthode utilisant le PFL pour définir les groupes de contrôle et de traitement.

II.3 Réforme du PFU de 2018

La loi de finances pour 2018 a réformé la fiscalité applicable aux revenus du patrimoine en instaurant un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 12,8 % au titre de

suivante. Ce PFO a essentiellement pour vocation à ne pas créer de problème de trésorerie en 2013 mais n'a pas d'effet sur la fiscalité des revenus du capital. A noter que la loi prévoit cependant que les contribuables dont le revenu fiscal est inférieur à un certain seuil puissent demander à être exemptés de PFO en 2013 sur les revenus distribués et les revenus produits de placement à revenu fixe. La loi de finance pour 2013 a également introduit la possibilité d'opter pour un prélèvement forfaitaire à 24 % pour les revenus inférieurs à 2 000 €. En résumé, entre 2013 et 2018, les revenus mobiliers de l'année t étaient taxés à l'impôt sur le revenu l'année $t + 1$ (avec un prélèvement forfaitaire obligatoire prélevé l'année t et remboursé en crédit d'impôt l'année $t + 1$ pour certains ménages).

4. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital applicables au 31 décembre 2012 (en 2012, le taux moyen des prélèvements sociaux étant de 14.5%).

5. 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 : $40.2\% = 0.6 \times 45\% + (15.5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

6. Qui correspond la somme du PFL de 21% et des 15.5% de prélèvements sociaux sur les revenus du capital applicables au 31 décembre 2012 (en 2012, le taux moyen des prélèvements sociaux étant de 14.5%).

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

8. 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 %

9. 14^{ème} des 60 engagements du candidat François Hollande

l'impôt sur le revenu. En combinant ce taux aux 17,2 % de prélèvements sociaux, on atteint un taux global de 30%. Contrairement au PFL, le PFU applique le même taux aux dividendes, aux produits de placement à revenu fixes et aux plus values mobilières, d'où le U de unique. Il s'applique également aux produits des contrats d'assurance-vie afférents à des versements postérieurs au 27 septembre 2017¹⁰ et aux intérêts des PEL et CEL (avant 12 ans) ouverts après le 1^{er} janvier 2018¹¹.

Ainsi, les contribuables dont le taux marginal global d'imposition s'élevait à 45% en 2017 ont vu leur taux marginal sur les dividendes passer de 40.2%¹² à 30% et leur taux marginal sur les intérêts de 58.2% à 30%. Les taux marginaux reviennent ainsi en 2018 à des niveaux proches de ceux des années 2008-2009, avant la hausse des taux du PFL et la mise au barème.

Par ailleurs, un foyer percevant des revenus soumis au PFU peut opter pour l'imposition au barème pour ces revenus, même si cette option n'est pas celle par défaut dans la déclaration fiscale, l'option par défaut étant le PFU. Cette option pour le barème est avantageuse pour ceux dont l'impôt au barème sur les revenus du patrimoine est plus faible que le PFU, ce qui peut notamment être le cas pour les personnes ayant réalisé des plus-values bénéficiant d'abattements pour durée de détention importants au barème. En effet, certains contribuables auraient pu vouloir bénéficier de la fiscalité applicable aux plus-values mobilières qui permet de diminuer la base taxable grâce aux abattements pour durée de détention ("jusqu'à 85% pour les cessions de titres de PME souscrits dans les 10 ans de leur création") en optant pour le barème progressif plutôt que le PFU. Cela a pu conduire à des possibilités d'optimisation fiscales via la création d'une holding patrimoniale permettant de redénommer des dividendes en plus-values de cession de titres de holdings¹³. Notons néanmoins qu'il faut avoir opté

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

11. En pratique, le PFU correspondant aux revenus d'une année N est payé lors de la taxation de la déclaration de revenus, soit l'année N + 1. Cependant, un prélèvement non libératoire (la plupart du temps au même taux) est effectué l'année de perception des revenus et constitue un crédit d'impôt l'année suivante, pour la plupart des revenus (hors plus-values de cession mobilières par exemple). Certains foyers peuvent demander à être exemptés du prélèvement non libératoire l'année de perception des revenus si le revenu fiscal de référence (RFR) n'excède pas un seuil.

12. Qui correspond à l'application du taux marginal d'imposition de 45% sur les 60% de dividendes imposables, compte tenu d'un abattement de 40% sur les dividendes plus 15.5% de prélèvement sociaux en tenant compte de la déductibilité de 5.1% de CSG : $40.2\% = 0.6 \times 45\% + (15.5\% - 0.45 \times 5.1\%)$.

13. Les contribuables auraient pu se créer des holdings patrimoniales soumises à l'IS, avant la mise en place de la réforme du PFU pour l'achat de titres mobiliers. Or, détenus depuis plus de 2 ans, « la plus-value de cession de titres de participation est exonérée d'IS, sauf à hauteur d'une quote-part taxable de

pour le barème pour l'ensemble de ses revenus et que les titres cédés aient été acquis avant le 1er janvier 2018 pour bénéficier des abattements de droit commun pour durée de détention (40%)¹⁴.

III Stratégie d'estimation

Dans cette section, nous présentons les stratégies d'estimation adoptées dans ce rapport. Dans la première sous-section, nous développons la méthode, en mettant en avant l'hypothèse de « tendance divergente à taux constant », qui est la nouveauté par rapport au rapport intermédiaire (Lefebvre et al., 2020). La seconde sous-section présente les groupes de traitement utilisés qui conditionnent les deux stratégies d'estimations que nous menons et qui utilisent toutes deux la méthode présentée en première sous section. Nous mentionnons enfin une méthode expérimentée mais finalement non retenue à la fin de cette section.

III.1 Méthode économétrique

Les stratégies d'identification utilisés pour identifier des effets causaux ou "quasi-causaux" du PFU repose sur le principe des doubles différences. L'idée consiste à comparer la dynamique d'une variable y entre un groupe de contribuables affectés par le PFU (groupe traité) et un groupe de contribuables non affectés par le PFU (le groupe de contrôle). Nous discutons les définitions retenus pour ces deux groupes de contribuables dans III.2. Les deux groupes sont intrinsèquement différents. Toutefois, sous l'hypothèse de "tendance parallèle", c'est à dire sous l'hypothèse qu'en l'absence de réforme (de traitement) la moyenne dans le groupe traité connaît la même évolution que la moyenne dans le groupe de contrôle, la dynamique dans le groupe de contrôle après la réforme permet de modéliser la situation contre-factuelle qu'aurait expérimenté le groupe traité si la réforme n'avait pas eu lieu. La différence entre la situation effectivement expérimentée par le groupe traité et cette situation contre-factuelle peut alors être interprétée comme reflétant l'effet causale de la réforme.

12%, cela diminue l'imposition à un taux de 4% pour un IS à 33,33%. » (Danion, 2017). Puis, une fois que le contribuable voudra récupérer ses plus-values (réduction du capital de sa holding, assimilée à des cessions de titres) qu'il va pouvoir bénéficier des abattements pour durée de détention renforcée jusqu'à 85%.cf. <https://prismes.neuflizeobc.fr/holding-soumise-a-lis-fiscalite-des-dividendes-et-plus-values/>

14. cf. Natixis (2018) <https://expertises.wealthmanagement.natixis.com/actualites/le-pfu-et-larbitrage-dividendes-vs-la-reduction-de-capital-431f-8f2fc.html>

Pour formaliser cette idée, notons t_0 l'année où se déroule la réforme et supposons que l'espérance conditionnelle de la variable y de l'individu i vérifie l'équation suivante :

$$\mathbb{E} [\log y_{i,t} | i, t, \mathbf{X}] = \alpha_i + \delta_t + \sum_{k \neq t_0} \gamma_k \mathbb{1}_{t=k} \times T_i + \beta' \cdot \mathbf{X}_{i,t} \quad (1)$$

Les différents coefficients de cette équation s'interprètent de la façon suivante

- α_i représente un effet fixe individuel invariant dans le temps et inobservé.
- β est un vecteur représentant l'effet des variables observables \mathbf{X} . Le terme $\beta' \cdot \mathbf{X}_{i,t}$ ¹⁵ permet de capter l'effet de variables observables qui évolueraient différemment au cours du temps entre le groupe traité et le groupe de contrôle.
- δ_t représente un effet temporel. Ces coefficients captent la tendance du groupe de contrôle.
- T_i est une variable invariante au cours du temps qui indique l'intensité avec laquelle le foyer i est affecté par la réforme. Dans un contexte de double différence, on a $T_i = 0$ si l'individu appartient au groupe de contrôle et $T_i = 1$ si il appartient au groupe traité.¹⁶
- γ_k représente alors l'effet **causal** du traitement l'année k . C'est le paramètre d'intérêt que l'on cherche à estimer.
 - Le coefficient γ_{t_0} est normalisé à zéro car sinon, il y aurait une redondance entre les coefficients δ_k , les coefficients γ_k et les effets fixes individuelles α_i . Aussi les coefficients γ_k pour $k \neq t_0$ mesurent la divergence d'évolution de la variable dépendante entre le groupe de contrôle et le groupe traité, entre t_0 et l'année t . Ce sont donc bien des coefficients de double différence.
 - Pour $k < t_0$, on testera l'hypothèse $\gamma_k = 0$ pour vérifier l'hypothèse de tendance commune.
 - Si et seulement si l'hypothèse de tendance commune est vérifiée, les coefficients γ_k pour $k > t_0$ capteront l'effet *causal* de la réforme à la date k .

15. Avec \cdot indiquant le produit scalaire entre le vecteur ligne β' et le vecteur colonne \mathbf{X} comprenant les variables explicatives.

16. En principe, il est aisé de généraliser la méthode à des situations où différents groupe de contribuables seraient affectés avec des intensités de traitement différents. T_i mesurerait alors l'intensité avec laquelle le contribuable i serait concerné par la réforme.

On estimera alors une équation en double différence de la forme :

$$\ln(y_{i,t}) = \sum_{\ell} \alpha_{\ell} \mathbb{1}_{i=\ell} + \sum_{k \neq t_0} \delta_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq t_0} \gamma_k \mathbb{1}_{t=k} \times T_i + \sum_j \beta_j X_{i,t}^j + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

où $\mathbb{1}_{i=\ell}$ est une indicatrice égale à 1 pour le foyer $i = \ell$ et zéro sinon et $\mathbb{1}_{t=k}$ est une indicatrice égale à 1 à la date $t = k$ et zéro sinon et où $\varepsilon_{i,t}$ est un résidu inobservable de moyenne nulle.

La présence de variables $X_{i,t}$ observables à droite de l'équation (2) permet notamment de prévenir le risque que l'estimation des paramètres d'intérêt γ_k ne puisse être contaminée par des différences dans la distribution des variables observables entre les deux groupes, une différence de distribution qui évoluerait au cours du temps¹⁷

Il est en pratique très difficile d'estimer l'équation (2) 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 retranche à l'équation (2) la même équation (2) pour la dernière année t_0 avant la mise en oeuvre de la réforme. On estime par conséquent par moindres carrés ordinaires l'équation :

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t_0}}\right) = \sum_{k \neq t_0} \varphi_k \mathbb{1}_{t=k} + \sum_{k \neq t_0} \gamma_k \mathbb{1}_{t=k} \times T_i + \sum_j \beta_j (X_{i,t}^j - X_{i,t_0}^j) + v_{i,t} \quad (3)$$

où $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t_0}$. Autrement dit, on travaille sur les écarts (du logarithme) des variables avec leurs valeurs de la dernière année t_0 avant la mise en oeuvre de la réforme.

En l'absence de variables de contrôle, une régression par moindres carrés ordinaires sur les indicatrices $\mathbb{1}_{t=k}$ et $\mathbb{1}_{t=k} \times T_i$ 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 (3) s'interprète alors comme une estimation de l'espérance conditionnellement aux observables, non pas du logarithme des revenus, mais du logarithme des revenus normalisé à 0 à la date t_0 pour chaque contribuable.

Cependant, l'hypothèse de tendance commune n'est pas toujours vérifiée, ce qui nous conduira à envisager d'identifier les paramètres γ_k avec une méthode reposant

17. sinon les conséquence de cette différence d'évolution serait captée par la distribution des effets fixes individuels α_i .

non plus sur l'hypothèse de tendance commune, c'est à dire sur l'hypothèse que la différence entre la moyenne de y dans le groupe traité et la moyenne dans le groupe de contrôle n'évolue pas au cours du temps en l'absence de réforme, mais sur une hypothèse moins restrictive, à savoir l'hypothèse de « tendances divergentes à taux constant » où la différence de moyenne entre le groupe traité et le groupe de contrôle évolue à taux constant selon une tendance linéaire.

Pour formaliser cette idée, supposons que l'espérance conditionnelle de la variable y dans le groupe $i = T, C$, vérifie l'équation suivante au lieu de l'équation (1) :

$$\mathbb{E} [\log y_{i,t} | i, t, \mathbf{X}] = \alpha_i + \delta_t + \sum_{k \neq t_0} \gamma_k T_i \times \mathbb{1}_{t=k} + \varphi (t - t_0) \times T_i + \beta' \cdot \mathbf{X}_{i,t} \quad (4)$$

Le terme $\varphi (t - t_0) \times T_i$ est le terme captant le fait que le groupe traité connaît une tendance qui diverge du groupe de contrôle au taux constant φ . On retrouve notamment l'hypothèse de tendance commune en imposant $\varphi = 0$. En retranchant l'équation pour $t = t_0$ afin d'éliminer les effets fixes individuels, on estime alors l'équation :

$$\log \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t_0}} \right) = \tilde{\alpha} + \sum_{t_0 < k \neq t_0} \tilde{\delta}_k \mathbb{1}_{k=t} + \sum_{k \neq t_0} \tilde{\gamma}_k T_i \times \mathbb{1}_{t=k} + \beta' \cdot \tilde{\mathbf{X}}_{i,t} + v_{i,t} \quad (5)$$

avec $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t_0}$, $\tilde{\mathbf{X}}_{i,t} = \mathbf{X}_{i,t} - \mathbf{X}_{i,t_0}$, $\tilde{\alpha} = \delta_{t_0}$ et $\tilde{\delta}_k = \delta_k - \delta_{t_0}$ et où $t_0 < t_0$ correspond à la première année d'observation des données.

Estimer par les moindres carrés ordinaires l'équation (5) permet d'avoir une estimation sans biais de la moyenne de y à chaque date conditionnellement aux variables observables \mathbf{X} et à l'appartenance ou non au groupe de traitement et de contrôle. Les équations (4) et (5) prédisent les mêmes espérances conditionnelles si et seulement si pour chaque k :

$$\tilde{\gamma}_k = \gamma_k + \varphi (k - t_0) \quad \Leftrightarrow \quad \gamma_k = \tilde{\gamma}_k - \varphi (k - t_0) \quad (6)$$

Le but est alors de décomposer les coefficients $\tilde{\gamma}_k$ de l'équation (5) en une différence de tendance linéaire (correspondant au coefficient φ de l'équation (4)) et un effet causal (correspondant au coefficient γ_k de l'équation (4)), conformément à l'équation (6). L'idée est alors d'estimer φ en ajoutant dans les variables explicatives une tendance linéaire qui serait spécifique au groupe traité. On est alors amené à estimer l'équation

suivante :

$$\log\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t_0}}\right) = \tilde{\alpha} + \sum_{t_{00} < k \neq t_0} \tilde{\delta}_k \mathbb{1}_{k=t} + \sum_{t_{00} < k \neq t_0} \hat{\gamma}_k \mathbb{1}_{t=k} \times T_i + \hat{\varphi}(t - t_0) \times T_i + \beta' \cdot \mathbf{X}_{i,t} + u_{i,t} \quad (7)$$

A noter que comme les variables à droite de (7) sont soit identiques soit des combinaisons linéaires des variables à droite de (5), ces deux équations prédisent exactement les mêmes espérances de $y_{i,t} - y_{i,t_0}$ conditionnellement à \mathbf{X} , à l'appartenance au groupe traité et à la date t . On a donc en particulier :

$$\tilde{\gamma}_k = \hat{\gamma}_k + \varphi(k - t_0) \quad (8)$$

En combinant la dernière équation avec (6), on obtient donc les estimations suivants pour les effets causaux γ_k

$$\gamma_k = \hat{\gamma}_k \quad (9)$$

Estimer l'équation (7) par les moindres carrés ordinaires permet alors d'estimer directement les termes causaux, et donc de tester directement leur significativité. A noter que la pente de la différence de tendance linéaire est directement déterminée par l'année t_0 pour laquelle la variable d'interaction $\mathbb{1}_{k=t} \times T_i$ est omise à droite de l'équation (7). La significativité des coefficients $\hat{\gamma}_k$ pour $k < t_0$ permet alors de tester la validité de notre hypothèse de divergence de tendance à taux constant, tandis que les coefficients γ_k pour $k > t_0$ peuvent alors être interprétés en terme causal.

Cette stratégie d'estimation reposant sur l'hypothèse de divergence de tendance à taux constant est par exemple utilisée par [Jakobsen, Jakobsen, Kleven and Zucman \(2019\)](#). Elle est néanmoins moins satisfaisante que les résultats obtenus sous l'hypothèse de tendance commune. L'une des raisons est la fragilité de l'estimation du coefficient de la pré-tendance linéaire et du manque de puissance des tests de significativité des coefficients β_k pour $k < t_0$ ([Freyaldenhoven, Hansen and Shapiro, 2019](#), [Roth, 2021](#)). A noter enfin que cette hypothèse de divergence de tendance à taux constant revient à une hypothèse de tendances communes dans un modèle écrit en différence première.

III.2 Définitions des traitements

La réforme du PFU a ceci de particulier qu'elle ne définit pas naturellement de groupe de contribuables qui seraient particulièrement affectés par la création du PFU en 2018 par opposition à un groupe de contribuables qui ne sera pas ou peu affecté. Par exemple, il est *a priori* tout à fait envisageable que la hausse des dividendes entre 2017 et 2018, hausse documentée dans la section IV.3, soit la conséquence de décisions d'entreprises qui auraient réagi à la mise en place du PFU en distribuant davantage de dividendes à l'ensemble de leurs actionnaires, indépendamment du bénéfice que chacun d'entre eux retire du PFU. Dans un tel cas où les réponses comportementales ne viendraient que de la politique de distribution des dividendes des entreprises, il serait quasiment impossible à partir de données fiscales des contribuables de distinguer des contribuables qui auraient davantage profiter du PFU que d'autres, si tous les actionnaires bénéficient de la même manière d'une politique de distribution de dividendes des entreprises qui serait devenue plus favorable. La méthode de double différence sur les données fiscales des ménages conclurait alors à l'absence de réponses comportementales, alors même qu'il existerait des réponses comportementales importantes de la part des entreprises (Bach, Bozio, Fabre, Guillouzouic, Leroy and Malgouyres, 2021). Le présent rapport souffre donc d'une limite inhérente à la non utilisation de données fiscales d'entreprises qui seraient appareillées aux données fiscales de leurs actionnaires. Néanmoins, deux approches différentes ont permis d'identifier des réponses comportementales des ménages.

La première approche, qui est développée dans la section V consiste à réutiliser les groupes de contrôle et de traitement associés à la fin du PFL sur les dividendes à partir de 2013. En effet, le rapport intermédiaire (Lefebvre et al., 2020) qui évaluait notamment cette réforme a mis en évidence par double différence une réduction substantielle des dividendes des contribuables ayant eu recours au PFL avant 2013 par rapport aux dividendes du groupe de contrôle.¹⁸ Une hypothèse serait que ces « dividendes perdus » auraient été thésaurisés au sein de personnes morales en attendant une fiscalité plus avantageuse. Si cette hypothèse était valide, on s'attendrait alors à ce que la création du PFU à partir de 2018, qui constitue une réforme symétrique à la disparition du PFL à partir de 2013, fournirait à ces contribuables l'opportunité de li-

18. Ce résultat est qualitativement analogue à celui de Bach et al. (2021).

quider les dividendes thésaurisés après 2013 avec une fiscalité plus avantageuse. Pour tester cette hypothèse, nous retenons dans la section V un groupe traité comprenant des contribuables qui déclaraient leurs dividendes au PFL de 2008 à 2012, les autres contribuables constituent donc un groupe de contrôle.

La deuxième approche, qui est développée dans la section VI, repose sur le fait que le PFU n'est que l'option par défaut à partir de 2018, la mise au barème de l'ensemble des revenus financiers restant une option possible. Dans ce cas, la mise au barème s'applique à l'ensemble des revenus financiers et aux plus-values mobilières. Opter pour la mise au barème permet à des plus-values de bénéficier d'abattements pour durée de détention qui peuvent être particulièrement intéressants (cf. II.3). Aussi, les contribuables des tranches supérieures d'imposition, s'appêtant à réaliser de fortes plus values mobilières en 2018 pouvaient avoir intérêt à opter pour le barème en 2018, et donc *choisir* de ne pas bénéficier du PFU. Étant donné cette possibilité, on est tenté de comparer deux groupes de contribuables imposés dans les tranches à 41% et 45% en 2017. Nous retenons comme groupe de contrôle ceux qui ont opté pour le barème en 2018, ayant ainsi choisi de ne pas être affectés par la mise en place du PFU. Le groupe traité correspond aux contribuables appartenant à ces tranches supérieures dont les revenus mobiliers et les plus-values sont au contraire imposés au PFU en 2018. Étant donné leur taux d'imposition en 2017, la mise en place du PFU implique bien une réduction du taux marginal d'imposition sur les dividendes de 38% à 30% pour les contribuables imposé à 41% et de 40,2% à 30 % pour les contribuables imposés dans la tranche à 45%. Il s'agit donc bien d'un groupe traité.

Il faut néanmoins souligner que cette deuxième définition du groupe de contrôle et de traitement rend difficile les interprétations des résultats de double différence en terme de résultats causaux. En effet, l'appartenance au groupe de contrôle ou de traitement repose sur un *choix* des contribuables en 2018, c'est à dire *après* la mise en place du PFU. Notre hypothèse est que ce choix de voir ses revenus mobiliers et ses plus-values imposés au barème ou au PFU repose sur l'opportunité de réaliser d'importantes plus-values sur des actifs éligibles à des abattements pour durée de détention particulièrement avantageux. Or, à ce stade, l'existence de ces opportunités de plus-values constitue pour nous une variable qui est exogène et inobservable en 2017. Cette variable est de plus distribuée de manière hétérogène dans la population des contri-

buables imposés à 41% et 45%. Le recours ou non au barème en 2018 révèle alors cette hétérogénéité inobservée. C'est pourquoi, bien que notre définition des groupes de traitement et de contrôle repose sur une réponse endogène des contribuables, nous pensons que cette stratégie d'identification reste malgré tout suggestive d'effets causaux. En ce sens, nous les qualifierons les résultats issue de cette stratégie d'identification de « quasi causaux ».

Nous avons enfin également essayé une dernière méthode qui a malheureusement échoué à fournir des résultats probants et que nous avons donc abandonné. En l'absence de groupe de traitement « naturel », nous avons été tenté par une méthode de multitraitement, inspirée notamment des rapports TEPP et LIEPP sur l'estimation de l'effet du CICE. Pour cette méthode, différents groupes de traitement sont pris en compte selon l'intensité de traitement, c'est à dire ici l'intensité avec laquelle la création du PFU diminue le taux marginal de taxation sur la fiscalité du capital entre 2017 et 2018. Ce sont en effet a priori les contribuables imposés à 45% (et parmi eux, ceux soumis à la Contribution Exceptionnelle sur les Hauts Revenus, CEHR) pour lesquels le PFU a entraîné la plus forte baisse de la fiscalité du capital, puis ceux à 41%, et ceux à 30%. On pourrait alors définir plusieurs groupes de traitement à partir des taux marginaux d'imposition avant réforme, (i.e. les taux de 2017), pour éviter une définition des groupes de traitement et de contrôle qui reposerait sur une variable postérieure à la mise en place du PFU en 2018, et donc endogène à la réforme de 2018. Et le groupe de contrôle serait alors constitué des contribuables imposés à 14% pour lesquels le PFU n'a pas d'effet sur le taux marginal d'imposition du capital (hors cas particulier, voir partie suivante). Or, les résultats obtenus par cette méthode n'ont pas été probants. Des statistiques descriptives montrent que les plus fortes hausses de dividendes n'ont pas été réalisées par les groupes avec les plus fortes intensité de traitement. La figure 5 de la partie IV.3 indique notamment que la hausse des dividendes entre 2017 et 2018 aurait été plus importante dans les groupes de contribuables des tranches à 14% et 30% (mesurées en 2017) que dans les groupes de contribuables à 41% et à 45%. Les analyses économétriques confirment cette absence de résultats, même en ne prenant pas en compte dans l'analyse les foyers des tranches supérieures n'ayant pas opté pour le PFU mais pour le barème.

IV Base de données

IV.1 Données fiscales disponibles

Pour notre étude, nous utilisons les fichiers POTE¹⁹ en panel mis à disposition par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) sur le Centre d'Accès Sécurisé aux Données (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 revenus²⁰ sont transmis par les organismes payeurs (employeurs, caisses de retraite, Pôle emploi, URSSAF, banques) à l'administration fiscale.

IV.2 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. Malgré l'attention portée à la stabilité de la définition

19. fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions

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

des différents revenus, certains changements ne peuvent être traités, comme l'ajout des majorations de pensions de retraites²¹ et des participations employeur et salarié aux contrats collectifs de complémentaires santé dans les revenus déclarés $y_{1,t}$ à partir de 2014.

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
$y_{5Pro,t}$	Revenus agricoles + Revenus industriels et commerciaux professionnels
$y_{15,t} \stackrel{\text{def}}{=} y_{1,t} + y_{5,t}$	Revenus d'activité et de remplacement
Revenus des valeurs et capitaux mobiliers	
$y_{2,t}$	Revenus de valeurs mobilières soumis au prélèvement libératoire + revenus de valeurs mobilières non soumis au prélèvement libératoire
$y_{2div,t}$	Dividendes soumis au prélèvement libératoire + Dividendes non soumis au prélèvement libératoire
$y_{2int,t}$	Produits de placements à revenu fixe soumis au prélèvement libératoire + Produits de placements à revenu fixe au barème

Tableau 2 – Les différents agrégats de revenus de l'année t utilisés

Une fois calculés les différents agrégats de revenus pour chaque année, on construit un panel cylindré de déclarations fiscales (sur la période 2008-2019) pour les foyers fiscaux qui apparaissent chaque année, 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 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

21. pour les retraités ayant élevés au moins 3 enfants

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).

Nous donnons aussi des résultats spécifiques sur la population des dirigeants d'entreprises, qui est une population intéressante car pouvant avoir un contrôle sur le versement des dividendes de leur propre société. Depuis 2018, les cases 1GB/1HB²² nous permettent d'identifier les foyers dont au moins un des déclarant est salarié dirigeant d'une entreprise.

IV.3 Statistiques descriptives

Une première approche pour discuter des effets du PFU consiste à documenter l'évolution macroéconomique des revenus financiers et des dividendes au long de la période entourant la mise en place du PFU en 2018. Dans ce but, nous documentons des évolutions macroéconomiques sur la période 2014 à 2019. La courbe rouge de la figure 2 indique ainsi que les revenus financiers déclarés par les contribuables ont connu une évolution stable autour de 28 milliards d'euros entre 2014 et 2017 avant d'augmenter de près de 7,7 milliards entre 2017 et 2018. Il y a donc une augmentation importante des revenus financiers qui *coïncide* avec la mise en place du PFU, sans que cette coïncidence ne puisse être interprétée de façon causale à ce stade.

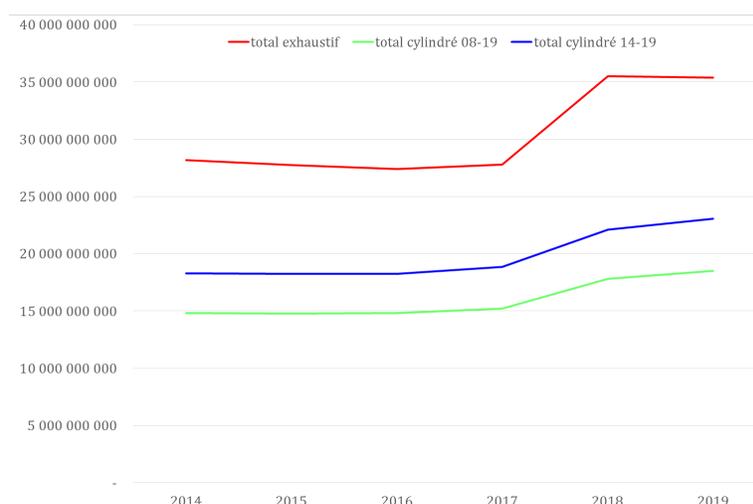


FIGURE 2 – Évolution des revenus financiers selon l'échantillon retenu

22. Les contribuables doivent déclarer dans les cases 1GB à 1JB les revenus des associées et gérants perçus sous forme de salaires.

L'examen de la courbe rouge de la figure 3 indique une évolution similaire pour les dividendes déclarés par les ménages. La mise en place du PFU à partir de 2018 *coïncide* avec une augmentation de près de 9 milliards de dividendes entre 2017 et 2018. Aussi, c'est sur l'évolution des dividendes que nous allons nous concentrer pour comprendre ce qui s'est passé à la suite de la mise en place du PFU. A noter que les dividendes déclarés par les ménages sont inférieurs aux dividendes distribués aux ménages tels que rapportés par la comptabilité nationale²³, et dont l'évolution est représentée en jaune dans la figure 3. La différence entre ces deux courbes provient, d'une part, des dividendes reçus via des supports d'épargne réglementée bénéficiant de fiscalité dérogatoire comme l'assurance vie ou les PEA, et, d'autre part, des dividendes distribués aux ménages par des sociétés imposées à l'IR et non à l'IS ou par des fonds d'investissement, qui ne sont pas enregistrés dans les déclarations fiscales 2042.

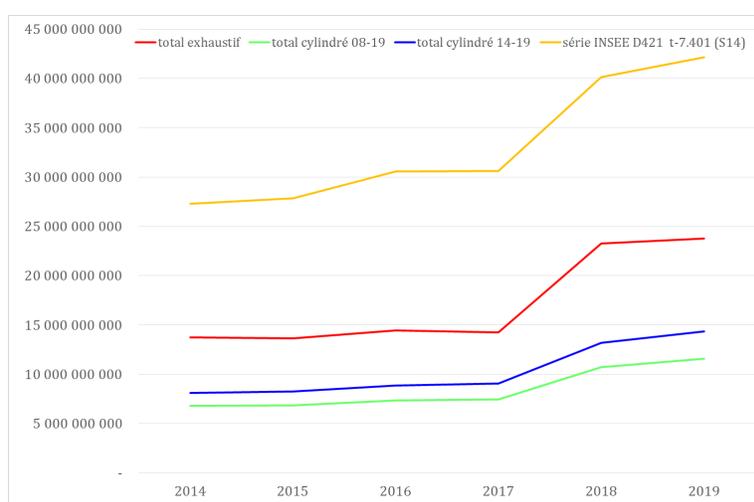


FIGURE 3 – Évolution des dividendes selon l'échantillon retenu

Les figures 2 et 3 nous informent également sur les conséquences de la « panélisation » des données. En effet, nos stratégies d'identification nous conduisent à travailler non pas sur l'échantillon exhaustif, mais sur des échantillons « cylindrés » qui ne conservent que les foyers fiscaux qui apparaissent chaque année dans les données. Le cylindrage des données conduit à perdre la trace des foyers qui ont changé d'identifiant fiscal sur la période étudiée. Un foyer change d'identifiant lorsqu'il déménage dans un autre département ou lorsqu'il change de situation maritale.

La première stratégie d'identification, reposant sur le recours au PFL, exige ainsi

23. Il s'agit de la série D 421 du compte des ménages publié par l'Insee.

de travailler sur des données cylindrées sur la période 2008-2019. La deuxième stratégie d'identification reposant sur le recours au PFU ou à la mise au barème exige un cylindrage moins contraignant entre 2014 et 2019.

Les évolutions des revenus financiers et des dividendes sont alors représentées par des courbes bleues dans la figure 2 pour les revenus financiers et dans la figure 3 pour les dividendes. Les figures 2 et 3 confirment que les cylindrages nous conduisent à ne travailler que sur une partie seulement des revenus financiers et des dividendes. De plus, la hausse des revenus financiers et des dividendes coïncidant avec la mise en place du PFU apparaît plus faible. Le cylindrage des données n'est donc pas sans conséquence pour nos résultats. En revanche, le cylindrage sur 2008-2019, que nécessite l'identification par le recours au PFL, semble avoir des conséquences assez proches du cylindrage sur 2014-2019 que nous utilisons dans la stratégie d'identification comparant les contribuables ayant recours au PFU ou au barème en 2018. Il faut noter que dans le rapport intermédiaire (Lefebvre et al., 2020), des restrictions plus importantes avaient été faites. Si ces dernières nous avaient permis de mieux identifier certains effets de la réforme de 2013, ces restrictions conduisent malheureusement à réduire de façon drastique la hausse des dividendes observée en 2018. C'est la raison pour laquelle ces restrictions supplémentaires n'ont pas été retenues dans ce rapport.

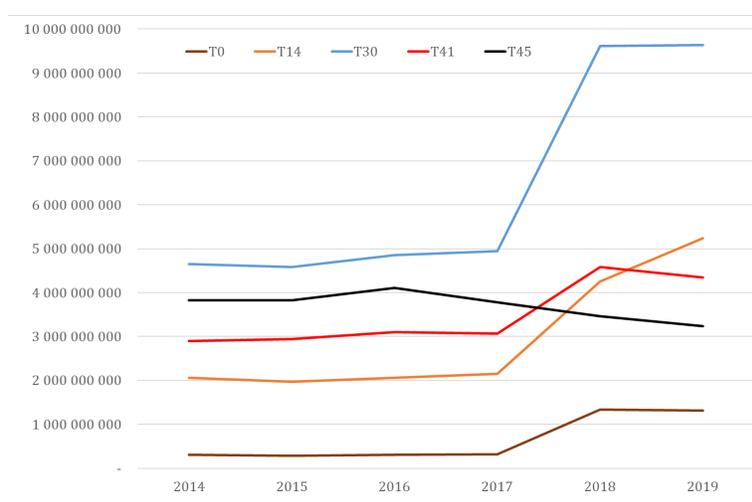


FIGURE 4 – Évolution des dividendes par tranche d'imposition - échantillon exhaustif

La figure 4 permet de décomposer l'évolution des dividendes sur l'échantillon exhaustif, telle qu'elle est décrite par la courbe rouge de la figure 3 selon les tranches M-N.

d'imposition des contribuables²⁴. Cette décomposition permet de relativiser l'idée que les dividendes étant très concentrés sur les ménages les plus favorisés, ce seraient surtout les contribuables situés dans les tranches supérieures d'imposition qui seraient concernés par la mise en place du PFU. Au contraire, on s'aperçoit que les montants les plus importants de dividendes sont déclarés par des foyers imposés à 30%. L'explication est bien évidemment que, bien que ces contribuables reçoivent chacun en moyenne beaucoup moins de dividendes que les contribuables des tranches supérieures, leur nombre est suffisamment important pour que la tranche d'imposition à 30% soit la principale source de dividendes et la principale source, en volume de l'augmentation de ces dividendes.

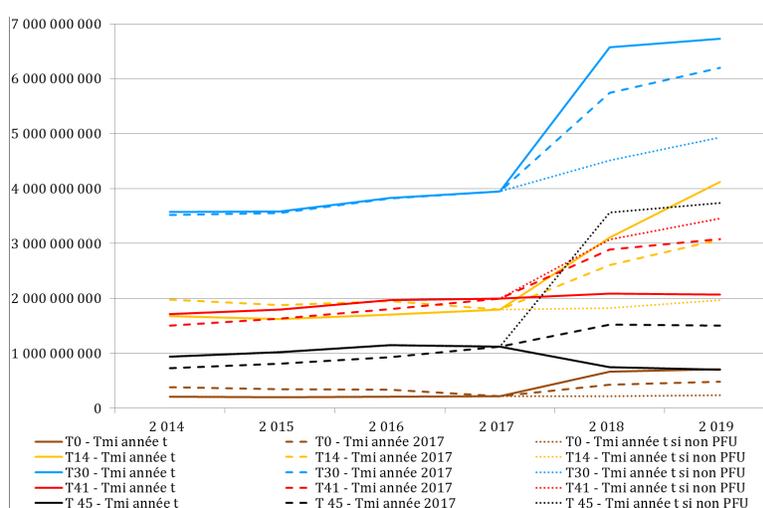


FIGURE 5 – Évolution des dividendes par tranche d'imposition de 2017 - panel cylindré entre 2014 et 2019

Ce diagnostic se retrouve confirmé quand on se restreint à un échantillon cylindré sur la période 2014-2019, ainsi que l'illustre la figure 5. Dans cette figure, les catégories de contribuables par tranches sont calculées à la fois en fonction de leur taux marginal d'imposition (TMI) de l'année courante (traits plein) et en fonction de leur taux marginal d'imposition de 2017 (courbes en tirets). Enfin, les courbes en pontillés correspondent à une répartition des dividendes par tranche d'imposition des contribuables de l'année courante si les dividendes et les intérêts avaient été imposés au barème. Par construction, les courbes en traits pleins et en tirets d'une même couleur se recoupent en 2017. Pour les autres années, les divergences entre les courbes en tirets et en traits

24. À noter que les taux d'imposition sont imputés simplement en appliquant le barème d'imposition au quotient familial, ignorant notamment les effets du plafonnement du quotient familial.

pleins d'une même couleur permettent de visualiser l'évolution du nombre de contribuables de notre panel dans chaque tranche d'imposition. On constate que les courbes en tirets et en traits pleins d'une même couleur sont très proches avant 2017. En revanche, la forte hausse des dividendes provenant de la tranche à 30% en 2018 (qu'on voit également dans la figure 4) s'explique en partie par la hausse du nombre de contribuables de la tranche à 30% (puisque pour cette tranche d'imposition, l'évolution de la courbe en trait plein est plus dynamique que l'évolution de la courbe en pointillés). Au contraire, la figure 5 indique que la mise en place du PFU a coïncidé avec une baisse importante du nombre de contribuables dans les tranches à 41% et à 45%. Tout ceci est compatible avec l'hypothèse que la mise en place du PFU aurait entraîné une réduction des taux d'imposition de certains contribuables parmi les plus aisés du fait de la sortie des revenus du capital de l'assiette de l'impôt sur le revenu progressif (pour l'imposition au PFU). La comparaison entre les traits pleins et en tirets de la figure 5 permet de mesurer ce phénomène : il est visible pour la tranche à 30%, mais même en neutralisant cet effet et en étudiant les contribuables étant dans la tranche à 30% en 2017, une forte hausse demeure visible en 2018. C'est aussi le cas pour les contribuables de la tranche à 14% en 2017, alors qu'a priori, ces contribuables n'ont pas eu de baisse de fiscalité liée à la réforme du PFU. On observe qu'à l'inverse, les contribuables étant dans les tranches à 41% et à 45% en 2017 ont, en moyenne, eu une hausse des dividendes en 2018 et 2019, alors qu'une baisse ou une stabilité était visible en prenant en compte les TMI de l'année en cours. La comparaison des courbes en traits pleins et pointillés, qui coïncident par construction entre 2014 et 2017, suggèrent néanmoins que si les dividendes et les intérêts avaient été maintenus au barème en 2018 et en 2019 et que les montants de dividendes versés avaient été identiques à ceux observés sur la même période, de nombreux contribuables des tranches à 14% et à 30% seraient passés dans les tranches à 41% et à 45%. En effet, les dividendes augmenteraient beaucoup plus dans cette situation (en pointillé sur la figure) dans ces tranches supérieures, que dans la situation actuelle (en trait plein), et l'inverse dans les tranches inférieures.

V Approche par traitement PFL

Dans cette section, nous cherchons à comparer l'évolution entre 2008 et 2019 des revenus du capital et du travail d'une population ayant eu recours PFL sur les divi-

dendes entre 2008 et 2012 par rapport à une population qui reçoit chaque année des dividendes mais qui n'a pas eu recours chaque année au PFL. En effet, le rapport intermédiaire (Lefebvre et al., 2020) a montré que la fin du PFL sur les dividendes après 2013 aurait entraîné une baisse « causale » importante des dividendes. L'idée est donc de tester l'hypothèse selon laquelle les dividendes non versés à la suite de la réforme de 2013 auraient été thésaurisés et que la mise en place du PFU après 2018 aurait été l'occasion de liquider ces dividendes perdus et thésaurisés.

V.1 Le champ d'étude

Dans ce but, nous devons construire un panel cylindré nous permettant d'identifier les personnes ayant déclarés des dividendes au PFL entre 2008 et 2012. Nous suivons donc des foyers présents entre 2008 et 2019 qui n'ont pas connu de modification de leur identifiant fiscal. Nous menons nos régressions sur deux populations différentes. La première déclare des dividendes chaque année entre 2008 et 2019 sans aucune autre restriction de revenus. Autrement dit, on se restreint aux contribuables pour lesquels chaque année on a $y_{2div,t} > 0$. Les statistiques descriptives sur cette populations sont retranscrites dans la première partie du tableau 3.

Néanmoins, opérer de la sorte nous conduit à exclure des contribuables n'ayant reçu des dividendes que certaines années. Autrement dit, un tel échantillon ne nous éclaire que sur les réponses des dividendes des contribuables le long de la marge *intensive*. C'est pourquoi nous travaillons également sur un échantillon plus élargi pour lequel on ajoute au dividendes de l'année t les revenus d'activité de l'année 2011 $y_{15,2011}$. Opérer de la sorte permet de réintégrer les réactions des dividendes le long de la marge *extensive*, tout en étudiant l'évolution d'un agrégat, $y_{15,2011} + y_{2div,t}$, qui coïncide en 2011 avec la somme des revenus d'activité et des dividendes, et dont les évolutions pour chaque contribuables ne sont déterminées que par la dynamique des dividendes, même lorsque ceux-ci deviennent nuls certaines années. Les statistiques descriptives sur cette population sont retranscrites dans la seconde partie du tableau 3.

Le groupe traité se caractérise par une moyenne plus élevée pour les revenus d'activité, et surtout pour les revenus du capital par rapport au groupes de contrôle. Il est composé de contribuable en moyenne un peu plus âgés que ceux présent dans le groupe de contrôle, surtout lorsque l'échantillon le plus élargi.

	y_{15}	y_2	$y_{2div,2011}$	Parts	Âge	N
Échantillon avec $y_{2div,t} > 0$						
Groupe traité	123 290	135 144	127 293	2,2	57,7	3 880
Groupe de contrôle	39 818	2 646	1 622	2,1	57,9	3 257 404
Échantillon total	39 918	2 804	1 772	2,1	57,9	3 261 284
Échantillon avec $y_{15,2011} + y_{2div,t} > 0$						
Groupe traité	121 772	135 960	128 476	2,2	57,3	5 200
Groupe de contrôle	32 387	987	543	1,9	52,7	18 155 118
Échantillon total	32 412	1 026	579	1,9	52,7	18 160 318

Tableau 3 – Moyennes des agrégats étudiés sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011.

V.2 Résultats

Dans cette section, nous procédons à des estimations comparant un groupe traité de contribuables ayant consécutivement déclarés des dividendes au PFL de 2008 à 2012 aux autres contribuables du panel cylindré sur 2008-2019. Afin d'éliminer les effets fixes individuels, nous estimons par moindres carrés ordinaires des équations de la forme (voir aussi équation (3), partie III) :

$$\log\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,2011}}\right) = \alpha + \sum_{k \neq 2011} \varphi_k \mathbb{1}_{k=t} + \sum_{k \neq 2011} \gamma_k \mathbb{1}_{k=t} \times T_i + v_{i,t} \quad (10)$$

Il s'agit donc d'une équation sans variable de contrôle ni pré-tendance linéaire où la dernière année avant la réforme retenue est $t_0 = 2011$ ²⁵ et où la première année des données est $t_{00} = 2008$. Les paramètres d'intérêt sont les coefficients γ_k . Ceux ci mesure la différence entre la différence d'appartenir au groupe traité à la date k par rapport au groupe de contrôle, et la même différence à la date 2011. L'hypothèse de tendance commune est vérifiée quand cette double différence n'est pas statistiquement significative avant 2012. Les coefficients γ_k après 2012 indiquent alors les effets causaux de la réforme.



FIGURE 6 – Résultats de la régression de $\log(y_{2div,t})$ sur la population ayant des dividendes positifs.

Les réponses des revenus du capital

La figure 6 retrace l'estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les dividendes, appliquée à l'échantillon cylindré " $y_{2div,t} > 0$ ". Le tableau 4 retranscrit le détail de ces résultats. L'hypothèse de tendance commune est vérifiée avant 2011, sauf en 2009 où l'intervalle de confiance à 99% s'étend de $-0,12$ à $-0,01$. Mais les coefficients deviennent franchement négatif à partir de 2013. Ces estimations correspondent à une baisse causale des dividendes comprise entre $-55,9\%$ et $-50,6\%$.²⁶ Appliquée aux 493 896 840 € de dividendes déclarés par le groupe traité²⁷ (cf. partie supérieure du Tableau 3), cela correspond à une baisse des dividendes dans une fourchette comprise entre 250 et 276 millions d'euros.

On observe alors une hausse de γ_k entre 2017 et 2018, ce qui est conforme avec l'hypothèse que la réforme du PFU aurait permis aux contribuables ayant subi la disparition du PFL de 2013 de retrouver leurs dividendes perdus. Néanmoins, les ordres de grandeurs ne sont pas les mêmes comme on peut le voir sur la figure 6. Entre 2017 et 2018, la hausse des dividendes serait comprise entre 49 et 54 millions d'euros, ce qui

25. 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.

26. car $-55,9\% \simeq \exp(-0,819) - 1$ et $-50,6\% \simeq \exp(-0,705) - 1$.

27. = 127 293 € \times 3 880.

	γ_k	Student	p value	Intervalle de confiance à 99%	
2008	-0,014	-0,65	51,5%	-0,071	0,042
2009	-0,069	-3,11	0,2%	-0,125	-0,012
2010	-0,004	-0,18	85,8%	-0,061	0,053
2012	-0,034	-1,54	12,5%	-0,091	0,023
2013	-0,762	-34,48	<0.01%	-0,819	-0,705
2014	-0,756	-34,21	<0.01%	-0,813	-0,699
2015	-0,828	-37,48	<0,01%	-0,885	-0,771
2016	-0,793	-35,89	<0,01%	-0,850	-0,736
2017	-1,004	-45,45	<0,01%	-1,061	-0,947
2018	-0,752	-34,03	<0,01%	-0,809	-0,695
2019	-0,906	-41,02	<0,01%	-0,963	-0,849

Tableau 4 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les dividendes, appliquée à l'échantillon $y_{2div,t} > 0$

reste bien inférieure à la baisse des dividendes entre 2011 et 2013. Surtout, il semble que ce soient les dividendes en 2017 qui soient anormalement bas. De même, si les dividendes remontent en 2018, ils redescendent en 2019, comme si l'effet causal du PFU sur les contribuables ayant subi la mise au barème des dividendes en 2013 avait été purement transitoire.

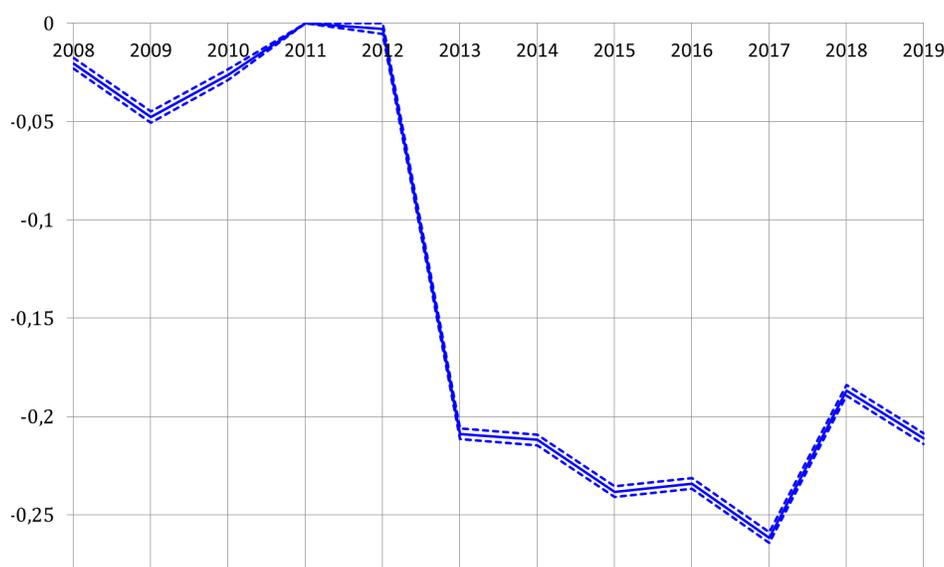


FIGURE 7 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur $\log(y_{15,2011} + y_{2div,t})$, appliquée à l'échantillon $y_{15,2011} + y_{2div,t} > 0$.

Cette première régression utilise un panel cylindré de contribuables déclarant chaque année des dividendes positifs. Une telle restriction nous permet de nous focaliser sur les réponses des dividendes le long de la marge *intensive*, mais exclut les réponses

consistant à arrêter de recevoir des dividendes ou recevoir à nouveau des dividendes, i.e. les réponses le long de la marge extensive.

Intégrer ces réponses le long de la marge extensive pose une difficulté liée à la non définition du logarithme en zéro. Pour contourner ce problème, nous avons choisi d'étudier les réponses d'un agrégat de revenu qui coïncide en 2011 avec la somme des dividendes y_{2div} et la somme des revenus d'activité et de transferts y_{15} . Néanmoins, pour que les évolutions de cet agrégat ne soient induites que par les variations des dividendes, nous fixons les revenus d'activité et de transferts à leurs valeurs de 2011. C'est donc le logarithme de $y_{15,2011} + y_{2div,t}$ qui apparaît comme variable dépendante à gauche de l'équation (10) dans la figure 7 et dans le tableau 5.

	γ_k	Student	p value	Intervalle de confiance à 99%	
2008	-0,020	-19,25	<0.01%	-0,023	-0,018
2009	-0,048	-44,86	<0.01%	-0,050	-0,045
2010	-0,026	-24,64	<0.01%	-0,029	-0,023
2012	-0,003	-2,67	0,77%	-0,006	-0,000
2013	-0,209	-196,47	<0.01%	-0,211	-0,206
2014	-0,212	-199,44	<0.01%	-0,215	-0,209
2015	-0,238	-224,20	<0,01%	-0,241	-0,235
2016	-0,234	-220,32	<0,01%	-0,237	-0,231
2017	-0,262	-246,15	<0,01%	-0,264	-0,259
2018	-0,187	-175,73	<0,01%	-0,189	-0,184
2019	-0,211	-198,85	<0,01%	-0,214	-0,209

Tableau 5 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les $y_{15,2011} + y_{2div,t} > 0$, appliquée à l'échantillon $y_{15,2011} + y_{2div,t} > 0$

Les résultats sont qualitativement similaires : ils suggèrent une forte baisse causale des dividendes suite à la fin du PFL à partir de 2013 et une légère remontée des dividendes entre 2017 et 2018 suite à la mise en place du PFU. Les ordres de grandeurs sont toutefois différents. Appliquée aux 668 millions d'euros de dividendes reçu par le groupe traité en 2011 (cf. partie inférieure du tableau 3), la baisse des dividendes en 2013 serait dans une fourchette comprise entre 124 et 127 millions d'euros²⁸, alors que la hausse des dividendes entre 2017 et 2018 serait autour de 40 millions²⁹.

Que les ordres de grandeurs de variations des dividendes soient plus faibles malgré la prise en compte de la marge extensive peut s'expliquer par le fait qu'il y aurait

28. Car $124\,411\,563 \simeq (\exp(-0,206) - 1) \times 668\,075\,200 \text{ €}$ et $127\,377\,284 \simeq (\exp(-0,212) - 1) \times 668\,075\,200 \text{ €}$

29. $39\,972\,032 \text{ €} \simeq (\exp(-0,187) - \exp(-0,262)) \times 668\,075\,200$

une très forte hétérogénéité dans l'intensité avec laquelle les contribuables du groupe traités puissent être impactés par les réformes. Aussi, en changeant la taille de l'échantillon, on changerait la composition du groupe traité et donc l'évaluation de la variation de dividendes qui serait due aux réformes fiscales. Ces changements de composition de l'échantillon en présence d'effets très hétérogènes seraient alors tellement importants qu'il aboutiraient à une baisse de l'ampleur des effets des réformes sur les dividendes nonobstant la réintroduction de la marge extensive.

On peut également rapprocher les résultats que nous obtenons ici avec ceux que nous avons produit dans le rapport intermédiaire. En effet, dans [Lefebvre et al. \(2020\)](#), nous évaluons la baisse des dividendes qui aurait été induite par la mise au barème des dividendes après 2012 à un montant compris entre 3,8 et 5,6 milliards d'euros alors que nous évaluons dorénavant cette baisse à un montant compris entre 125 et 275 millions d'euros. Deux arguments permettent de mieux comprendre cette différence. Premièrement, l'effet causal de la réduction des dividendes était évalué à 70% des dividendes dans [Lefebvre et al. \(2020\)](#), alors que nous ne l'évaluons qu'à une fourchette de 50-56% dans la figure 6 et le tableau 4. Cette différence peut s'expliquer par le fait que dans [Lefebvre et al. \(2020\)](#), nous travaillions sur un panel cylindré plus restreint en terme de population puisque nous ne retenions que les contribuables se situant dans la tranche à 41% entre 2008 et 2011, alors que nous n'avons pas recours à ce genre de restriction dans ce panel. Il est donc plausible que dans l'échantillon utilisé dans [Lefebvre et al. \(2020\)](#), les contribuables du groupe traité soient en moyenne plus réactifs que dans le groupe traité correspondant aux estimations décrites dans la figure 6 et le tableau 4. Deuxièmement et surtout, cette variation de dividendes n'est pas du tout appliquée aux mêmes volumes de dividendes. Dans [Lefebvre et al. \(2020\)](#), nous avons appliqué la baisse de 70% des dividendes d'une part à 8 milliards de dividendes déclarés au PFL en 2011; et d'autre part au 4,1 milliards de dividendes déclarés au PFL par les seuls contribuables de la tranche à 41%. Au contraire, dans ce rapport, nous n'appliquons les 50% de réduction des dividendes qu'aux 493 millions de dividendes reçus par les contribuables du groupe traité en 2011.

Tout ceci invite à la plus grande prudence quant à l'évaluation du volume des dividendes qui aurait disparu ou apparu suites aux réformes de 2013 et 2018.

Les réponses des revenus d'activité

Un mécanisme *a priori* plausible susceptible d'expliquer les réactions comportementales importantes des dividendes résiderait dans les décisions de redénomination des revenus (*income shifting*) des contribuables, notamment pour les contribuables qui exercent comme travailleurs indépendants, et en particulier pour les dirigeants d'entreprises. 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 redénomination des revenus ont notamment été mis en évidence empiriquement en Israël (Romanov, 2006), en Norvège (Alstadsæter and Wangen, 2010), en Finlande (Pirttilä and Selin, 2011, Harju and Matikka, 2016), en Suède (Edmark and Gordon, 2013, Alstadsæter and Jacob, 2016) ou au Royaume-Uni (Tazhitdinova, 2020). 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 baisse des revenus d'activité en réaction à la mise en place du PFU. 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.

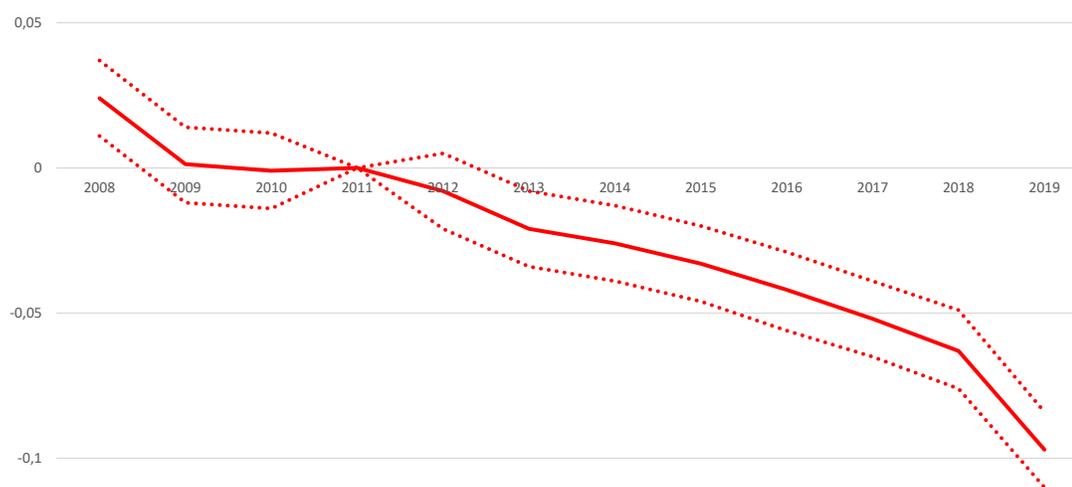


FIGURE 8 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les revenus d'activité et de transferts $y_{15,t}$, appliquée à l'échantillon $y_{2div,t} > 0$

La courbe rouge de la figure 8 retrace l'estimation des coefficients γ_k lorsque l'on estime l'équation (10) sur les revenus d'activité et de transferts. L'hypothèse de tendance

commune est rejetée en 2008 mais est vérifiée en 2009 et 2010. L'évolution des revenus d'activité et de transferts dans les groupes de contrôle et de traitement se mettent alors à diverger à partir de 2013. En particulier, les contribuables du groupe traité subissent une évolution plus défavorable de leurs revenus d'activité et de transferts par rapport à l'évolution des contribuables du groupe de contrôle. Une telle divergence infirme l'explication selon laquelle la chute des dividendes induite par la mise au barème des dividendes s'expliquerait par des comportements de redénomination des revenus financiers en dividendes. Au contraire, il nous semble plausible que l'alourdissement de la fiscalité du capital réduise les incitations à acquérir des revenus d'activité pour les épargner et les consommer plus tard.

Par ailleurs, on constate une aggravation de la dégradation des revenus d'activité et de transfert des contribuables du groupe traité par rapport à ceux du groupe de contrôle entre 2018 et 2019. Comme cette accélération fait suite à l'allègement de la fiscalité sur le capital induite par le PFU, l'explication par la redénomination des revenus est celle qui vient naturellement à l'esprit. Néanmoins, cette explication interroge. En effet, c'est entre 2018 et 2019 seulement que l'on observe l'accélération de la dégradation des revenus d'activité des contribuables du groupe traité, alors que, d'après les figures 6 et 7, le PFU aurait entraîné une hausse causale des dividendes dès 2017-2018, cette hausse causale étant atténuée entre 2018 et 2019.

V.3 Sous populations

Nous sommes également amené dans cette section à considérer des sous-populations de ce panel cylindré sur 2008-2019.

Salariés dirigeants Depuis 2018, les cases 1GB/1JB de la déclaration fiscale nous permettent d'identifier les foyers dont au moins un des déclarant est salarié dirigeant d'une entreprise. Nous dénombrons 92 294 foyers ayant rempli ces cases en 2018 dans notre population. Cette population est étudiée plus spécifiquement car les salariés dirigeants peuvent avoir un contrôle sur le versement des dividendes de leur propre société. De ce fait, ce sont des contribuables pour lesquels les opportunités de redénomination des revenus pour raisons fiscales semblent les plus importantes. Le tableau 6 présente les statistiques descriptive de cette population. Dans l'ensemble et

en moyenne cette population est constituée de foyers qui perçoivent des revenus du travail et du capital plus élevés que la moyenne de la population totale.

	y_{15}	y_2	$y_{2div,2011}$	N
Échantillon avec $y_{2div,t} > 0$				
Groupe traité	179 635	203 380	196 181	721
Groupe de contrôle	71 764	17 180	15 578	91 573
Échantillon total	72 606	18 634	16 988	92 294

Tableau 6 – Moyennes des agrégats étudiés sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011 dans la sous population des salariés dirigeants

Indépendants 17,58% des foyers déclarant recevoir des dividendes sur toute la période étudiée ont perçu sur la période des revenus d'activité non salariée (voir partie [IV.2](#) pour le détail de la définition des indépendant pris en compte). Le tableau [7](#) présente les statistiques descriptive de cette population. Comme la sous population des dirigeants salariés, la sous population des indépendants est constituée de foyers percevant en moyenne plus de revenus du capital et du travail que la moyenne des revenus de la population totale. Cet écart est cependant moins important comparativement à la sous population des salariés dirigeants.

	y_{15}	y_2	$y_{2div,2011}$	N
Échantillon avec $y_{2div,t} > 0$				
Groupe traité	167 927	149 325	140 601	1 165
Groupe de contrôle	58 376	4 138	2 828	572 344
Échantillon total	58 598	4 433	3 108	573 509

Tableau 7 – Moyennes des agrégats étudiés sur le groupe de traitement et le groupe de contrôle en 2011 dans la sous population des indépendants

Les salariés dirigeants

Les réponses des revenus du capital. La figure [9](#) présente les résultats sur la population des dirigeants d'entreprises. Comme le montre le tableau [6](#), cette population est moins nombreuse avec seulement 721 foyers dans le groupe traité. Aussi, les intervalles de confiance sont plus larges, mais l'hypothèse de tendance commune entre les groupes de contrôle et de traitement est vérifiée avant la mise au barème des dividendes entre 2008 et 2012. La mise au barème a entraîné une baisse causale des di-

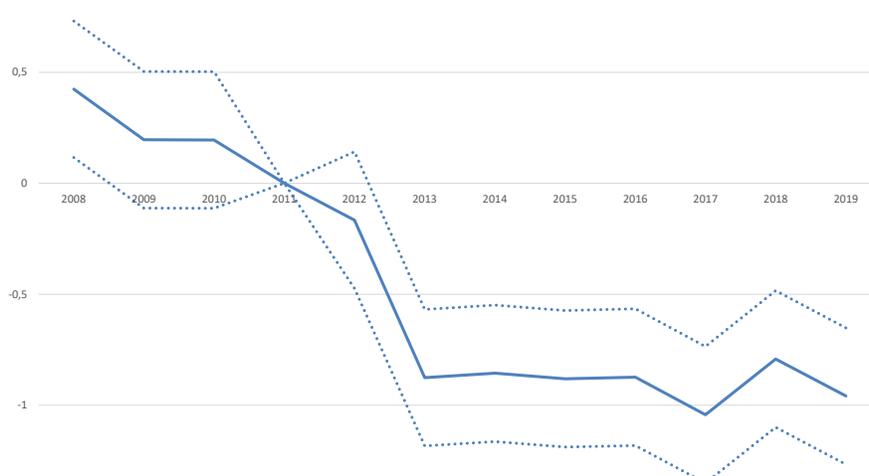


FIGURE 9 – Résultats de la régression de $\log(y_{2div,t})$ sur la population des salariés dirigeants ayant des dividendes positifs.

videndes déclarés comprise entre $-69,39\%$ et $-43,39\%$ ³⁰. Si on applique cette baisse à la somme des dividendes déclarés par le groupe traité en 2011, soit 141 446 501€³¹, on estime que la suppression du PFL aurait entraîné une diminution des dividendes déclarés par les dirigeants salariés de notre échantillon comprise entre 61 et 98 millions d’euros.

Suite à la mise en place du PFU, les salariés dirigeants du groupe traité ont déclarés plus de dividendes en 2018 qu’en 2017 comparativement au groupe de contrôle. On estime cette hausse entre 19,5 et 10,5 millions d’euros³². À nouveau, comme sur la population totale, les réponses des contribuables touchés par la suppression du PFL suite à la mise en place du PFU ne permettent pas de retrouver le niveau de dividendes déclarés en 2011.

Nous avons également étudié les réponses des revenus du capital de la population complémentaire : la population constituée uniquement des foyers ne comprenant aucun salarié dirigeant. La figure 10 présente les résultats de cette estimation. L’allure de la courbe est similaires à celle des courbes représentées par les figures 6 et 9, sur la population totale et la population des dirigeants. On note cependant que les γ_k sont un peu plus faibles sur cette population. Les résultats identifiés sur la population totale ne peuvent donc pas s’expliquer exclusivement par les réponses comportementales

30. $-69,39\% \simeq \exp(-1,184) - 1$ et $-43,39\% \simeq \exp(-0,569) - 1$

31. $196\,181 * 721 = 141\,446\,501$

32. $19\,418\,767 \simeq ((\exp(-0,484) - 1) \times 141\,446\,501) - ((\exp(-0,736) - 1) \times 141\,446\,501)$ et $13\,000 \simeq ((\exp(-1,1) - 1) \times 141\,446\,501) - ((\exp(-1,351) - 1) \times 141\,446\,501)$

des salariés dirigeants.



FIGURE 10 – Résultats de la régression de $\log(y_{2div,t})$ sur la population des foyers composée d'aucun dirigeant salarié ayant des dividendes positifs.

Les réponses des revenus du travail. Les salariés dirigeants d'entreprise peuvent avoir un contrôle sur le versement des dividendes de leur entreprise mais également sur leur propre salaire. C'est pourquoi il est intéressant de regarder plus particulièrement leurs réponses en terme de déclaration des revenus du travail. La figure 11 présente les résultats de cette estimation. Ces résultats diffèrent légèrement de ceux de l'estimation réalisée sur la population totale. L'hypothèse de tendance commune entre le contrôle et le groupe traité est rejetée en 2008 mais vérifiée en 2009 et 2010. L'évolution des revenus d'activité et de transferts dans les groupes de contrôle et de traitement ne diverge pas de façon significative avant 2019. La population des dirigeants salariés n'aurait donc pas réagi à la mise au barème des dividendes mais à la mise en place du PFU. On ne peut cependant pas encore décrire ce comportement comme de la redétermination des revenus d'activité en dividendes car cette même population a déclaré moins de dividendes en 2019 qu'en 2018. À ce stade on constate simplement que cette population a déclaré à la fois moins de dividendes et moins de revenus d'activité en 2019 qu'en 2018 suite à la mise en place du PFU.

Les indépendants

Les réponses des revenus du capital. Les indépendants constituent une sous population ayant la possibilité d'agir directement sur le versement de dividendes de leur

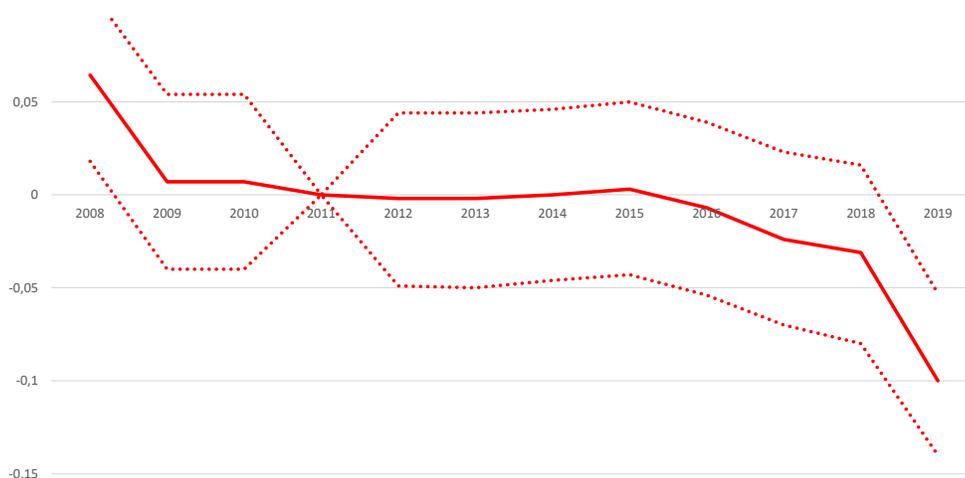


FIGURE 11 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les revenus d'activité et de transferts $y_{15,t}$, appliquée à l'échantillon $y_{2div,t} > 0$ pour la sous population des dirigeants

propre entreprise. Les résultats de la régression de $\log(y_{2div,t})$ sur cette sous population sont représentés par la figure 12. L'hypothèse de tendance commune est vérifiée dès 2008. La baisse causale des dividendes suite à la mise au barème des dividendes est plus forte que celle estimée sur les autres populations. Nos estimations correspondent à une baisse des dividendes entre 2012 et 2013 comprise entre $-67,07\%$ et $-57,68\%$ ³³. C'est la population qui a connu la plus forte baisse en pourcentage. Si on applique cette baisse aux 163 800 165 € de dividendes déclarés par le groupe traité en 2011 cela correspond à une baisse des dividendes déclarés comprise entre 110 et 95 millions d'euros³⁴. On observe qu'à la suite de la mise en place du PFU la baisse des dividendes déclarés par le groupe de traitement diminue et les contribuables traités déclarent d'avantage de dividendes. On estime que les contribuables du groupe traités ont déclarés entre 13 et 17 millions d'euros supplémentaires³⁵. La mise en place du PFU aurait permis de retrouver 15% de la baisse des dividendes induite par leur mise au barème chez les indépendants. Comme sur la population totale, cette légère hausse des dividendes déclarées ne persiste pas en 2019 chez les indépendants.

33. car $-67,07\% \simeq \exp(-1,111) - 1$ et $-57,68\% \simeq \exp(-0,859) - 1$.

34. $1\,165 \times 140\,601 = 163\,800\,165$

35. $16\,798\,276 \simeq ((\exp(-0,778) - 1) \times 163\,800\,165) - ((\exp(-1,031) - 1) \times 163\,800\,165)$ et $13\,069\,435 \simeq ((\exp(-1,029) - 1) \times 163\,800\,165) - ((\exp(-1,282) - 1) \times 163\,800\,165)$

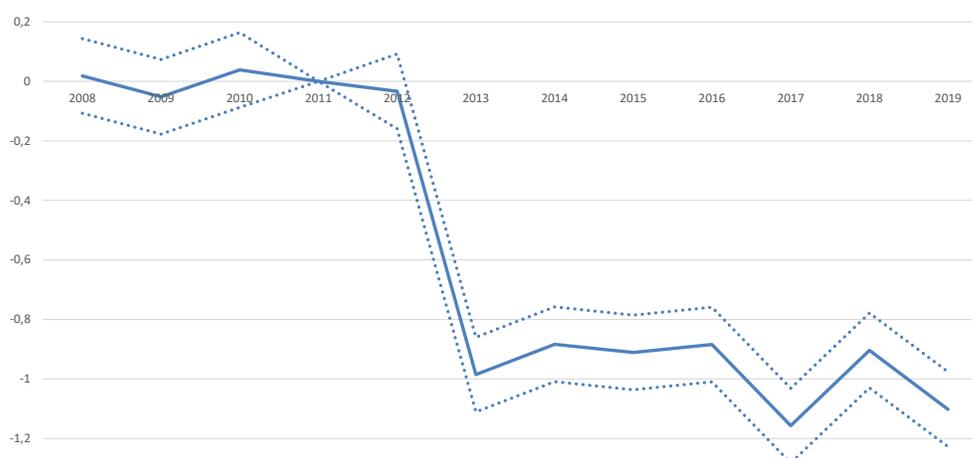


FIGURE 12 – Résultats de la régression de $\log(y_{2div,t})$ sur la population des indépendants ayant des dividendes positifs.

Les réponses des revenus du travail. Les indépendants ont la latitude de choisir la dénomination de leurs revenus. C'est pourquoi nous examinons leurs réponses en terme de revenus d'activités non salariées (BIC, BNC et revenus agricoles). La figure 13 représente les résultats de l'estimation de l'équation 10 sur les revenus $y_{5Pro,t}$ des indépendants. L'hypothèse de tendance commune est vérifiée avant la suppression du PFL. Jusqu'en 2018 les groupes de contrôle et de traitement ne connaissent pas de divergence statistiquement significative dans l'évolution de leurs revenus d'activité. En 2019 le groupe de traitement voit ses revenus d'activités déclarés diminuer de 12% comparativement au groupe de contrôle³⁶. Les indépendants qui utilisaient le PFL avant sa suppression ont donc réagit à la mise en place du PFU en 2018 en diminuant leurs revenus d'activité. Encore une fois, comme pour les salariés dirigeants on ne peut pas parler de redénomination des revenus face à ces résultats dans la mesure où entre 2018 et 2019 les dividendes déclarés par les indépendants du groupe traité ont également diminué.

VI Approche par option pour le barème ou le PFU

VI.1 Le champ d'étude

Dans cette section nous souhaitons identifier les effets « quasi causaux » de la mise en place du PFU selon que les revenus financiers de 2018 soient déclarés au barème ou

36. car $-12,00\% \simeq \exp(-0,128) - 1$

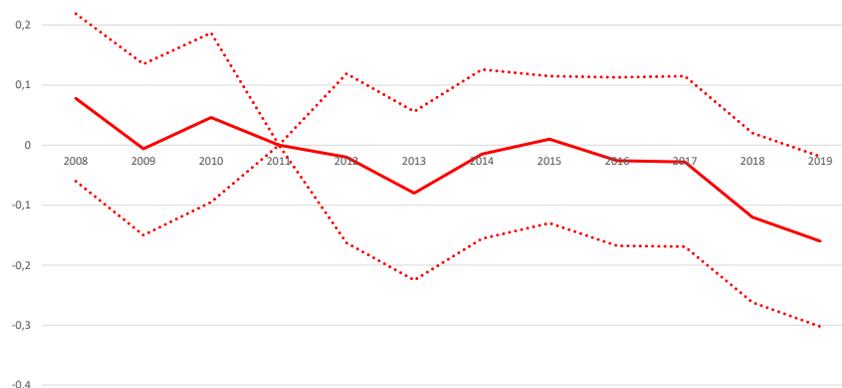


FIGURE 13 – Estimation des coefficients γ_k de l'équation (10) sur les revenus provenant d'activités non salariés $y_{5Pro,t}$, appliquée à l'échantillon $y_{2div,t} > 0$ pour la sous population des indépendants

au PFU. Pour ce faire, nous travaillons sur un panel cylindré décrivant les évolutions de revenu des ménages entre 2014 et 2019. Comme expliqué dans la section II.3, le PFU n'est que l'option par défaut à partir de 2018 et les contribuables peuvent continuer à exiger l'imposition de l'ensemble de leur revenu financier au barème. A priori, les foyers fiscaux qui se trouvent dans les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu ont plutôt intérêt à déclarer leurs revenus financiers de 2018 au PFU. En effet un foyer fiscal se trouvant dans la tranche à 45% aurait un taux marginal d'imposition sur ses dividendes de 40,2% en cas de déclaration au barème alors qu'il pourrait bénéficier d'un taux marginal de 30% en choisissant le PFU. Néanmoins, nous remarquons que parmi les près de 200 000 foyers de notre panel qui se trouvaient dans les tranches à 41% et 45% en 2018, environ 9 000 ont fait le choix d'imposer leurs revenus financiers au barème. Puisque le PFU est l'option par défaut, cette imposition au barème fait suite à une démarche volontaire du foyer fiscal et ne devrait donc pas correspondre à une erreur. Notre hypothèse principale pour expliquer ce choix de l'imposition au barème est que le recours au PFU ne donne pas droit aux abattements pour durée de détention en cas de plus-value mobilière, contrairement à l'imposition au barème (voir II.3 pour plus de détail).

Pour tester cette hypothèse, nous reportons dans le tableau 8 la proportions de foyers avec un taux marginal de 41% ou 45% en 2018 déclarant des plus-values, selon qu'ils aient fait le choix du barème ou du PFU. Nous distinguons les plus-values

de droit commun, des « plus-values avec abattement renforcés » qui peuvent donner droit à des abattement pour durée de détention renforcé. Ainsi, alors que près de 43% des foyers optant pour le barème ont réalisé des plus-values de droit commun en 2018, seuls 3,8% de ceux choisissant le PFU ont déclaré de telles plus-values. De même, plus de 15% des foyers ayant choisi le barème ont réalisé des plus-values avec abattement renforcé alors qu'ils n'étaient que 0,12% parmi ceux choisissant le PFU. Notons enfin que selon le tableau 8, 55% des foyers des tranches supérieures qui ont choisi le barème ont réalisé des plus-values. La coïncidence entre choix du barème et réalisation de plus-value est encore plus frappante lorsque nous étudions l'évolution des plus-values entre 2014 et 2019. En effet, le graphique 14 (voir également le tableau 10) illustre les évolutions moyennes des plus-values selon que le foyer opte pour le barème ou le PFU en 2018. On remarque ainsi que les foyers qui choisissent le barème connaissent une hausse très importante de leurs plus-values en 2018, contrairement à ceux qui optent pour le PFU.

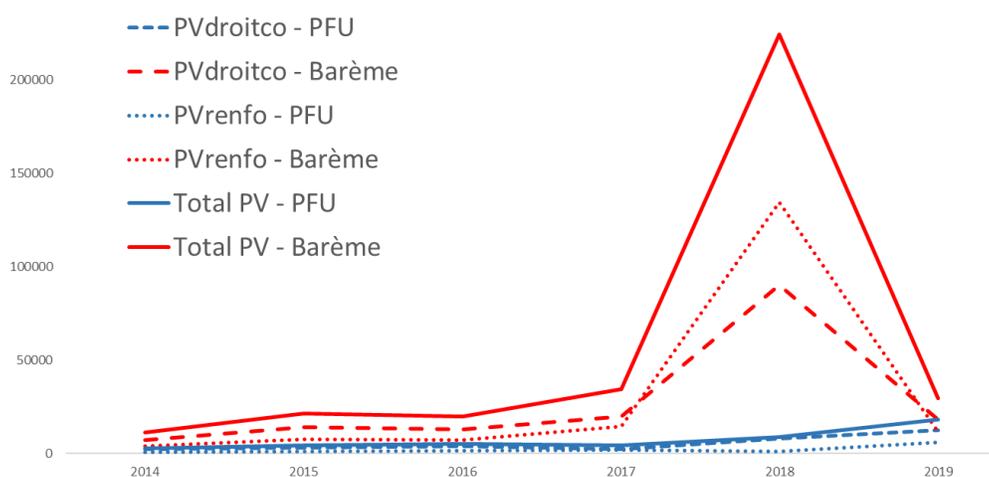


FIGURE 14 – Évolution moyenne des plus-values de droit commun, des plus-values avec abattement renforcé et du total selon que le foyer opte en 2018 pour le barème (en rouge) ou pour le PFU (en bleu).

Enfin, afin de confirmer cette hypothèse d'un choix du barème au sein des tranches supérieures guidé par la réalisation de plus-values, nous calculons le ratio entre plus-values déclarées et l'ensemble des revenus financiers selon que le foyer opte pour le PFU ou le barème. Les résultats résumés dans le tableau 9 illustre cette prépondérance des plus-values chez les foyers choisissant une imposition au barème. En effet, alors qu'elle ne représente que 3% des revenus financiers des foyers choisissant le PFU, les

	N	Plus-value de droit commun	Plus-value avec abattement renforcé	Total Plus-value
PFU	190 013	3,80%	0,1%	3,89%
Barème	9 024	42,92%	15,3%	55,55%
Total	199 037	5,57 %	0,8%	6,23%

Tableau 8 – Proportion de foyers fiscaux déclarant en 2018 des plus-values, de droit commun ou avec abattement pour durée de détention renforcé, selon le choix du PFU ou du Barème. Population TMI \geq 41% en 2018, panel cylindré 2014-2019.

plus-values représentent près de 47% des revenus financiers des foyers optant pour le barème.

	Total Plus-value	Plus-value de droit commun	Plus-value avec abattement renforcé
PFU	3,1%	2,89%	0,11%
Barème	46,95%	33,44%	13,52%

Tableau 9 – Moyenne du ratio entre plus-value et ensemble des revenus financiers, selon le choix du PFU ou du Barème. Population TMI \geq 41% en 2018, panel cylindré 2014-2019.

	2017	2018
PFU	4 119 €	8 768 €
Barème	34 300	224 738

Tableau 10 – Plus-values moyennes en 2017 et 2018, selon le choix du PFU ou du Barème. Population TMI \geq 41% en 2018, panel cylindré 2014-2019.

Il est donc plausible que le choix de l'imposition au barème pour les foyers des tranches supérieures soit, au moins en partie, motivé par la réalisation d'importantes plus-values. Comme détaillé dans la section III, ce choix du barème reposerait donc sur une variable exogène, inobservable avant la réforme, qui serait l'existence de plus-values latentes. Cette variable inobservée serait distribuée de manière hétérogène au sein de la population des tranches supérieures et aurait donc pu constituer un indice d'exposition à la réforme du PFU : ceux qui ont des opportunités de plus-values importantes seraient moins concernés par la création du PFU, et pourraient donc constituer un groupe de contrôle, tandis que ceux qui ne disposeraient pas de telles opportunités seraient plus exposés au PFU et constitueraient donc le groupe traité. Dans cette optique, le choix du barème ou du PFU en 2018, qui est *endogène*, révélerait l'existence ou non de plus-value latentes, variable qui, elle, serait indépendante de la réforme.

Les contribuables qui en 2017 se trouvaient dans les tranches à 41% ou 45%, et qui en 2018 ont fait le choix du PFU, révélant ainsi l'absence d'opportunité de plus-values importantes, constituent donc notre groupe traité tandis que ceux qui ont fait le choix du barème, révélant ainsi l'existence d'opportunité de plus-value importantes, constituent notre groupe de contrôle (voir aussi section III.2).

Notre objectif est donc de quantifier l'impact « quasi causal » qu'aurait pu avoir la création du PFU au sein de contribuable a priori particulièrement touché par la réforme, à savoir les foyers avec un taux marginal d'imposition à 41% ou 45% qui ont effectivement eu recours au PFU. Contrairement à l'exercice réalisé dans la Section V, nous ne cherchons pas à déterminer si des dividendes thésaurisés ont pu être à nouveau déclarés suite à la réforme du PFU. Pour cet exercice, il convenait d'intégrer des foyers fiscaux qui ont momentanément arrêté de se verser des dividendes entre 2014 et 2019. La possibilité pour la variable d'intérêt de prendre des valeurs nulles posait alors une difficulté lors de l'estimation de l'équation (5). Ces populations qui cessent temporairement de se verser des dividendes ne constituent pas l'objet de notre approche par option pour le barème ou le PFU. Nous sélectionnons donc des foyers fiscaux dans les tranches supérieures en 2017 et qui ont déclaré chaque année des dividendes entre 2014 et 2019. C'est sur cet échantillon de 89 457 foyers fiscaux que nous estimons l'équation (5) avec pour dernière année avant la réforme $t_0 = 2017$ et pour première année d'observation $t_{00} = 2014$.

Le tableau 11 donne un aperçu des caractéristiques de notre groupe traité et de notre groupe de contrôle. Les deux groupes déclarent en moyenne en 2017 environ 27 000 euros de dividendes et sont donc très similaires à la veille de l'instauration du PFU. Le groupe traité déclare en moyenne des revenus d'activité de 184 721 euros, ce qui est légèrement supérieur à la moyenne dans le groupe de contrôle qui n'est que de 143 908 euros. Ces différences apparaissent cependant négligeables, ce qui n'est pas surprenant puisque les foyers du groupe de contrôle comme du groupe traité appartiennent aux tranches supérieures de l'impôt sur le revenu en 2017. Le contraste en termes d'âge entre les deux groupes est plus marqué, puisque le groupe de contrôle est sensiblement plus âgé que le groupe traité. Si notre hypothèse d'un recours au barème motivé essentiellement par la déclaration de plus-value est vérifiée, il est dans ce cas possible que notre groupe de contrôle inclut des foyers préparant leur départ à la

retraite en vendant par exemple leurs parts dans une société.

	Statistiques Descriptives			
	N	y_{2div}	y_{15}	Âge
Traitement (PFU)	83 270	26 678	184 721	56,2
Contrôle (Barème)	6 187	27 397	143 908	60,7
Total	89 457	26 728	181 898	56,5

Tableau 11 – Moyennes en 2017 des dividendes, des revenus d'activité et de l'âge par groupe - Population déclarant des dividendes chaque année

En plus d'étudier l'impact « quasi causal » de la réforme sur les dividendes déclarés à l'IR, nous proposons une estimation des réponses des revenus d'activité des foyers des tranches supérieures de l'IR. Pour ce faire, nous sélectionnons au sein des quelques 200 000 foyers présents dans notre panel et qui appartiennent aux tranches à 41% et 45% en 2017, tous les ménages déclarant chaque année des revenus d'activité entre 2014 et 2019. Des statistiques descriptives de ces 198 283 ménages sont présentées dans le tableau 12. Nous retrouvons le même contraste en termes d'âge entre les deux groupes, bien que moins prononcé que sur notre population déclarant des dividendes chaque année. Nous noterons en revanche qu'ici, le groupe de contrôle déclare plus de dividendes en moyenne en 2017 que le groupe traité, avec un écart de près de 10 000 euros.

	Statistiques Descriptives			
	N	y_{2div}	y_{15}	Âge
Traitement (PFU)	188 921	14 847	183 617	56,3
Contrôle (Barème)	9 362	23 295	155 250	59,8
Total	198 283	15 246	182 278	56,5

Tableau 12 – Moyennes en 2017 des dividendes, des revenus d'activité et de l'âge par groupe - Population déclarant des revenus d'activité chaque année

VI.2 Résultats

Résultat sur les dividendes

Si les ménages qui utilisent le PFU sont restés dans les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu en 2018, leur taux marginal d'imposition sur les dividendes a pu baisser de 10 points entre 2017 et 2018 (cf Tableau 1). Il est donc attendu que ces ménages connaissent une augmentation de leurs dividendes déclarés, en réponse à

cette baisse significative du taux marginal d'imposition. En revanche, pour les ménages qui choisissent une imposition des revenus financiers au barème en 2018, l'instauration du PFU n'a rien changé au taux marginal appliqué à leurs dividendes. Les dividendes déclarés ne devraient donc pas être impactés par la réforme de 2018.

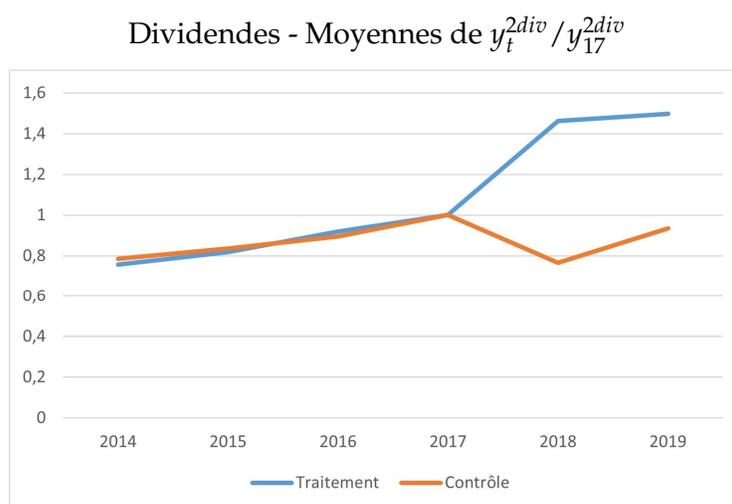


FIGURE 15 – Évolution moyenne des dividendes, normalisé en 2017

Les évolutions des dividendes déclarés dans les deux groupes sont décrites par le graphique 15. Chaque année, nous présentons les moyennes des dividendes normalisées en 2017, pour le groupe traité et le groupe de contrôle. Nous remarquons tout d'abord que ces évolutions moyennes sont très similaires au sein des deux groupes. Notre hypothèse d'identification de l'effet « quasi causal » du PFU, à savoir des dividendes évoluant de manière similaire dans les deux groupes avant la réforme, nous semble donc plausible. Comme attendu théoriquement, les dividendes dans le groupe traité, représentés par la courbe bleue de la figure 15, augmentent considérablement à partir de 2018, avec une hausse de plus de 46% entre 2017 et 2018. Si rien de causal ne peut être établi à ce stade, il apparaît donc que la mise en place du PFU coïncide avec une réponse forte des dividendes déclarés par les ménages des tranches supérieures qui ont effectivement eu recours au PFU. En revanche, les dividendes dans le groupe de contrôle, représentés par la courbe orange, connaissent non pas une augmentation mais une baisse entre 2017 et 2018, avant de repartir à la hausse en 2019.

Pour estimer l'effet « quasi causal » de la réforme du PFU sur les dividendes déclarés, nous estimons l'équation (10) en prenant pour variable d'intérêt les dividendes

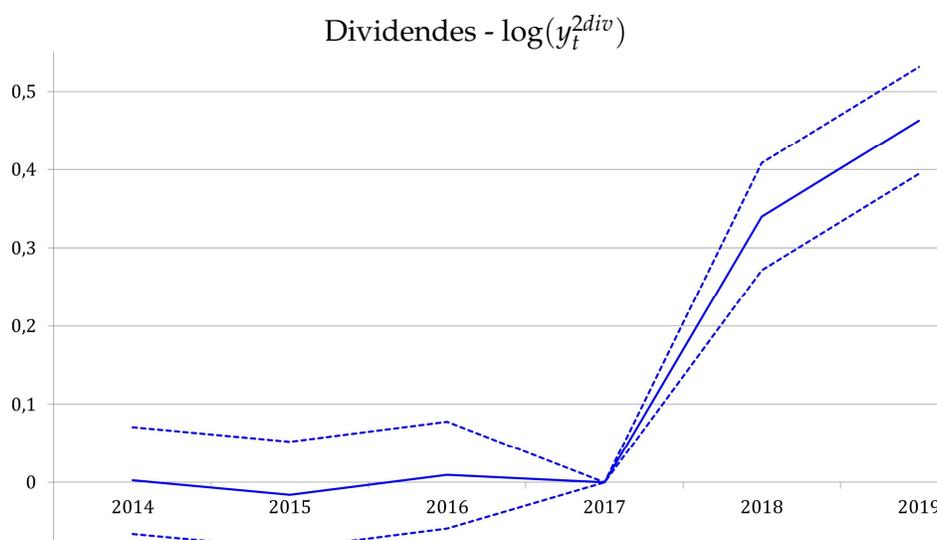


FIGURE 16 – Résultats de l’estimation des coefficients $\tilde{\gamma}_k$ de l’équation (10) Intervalles de confiance à 99%

de l’année t . Les résultats de cette estimation sont illustrés graphiquement par la figure 16, où nous représentons les coefficients γ_k et leurs intervalles de confiance à 99%. Ces coefficients ne sont pas statistiquement significatifs entre 2014 et 2017, l’hypothèse de tendance commune est donc particulièrement plausible. En revanche, les coefficients β_{2018} et β_{2019} sont statistiquement significatifs et relativement importants. En effet, notre estimation induirait une augmentation quasi causale des dividendes déclarés en 2018 de l’ordre de 40%.³⁷ Cela représenterait donc une hausse des dividendes dans le groupe traité de l’ordre de 900 millions d’euros.³⁸

Résultat sur les revenus d’activité

Les réformes de la fiscalité du capital peuvent avoir des impacts sur les revenus d’activité, par effet substitution ou effet richesse. En particulier une baisse de la fiscalité du capital, comme celle induite par le PFU peut donner lieu à des comportements de redénomination des revenus, ou *income shifting*. Ainsi les foyers fiscaux se trouvant dans les tranches supérieures de l’impôt sur le revenu seraient incités, lorsqu’ils en ont la possibilité, à se rémunérer via des dividendes imposés au PFU plutôt que via des salaires, imposés au barème. Il convient donc d’établir si la hausse de l’ordre de 40% des dividendes en 2018 que nous attribuons au PFU résultent, au moins en partie,

37. $\exp(0,34) - 1 \approx 0,4$

38. $\approx 0.40 \times 26\,678 \times 83\,270$, les deux chiffres étant issus de la ligne PFU du Tableau 11.

de comportement de redénomination des revenus qui se traduirait par une baisse des revenus d'activité. Pour ce faire, nous étudions l'évolution des revenus d'activité des foyers dans les tranches supérieures en 2017, selon qu'ils utilisent ou non le PFU en 2018. Une baisse des revenus d'activité au sein de notre groupe traité à partir de 2018 pourrait ainsi révéler des comportements de redénomination des revenus.

Afin d'identifier d'éventuels comportements de redénomination des revenus, nous représentons sur la figure 17 les évolutions moyennes des revenus d'activité, dans notre groupe traité (courbe bleu) et dans notre groupe de contrôle (courbe orange). Cette analyse préliminaire n'indique a priori pas de baisse des revenus d'activité attribuable à l'instauration du PFU. Au contraire, les foyers concernés par la réforme connaissent une dynamique en termes de revenu d'activité plus favorable par rapport au foyers qui ont choisi le barème. On note ainsi une baisse des revenus d'activité entre 2017 et 2018 dans le groupe de contrôle alors que l'évolution dans le groupe traité est relativement stable. Notons par ailleurs une légère baisse dans les deux groupes entre 2018 et 2019.

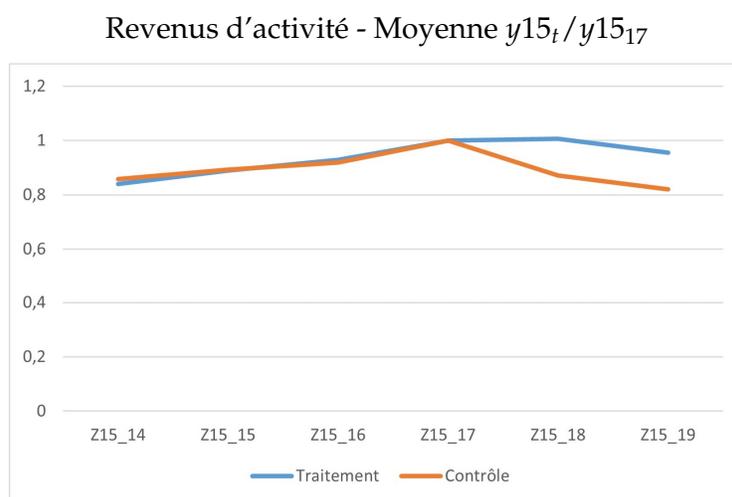


FIGURE 17 – Évolution moyenne des revenus d'activité, normalisé en 2017

Pour confirmer cette dynamique plutôt positive des revenus d'activité suite à l'instauration du PFU, nous estimons tout d'abord l'équation (5) avec les revenus d'activité comme variable d'intérêt. Contrairement à ce que pourrait indiquer la figure 17, les deux groupes connaissent des différences de tendance statistiquement significatives entre 2014 et 2016. Nous affinons donc notre analyse en ajoutant une tendance linéaire

propre au groupe traité et estimons donc également l'équation (7). Les résultats de ces deux estimations sont représentés sur la figure 18. L'hypothèse d'identification apparaît plus robuste après l'ajout d'une tendance linéaire pour le groupe traité mais les effets causaux estimés sont très similaires entre les deux méthodes. Selon ces estimations, le PFU n'aurait pas entraîné de comportement de redénomination des revenus. Au contraire, les revenus d'activité aurait augmenté dans le groupe traité par rapport au groupe de contrôle. Ces résultats indiqueraient une augmentation quasi causale des revenus d'activité d'environ 17%. Appliquée au 188 291 contribuables du groupe traité, dont les revenus d'activité s'élèvent en moyenne à 183 617 d'après le tableau 12, on aboutit à une hausse des revenus d'activité de l'ordre de 5,8 milliards d'euros, ce qui serait considérable.

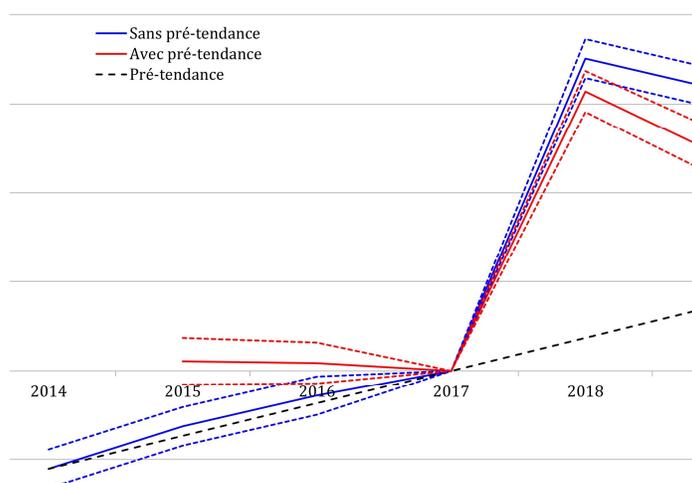


FIGURE 18 – Résultats de l'estimation des coefficients $\hat{\gamma}_k$ de l'équation (5) (courbe bleue) et des coefficients γ_k de l'équation (7) (courbe rouge). Intervalles de confiance à 99%

Plusieurs explications peuvent venir en tête pour comprendre ce résultat. La première serait que la mise en place PFU, en sortant les revenus financiers du calcul des revenus imposables, peut induire certains contribuables à passer dans la tranche d'imposition inférieure. Cette hypothèse est conforme à la figure 5 qui montrait que le montant total de dividendes provenant des contribuables des tranches à 41% et 45% était moins dynamique quand les contribuables étaient classés selon leur taux d'imposition de l'année courante (traits pleins) que selon leur taux d'imposition de l'année 2017 (pointillés), alors que l'on observe le contraire pour les tranches à 14% et 30%. Une deuxième explication possible est inspirée par la lecture du tableau 12 qui indique une

moyenne d'âge de 3 ans plus élevée dans le groupe de contrôle que dans le groupe traité. Il est donc possible qu'une plus grande proportion de contribuables est partie à la retraite dans le groupe de contrôle que dans le groupe traité. Une telle hypothèse présente d'ailleurs le mérite d'être également compatible avec la rupture de tendances à la baisse des revenus d'activité dans le groupe de contrôle qui est documentée dans la figure 17. Ces deux explications demeurent toutefois à ce stade de simples hypothèses.

VII Conclusion

Le présent rapport a pour objectif d'éclairer les conséquences de la mise en place du Prélèvement Forfaitaire Unique (PFU) à partir de 2018 dont la mise en oeuvre a coïncidé avec une augmentation substantielle des dividendes d'un montant proche de 9 milliards. Plus précisément, l'objet de ce rapport était discuter si cette coïncidence entre hausse des dividendes et mise en place du PFU était fortuite ou bien si elle résultait d'un effet causal de la mise en place du PFU via les comportements des contribuables.

Pour ce faire, nous avons eu recours à deux stratégies de double différences comparant les déclarations de revenus de deux groupes de contribuables qui sont différemment impactés par la réforme.

La première stratégie a consisté à comparer les contribuables qui avait eu recours au prélèvement forfaitaire libératoire avant 2012 à un groupe de contribuables qui n'y avait pas eu recours. En effet, nous avons montré (Lefebvre et al., 2020) dans le rapport intermédiaire que la fin du PFL en 2013 avait entraîné une réduction importante des dividendes qui ne s'explique pas par des comportements de redénomination des revenus, et qui induit donc une perte financière importante pour les finances publiques. Ces résultats avaient d'ailleurs également été mis en avant par Bach, Bozio, Fabre, Guillouzouic, Leroy and Malgouyres (2019). Une hypothèse plausible pour expliquer cette réduction des dividendes réside dans des des comportements de thésaurisation des actionnaires qui aurait préféré retardé la perception de leurs dividendes dans l'attente d'une fiscalité plus avantageuse. La mise en place du PFU en 2018 a donc pu être l'occasion pour ces contribuables de liquider ces dividendes thésaurisés. Nos résultats confirment dans une certaine mesure cette hypothèse puisque les contribuables qui utilisaient le PFL avant 2013 ont vu leurs dividendes augmenter plus fortement en

2018. Néanmoins cette hausse apparaît transitoire et d'une ampleur relativement faible par rapport à l'importante chute des dividendes observée suite à la fin du PFL en 2013. Par ailleurs, il semblerait que les contribuables qui utilisaient le PFL connaissent une baisse plus prononcée de leurs revenus d'activité entre 2018 et 2019. Ce phénomène pourrait a priori indiquer des comportements de redénomination des revenus suite au PFU. Nous noterons cependant que cette baisse des revenus d'activité intervient entre 2018 et 2019 et ne coïncide donc pas avec une hausse causale des dividendes observée surtout entre 2017 et 2018.

La deuxième stratégie retenue a comparé les contribuables dont les revenus financiers ont été imposés au PFU à partir de 2018 à ceux qui ont choisi de maintenir l'imposition au barème de leur revenus financiers. Nous avons restreint cette comparaison aux contribuables situés dans les tranches supérieures d'imposition en 2017. Pour ces derniers, le PFU permet une réduction du taux marginal d'imposition de leurs revenus financiers mais leur fait perdre le bénéfice d'abattements substantiels pour durée de détention. Aussi, nous interprétons le choix de l'imposition au barème en 2018 comme la révélation endogène d'une hétérogénéité inobservable en 2017 concernant l'opportunité de réaliser des plus values conséquentes. Néanmoins, cette stratégie reposant sur un choix des contribuables qui est postérieur à la mise en place du PFU, nous n'interprétons les résultats obtenus qu'en termes « quasi-causaux ». Cette approche suggère que le PFU aurait engendré une hausse quasi-causale des dividendes aux alentours de 40%. De plus, cette approche suggère que la mise en place du PFU aurait également entraîné une augmentation quasi causale des revenus d'activité. Ce dernier résultat contredirait les explications de la hausse des dividendes par des comportements de redénomination des revenus.

Les évaluations présentées indiqueraient que la mise en place du PFU aurait entraîné une hausse des dividendes, mais d'une ordre de grandeur beaucoup plus faible que celui visible au niveau macroéconomique (de l'ordre de 8 milliards d'euros). Une explication possible de cette différence résiderait dans le fait que les résultats de ce rapport portent que sur les réponses comportementales des contribuables. Il nous semble en effet tout à fait plausible que la hausse des dividendes après 2018 également avoir été la conséquence de réponses comportementales non pas des actionnaires mais des entreprises. Or, en ayant recours aux déclarations fiscales des seuls contribuables, nous

sommes dans l'incapacité d'infirmier ou d'étayer l'existence de réponses causales des entreprises. Cette limite méthodologique importante explique pourquoi nous pensons que nos résultats doivent être complétés par des résultats sur des données d'entreprises.

Notons enfin que les résultats présentés dans ce rapport concernent uniquement l'effet de la mise en place du PFU sur les dividendes, mais que le PFU a peu avoir un effet également sur les plus-values et les produits de placement à revenus fixes (comme les intérêts) pour lesquels on observe également une hausse en 2018.

Bibliographie

- Alstadsæter, Annette and Knut Reidar Wangen**, “Small Corporations’ Income Shifting through Choice of Ownership Structure - a Norwegian Case,” *Finnish Economic Papers*, 2010, 23 (2), 73–87.
- **and Martin Jacob**, “Dividend Taxes and Income Shifting,” *Scandinavian Journal of Economics*, 2016, 118 (4), 693–717.
- Bach, Laurent, Antoine Bozio, Brice Fabre, Arthur Guillouzouic, Claire Leroy, and Clément Malgouyres**, “Évaluation d’impact de la fiscalité des dividendes,” *Rapport IPP*, 2019, 25.
- , – , – , – , – , – , **and –**, “Follow the money! Combining household and firm-level evidence to unravel the tax elasticity of dividends,” *les Notes de l’IPP*, 2021, 37.
- BenJelloul, Mahdi, Antoine Bozio, Thomas Douenne, Brice Fabre, and Claire Leroy**, “Budget 2019 : Quels effets pour les ménages?,” *les Notes de l’IPP*, 2019, 37.
- Conseil des Prélèvements Obligatoires**, “Les prélèvements obligatoires sur le capital des ménages,” *Rapport du CPO, La documentation française* 2018.
- Danion, Olivier**, “Holding soumise à l’IS : fiscalité des dividendes et plus-values,” 2017.
- Edmark, Karin and Roger H. Gordon**, “The choice of organizational form by closely-held firms in Sweden : tax versus non-tax determinants,” *Industrial and Corporate Change*, 2013, 22 (1), 219–243.
- Freyaldenhoven, Simon, Christian Hansen, and Jesse M. Shapiro**, “Pre-event Trends in the Panel Event-Study Design,” *American Economic Review*, 2019, 109 (9), 3307–38.
- Harju, Jarkko and Tuomas Matikka**, “The elasticity of taxable income and income-shifting : what is real and what is not?,” *International Tax and Public Finance*, 2016, 23, 640–669.
- Jakobsen, Katrine, Kristian Jakobsen, Henrik Kleven, and Gabriel Zucman**, “Wealth Taxation and Wealth Accumulation : Theory and Evidence From Denmark*,” *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 135 (1), 329–388.
- Lancar, Benjamin and Julien Marchal**, “Les prélèvements sur le capital : un panorama général,” *Rapport particulier, Conseil des prélèvements obligatoires* 2017.
- Lefebvre, Marie-Noëlle, Etienne Lehmann, Michael Sicsic, and Eddy Zanoutene**, “Évaluation de la mise au barème des revenus du capital, Rapport intermédiaire pour France Stratégie,” *CRED Working Papers 2020-9, CRED* septembre 2020.

Madec, Pierre, Plane Mathieu, and Sampognaro Raul, “Budget 2019 : du pouvoir d’achat mais du déficit,” *OFCE Policy Brief*, 2019, 46.

Natixis, “Le PFU et l’arbitrage dividendes vs la réduction de capital,” 2018.

Paquier, Félix and Michaël Sicsic, “Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation,” Document de travail F2020-01, Insee 2020.

Pirttilä, Jukka and Håkan Selin, “Income Shifting within a Dual Income Tax System : Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993,” *The Scandinavian Journal of Economics*, 2011, 113 (1), 120–144.

Romanov, Dmitri, “The corporation as a tax shelter : Evidence from recent Israeli tax changes,” *Journal of Public Economics*, 2006, 90 (10), 1939 – 1954.

Roth, Jonathan, “Pre-test with Caution : Event-study Estimates After Testing for Parallel Trends,” Technical Report, Microsoft 2021.

Tazhitdinova, Alisa, “Are changes of organizational form costly? Income shifting and business entry responses to taxes,” *Journal of Public Economics*, 2020, 186, 104–187.