

Université Paris II Panthéon-Assas

École doctorale d'économie, gestion, information
et communication (EGIC, ED 455)



Thèse de doctorat en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 21 juin 2019 par :

Michaël SICSIK

Les incitations fiscales au travail et à la recherche et développement en France et leurs effets sur le marché du travail

Directeur de thèse : **Étienne LEHMANN**

MEMBRES DU JURY :

Antoine BOZIO, Maître de Conférences (HDR) à l'EHESS - *examineur*

Clément CARBONNIER, Maître de Conférences (HDR) à l'Université Cergy-Pontoise - *rapporteur*

Étienne LEHMANN, Professeur à l'Université Paris II Panthéon-Assas - *directeur de thèse*

Yannick L'HORTY, Professeur à l'Université Paris-Est Marne-la-Vallée - *rapporteur*

Marie OBIDZINSKI, Maître de Conférences (HDR) à l'Université Paris II Panthéon-Assas - *examineur*

Corinne PROST, Cheffe de service de la DARES, chercheuse affiliée au CREST - *examineur*

Avertissement

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

À mon père.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde reconnaissance à Étienne Lehmann et le remercier tout particulièrement pour avoir dirigé mon travail de thèse, tout en acceptant les contraintes liées à ma situation professionnelle à l'Insee. Au cours des trois années qu'a duré cette thèse, tu as su te rendre disponible pour me donner de précieux conseils et me faire bénéficier de ton expérience ; par ailleurs, tu as su me transmettre ta passion et ton enthousiasme pour les questions de fiscalité.

Je souhaite également témoigner toute ma reconnaissance et mes remerciements aux membres du jury pour avoir accepté d'évaluer mon travail et pour leurs nombreux conseils lors de la pré-soutenance de thèse : Antoine Bozio, Clément Carbonnier, Yannick L'Horty, Marie Obidzinski et Corinne Prost. Vos travaux de recherche, toujours en prise avec les débats économiques actuels, sont une grande source d'inspiration et j'espère que nous pourrions continuer à échanger.

Mes remerciements s'adressent ensuite aux nombreuses personnes qui m'ont accompagné dans mes recherches à l'Insee.

J'adresse mes sincères remerciements à Laurence Rioux qui m'a encadré à l'Insee pour ce qui constitue mes deux premiers chapitres de thèse, mais aussi sur mes autres travaux sur la fiscalité des ménages non présents dans cette thèse. Sa disponibilité, ses relectures et ses conseils ont été très précieux. Je remercie également Chantal Cases, Sylvie Le Minez et Marie Reynaud pour leur soutien et leurs relectures. Ce travail n'aurait pas été possible sans toutes les personnes ayant contribué au modèle de microsimulation Ines, qu'ils en soient tous remerciés pour ce bien désormais public. Je pense en particulier à Maëlle Fontaine et Marie-Cécile Cazenave qui m'ont formé sur le modèle (avec rigueur et fun !), Juliette Fourcot et Alexis Eidelman qui ont initié l'étude sur les taux marginaux (et Juliette qui a emmené Ines vers l'ère 2.0), Anne-Lise Biotteau et Kevin Schmitt dont j'ai la joie de partager le bureau, ainsi, que mes collègues de la Drees : Mathias André (merci pour tous tes conseils pour la thèse !), Antoine Sireyjol, Simon Fredon, Laure Omalek, Félix Paquier. Merci (ainsi que ceux que j'ai pu oublier) pour les discussions quotidiennes passionnantes sur la fiscalité et Ines, votre amitié, ainsi que pour la bonne ambiance que vous avez su faire régner au sein de l'équipe Ines.

Je remercie Vincent Dortet-Bernadet avec qui j'ai co-écrit le troisième chapitre de cette thèse lorsque nous étions au Département des Études Économiques (DEE) et avec qui j'ai continué de travailler lorsque nous avons tous deux changé de poste (la passion du sujet ... et la

volonté de publier) : merci pour m'avoir tout appris sur les aides à la R&D, les bases de données sur la R&D, et de nombreux points économétriques. Au DEE, j'ai bénéficié de l'expertise, les relectures et l'encadrement de Claire Lelarge et Corinne Prost, tant pour l'étude sur les aides à la R&D que pour d'autres études sur les entreprises : je vous en remercie. Mes remerciements s'adressent également à mes collègues et co-auteurs du D2E qui ont contribué à enrichir ma culture économique sur les entreprises et les bases de données Insee : José Bardaji, Paul Beaumont, Christophe Bellego, Pauline Charnoz, Céline Grislain-Letremy, Michaël Orand, Pierre Ralle, Corentin Trévien, Lionel Wilner et tous les autres. Une mention spéciale à Raphaël Lardeux que j'ai connu au DEE comme co-auteur d'une étude sur les salaires en 2013, qui a accepté de « partager » son super directeur de thèse des années plus tard, et que je retrouve avec plaisir à l'Insee ou dans le bureau d'Étienne pour parler fiscalité. Je tiens aussi à remercier mes collègues, co-auteurs, chefs et amis macroéconomistes rencontrés au Trésor lorsque j'ai débuté mon parcours professionnel et qui, même si pas une ligne de la thèse ne concerne la macroéconomie, m'ont beaucoup appris. Je pense en particulier à Aurélien Fortin, ainsi que Sylvain Baillehache, Arnaud Buisse, Raphael Cance, Nicolas End, Stéphane Gallon, Philippe Gudin, Clotilde L'Angevin, Antoine Langlet, Sophie Rivaud, Stéphane Sorbe.

Je tiens à remercier l'Insee en tant qu'institution de pouvoir permettre que des agents puissent prendre du temps pour faire de la recherche, et de ne pas céder au court-termisme. Je remercie son directeur, Jean-Luc Tavernier, pour l'intérêt qu'il a toujours porté à mes études sur la fiscalité¹.

Je remercie également Olivier Bargain et Pierre Mohnen pour leurs commentaires très justes et stimulants sur les deux articles qui forment les chapitres 1 et 3 de cette thèse, publiés dans la revue *Économie et Statistiques*, ainsi que Laurence Bloch, Clément Carbonnier, Sophie Ponthieux et des rapporteurs anonymes qui ont permis d'améliorer ces travaux.

Ce travail n'aurait pas été aussi enrichissant si je n'avais pas participé au groupe de travail sur la fiscalité au CRED durant ces trois années, dont les présentations et les discussions m'ont beaucoup appris sur la fiscalité, tant empirique que théorique. J'adresse aussi mes remerciements à toutes les personnes qui, au gré des séminaires et colloques m'ont apporté leurs remarques, critiques, conseils ou encouragements. Je pense ainsi en particulier à Olivier Bargain, Arthur Bauer, Béatrice Boutchénik, Pierre Boyer, Antoine Bozio, Clément Dherbecourt, Brice Fabre, Antoine Ferey, Bertrand Garbinti, Malka Guillot, Laurence Jacquet, Marie-Noëlle Lefebvre, Pierre Madec, Clément Malgouyres, Rémi Monin, Adrien

¹ Et de m'avoir même posé une question sur la 100^{ème} note de bas de page du document de travail sur les taux marginaux.

Pacifico, Loriane Py, Anasuya Raj, Sebastien Sieglosh, Xavier Timbeau, Maxime Tô, Alain Trannoy, Nicolas Werquin, Jean-Charles Wolff, et j'en oublie surement.

Je remercie enfin ma famille pour leur soutien et leurs encouragements. Je remercie du fond du cœur mes parents pour m'avoir apporté leur affection, bienveillance et soutien inconditionnel. Vous avez toujours tout fait pour moi et j'espère seulement pouvoir faire de même avec mes enfants. À mon père pour ses relectures depuis toujours, et qui aurait tant aimé voir ce travail abouti. Merci à mes petits frères : Jonathan, le tout frais maître de conf', pour avoir été comme un grand frère et modèle pour cette thèse, et Jérémie, le serial entrepreneur, pour nos discussions passionnantes sur le monde des starts-up, la R&D et l'innovation. Merci à Jonathan, Aurélie et Marie-Christine pour leurs relectures, et à Line, Guy et David pour leur soutien et intérêt. J'ai une pensée émue pour mon arrière-grand-mère qui m'a probablement indirectement poussé à faire cette thèse : faire une thèse en travaillant et avec deux enfants en bas âge n'est que très peu de chose par rapport à tout ce qu'elle a accompli. Merci enfin, et bien sûr, à mon épouse Marlène. Merci pour les dix merveilleuses années passées à tes côtés, tes encouragements pour m'être lancé dans cette thèse, ta confiance, ton soutien, tes conseils et ... les soirs et « vacances » où tu m'as supporté penché sur l'ordinateur !

J'en profite pour dire à mes deux petites têtes blondes que je les aime pour si, d'aventure, ils retrouvent ces pages jaunies dans notre bibliothèque quand ils seront grands.

Des remerciements spécifiques sont également donnés au début de chaque chapitre.

Résumé

Cette thèse s'intéresse aux incitations monétaires au travail et à la R&D du système socio-fiscal français, à leurs évolutions et à leurs effets. Nous simulons d'abord les incitations à travailler plus (marge intensive) et à retrouver un emploi (marge extensive) de l'ensemble de la population française, en prenant en compte l'ensemble des prélèvements sur les revenus du travail et des prestations sous condition de ressources. Nous montrons que les incitations ont augmenté dans le bas de la distribution depuis 1998 du fait de réformes dans les années 2000, et que les taux marginaux d'imposition sont passés d'une forme en U en fonction des niveaux de revenu à une forme en tilde. Puis, nous évaluons les réactions comportementales des individus à ces incitations au travail à partir des réformes sociales et fiscales intervenues entre 2006 et 2015. Nous montrons que les effets des taux marginaux sur les revenus du travail sont relativement faibles dans l'ensemble mais très hétérogènes selon les caractéristiques des individus. Les réactions seraient plus fortes pour les réformes de l'impôt sur le revenu que pour les réformes sur les prestations sociales. Enfin, nous étudions les subventions et les incitations fiscales à la R&D (crédit impôt recherche et baisse de cotisation pour les jeunes entreprises innovantes). Nous montrons que les taux d'aide à la R&D ont le plus augmenté dans les années 2000 pour les petites entreprises. Pour ces entreprises, nous évaluons l'effet de la forte hausse des aides à la R&D sur l'emploi consacré aux activités de R&D. Cet effet aurait été positif et croissant entre 2004 et 2010, mais inférieur à l'augmentation des aides reçues entre 2008 et 2010.

Mots clés : Fiscalité, incitations monétaires, taux marginal effectif de prélèvements, aides publiques à la R&D, évaluation de politique publique, microsimulation, réponse comportementale, élasticité du revenu du travail.

Title and Abstract:

Fiscal Incentives to Work and for R&D in France and their Effects on the Labor Market

This thesis focuses on the financial incentives to work and invest in R&D in France, their evolution and their effects. First, we simulate the incentives to work of the French population both at the intensive and extensive margin, taking into account all taxes on labor income and means-tested benefits. Our estimations show that incentives have increased at the bottom of the income distribution since 1998 as a result of reforms that occurred in the 2000s, and that marginal tax rates have shifted from a U-shaped form based on income levels to a tilde-shaped form. Between 1998 and 2014, incentives to work at the intensive margin rose for very

low incomes due to the implementation of several reforms. Then, individuals' behavioural responses to these incentives to work are evaluated exploiting tax and means-tested reforms that took place between 2006 and 2015. It shows that the effects of marginal tax rates on labour income are relatively small overall but very heterogeneous depending on individual characteristics. Reactions would be stronger for income tax reforms than for means-tested benefit reforms. Finally, we study the subsidies and tax incentives for R&D (Research Tax Credit and contribution reduction for Young Innovative Firms). We show that R&D support rates increased mostly for small firms in the 2000s. For these firms, we highlight the effect of the sharp increase in R&D public support on employment devoted to R&D activities. This effect would have been positive and increasing between 2004 and 2010, but less than the increase in aid received between 2008 and 2010.

Key words: Taxation, Fiscal Incentives, Marginal Tax Rates, Research Tax Credit, Public Policy Evaluation, Microsimulation, Behavioural Response, Elasticity of Labor Income.

Table des matières

Remerciements	i
Résumé	v
Principaux acronymes et abréviations	xi
Introduction générale	1
1. Redistributivité et incitations du système socio-fiscal français	4
1.1. Un système socio-fiscal complexe	4
1.2. Redistributivité du système socio-fiscal	6
1.3. Incitations fiscales au travail et à la R&D	8
2. Les incitations financières et leurs effets : enseignement de la littérature et questions ouvertes	11
2.1. Les incitations monétaires : éléments théoriques et empiriques	11
2.2. L'effet des incitations fiscales sur le marché du travail	14
3. Problématique générale et contributions	18
4. Données et méthodes	20
4.1. Données	20
4.2. Méthode de microsimulation	20
4.3. Méthodes économétriques	21
5. Résumé des chapitres	23
Chapitre 1	27
Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014	
Introduction	28
1. Le système socio-fiscal en France et ses incitations au travail	32
1.1. Panorama des principaux transferts affectant les taux marginaux en 2014	32
1.2. Illustration des TMEP par cas-type	36
1.3. Les principales modifications du système socio-fiscal entre 1998 et 2014 affectant les taux marginaux	38
2. Méthode de calcul des TMEP et TEPE	39
2.1. Méthodologie de calcul	39
2.2. Transferts pris en compte : une question d'hypothèses d'incidence fiscale	41
2.3. Mise en œuvre du calcul à partir du modèle de microsimulation Ines	44
2.4. Méthode de comparaison de différentes années de législation	45
3. Données et champ	46
3.1. Données	46

3.2. Champ de l'étude	46
4. Résultats.....	47
4.1. Analyse des TMEP sur l'année 2014	47
4.2. Analyse des TEPE sur l'année 2014	56
4.3. Évolutions des TMEP et TEPE entre 1998, 2008 et 2014.....	58
5. Discussion des résultats	63
Conclusion	65
Annexes	67
Annexe A. Détail des taux marginaux par dispositif en 2014	67
Annexe B. TMEP en fonction du genre et du statut marital	75
Annexe C. TEPE en 2014 : résultats complémentaires	77
Annexe D. TMEP et TEPE en 1998 et 2008 : résultats complémentaires	78
Annexe E. Représentation alternative des TMEP par centile de niveau de vie	82
Annexe F. Décomposition cotisations contributives / non contributives.....	84
Annexe G. TEPE calculés avec une hypothèse alternative	88
Annexe H. Effet de l'ajout de la taxe d'habitation sur les TMEP et les TEPE.....	92
Chapitre 2	95
L'effet des incitations monétaires au travail sur les revenus du travail en France : estimation à partir des réformes fiscales et sociales entre 2006 et 2015	
Introduction.....	96
1. Littérature sur les réponses comportementales à la fiscalité.....	100
1.1. Modèles structurels d'offre de travail	100
1.2. Littérature ETI.....	103
1.3. Comparaison entre les méthodes structurelles et ETI	108
1.4. Autres méthodes en forme réduite	109
2. Cadre conceptuel.....	111
2.1. Modèles théoriques.....	111
2.2. Modélisation empirique	116
3. Législation et réformes utilisées.....	119
3.1. Réformes de l'impôt sur le revenu.....	120
3.2. Réformes des prestations sous condition de ressources	124
4. Données et statistiques descriptives	127
4.1. Données	127
4.2. Champ.....	128
4.3. Calcul des taux marginaux et moyens	129
4.4. Statistiques descriptives.....	130

5. Résultats.....	133
5.1. Preuves graphiques.....	133
5.2. Résultats économétriques	135
6. Applications	148
6.1. Analyse normative.....	148
6.2. Évaluation de politique publique	149
Conclusion et discussion.....	151
Tableaux de résultats du chapitre 2	154
Annexes	163
Annexe A. Répartition des revenus en France depuis 1980.....	163
Annexe B. Statistiques descriptives complémentaires.....	164
Annexe C. Résultats complets du modèle.....	166
Chapitre 3	169
L'effet des incitations fiscales et subventions à la R&D sur l'emploi entre 2003 et 2010	
Introduction.....	170
1. Revue de littérature	173
1.1. Liens entre petites entreprises et innovation.....	174
1.2. Évaluations de l'effet des aides à la R&D	175
2. Données	182
2.1. Les données sur les aides et l'emploi liés à la R&D	182
2.2. Les autres sources d'informations utilisées	183
3. Les aides à la R&D en France et leurs évolutions depuis 2003.....	184
3.1. Panorama des aides à la R&D en France.....	184
3.2. Évolution des aides par catégorie d'entreprise	188
3.3. Évolution des taux d'aides par catégorie d'entreprise.....	190
4. Méthodologie d'évaluation.....	195
4.1. Construction du panel servant aux estimations.....	196
4.2. Méthode de différence de différences	199
4.3. Estimation par modèle de demande de travail	203
5. Statistiques descriptives.....	208
5.1. Statistiques descriptives sur le panel	208
5.2. Comparaison des entreprises aidées et non aidées sur une année donnée.....	209
5.3. Comparaison de l'évolution des différentes générations d'entreprises aidées	210
6. Résultats.....	211
6.1. Méthode par différence de différences	211
6.2. Méthode par équation de demande de travail	216

Conclusion	223
Annexes	226
Annexe A. Problèmes liés à l'utilisation de l'enquête R&D pour les petites entreprises ...	226
Annexe B. Estimation des aides directes	230
Annexe C. Méthode d'estimation du taux d'aide à la R&D depuis 2003	233
Annexe D. Mesures complémentaires de l'emploi R&D et des taux d'aide.....	236
Annexe E. Liste des secteurs d'activités les plus intenses en R&D pour les petites entreprises.....	238
Annexe F. Description des petites entreprises aidées	240
Annexe G. Méthode de différence de différences : compléments.....	243
Annexe H. Statistiques descriptives : résultats complémentaires.....	247
Annexe I. Construction de la variable instrumentale et test d'endogénéité	250
Annexe J. Évaluation microéconomique de l'effet des aides sur l'emploi : résultats complémentaires	253
Conclusion générale.....	259
Bibliographie	267
Liste des Tableaux.....	285
Liste des Figures.....	287

Principaux acronymes et abréviations

AAH : Allocation adulte handicapé

AF : Allocation familiale

AL : Aide au logement

ARS : Allocation de rentrée scolaire

ASPA : Allocation de solidarité aux personnes âgées

ASI : Allocation supplémentaire d'invalidité

CIR : Crédit d'impôt recherche

CICE : Crédit d'impôt pour la compétitivité et pour l'emploi

CF : Complément familial

CRDS : Contribution pour le remboursement de la dette sociale

CS : Catégorie socioprofessionnelle

CSG : Contribution sociale généralisée

DADS : Déclaration annuelle de données sociales

DIRDE : Dépenses intérieures de R&D des entreprises

DiD : Différence de différences

EITC : Earned Income Tax Credit

ERFS : Enquête Revenu fiscaux et sociaux

ETI : Entreprises de taille intermédiaire OU Elasticity of Taxable Income

ERI : Élasticité du revenu imposable

Emploi HQ : Emploi hautement qualifié

Insee : Institut National de la Statistique et des Études Économiques

IR : Impôt sur le revenu

JEI : Jeune entreprise innovante

MENESR : Ministère de l'éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche

OCDE : Organisation de coopération et de développement économiques

PAJE : Prestation d'accueil du jeune enfant

PF : Prestations familiales

PME : Petites et moyennes entreprises

PPE : Prime pour l'emploi

R&D : Recherche et développement

RMI : Revenu minimum d'insertion

RSA : Revenu de solidarité active

Smic : Salaire minimum interprofessionnel de croissance

TPE : Très petites entreprises

TMEP : Taux marginal effectif de prélèvements

TMaP : Taux marginal de prélèvements

TMoP : Taux moyen de prélèvements

TEPE : Taux effectif de prélèvements de retour à l'emploi

TRMa : Taux de rétention marginal

TRMo : Taux de rétention moyen

VA : Valeur ajoutée

Introduction générale

“Les mesures fiscales affectent directement les cellules de l’organisme économique et la méthode par laquelle on lève une même quantité de revenu peut faire toute la différence entre la paralysie et la prospérité.”

Joseph Schumpeter, « Histoire de l’analyse économique », Tome I, 1954

La question des incitations et de l’efficacité des réformes fiscales, sur laquelle porte cette thèse, n’est pas nouvelle. Dans la citation en exergue, Schumpeter loue l’analyse de Vauban² qui proposait en 1707 une nouvelle taxe « dîme royale » qui remplacerait toutes les précédentes qui étaient inefficaces³ (notamment la taille : « *la première cause de la diminution des biens de la campagne, est le défaut de culture, et que ce défaut provient de la manière d’imposer les tailles, et de les lever* », Vauban, 1707). Dans son livre « La richesse des Nations » datant de 1776, Adam Smith indiquait qu’une des caractéristiques souhaitables des impôts devait être qu’ils soient peu coûteux, d’un point de vue administratif et du point de vue des distorsions économiques. Il y a deux siècles, David Ricardo écrivait un livre sur la manière de rendre l’impôt plus efficace et moins nocif pour l’activité économique (Ricardo, 1817). Depuis l’époque de Vauban, Smith ou Ricardo, la manière de lever l’impôt est restée une question brûlante (Delalande 2011). Elle est d’autant plus importante dans une économie comme la France où on prélève et redistribue la moitié de la richesse produite chaque année.

Avant de se poser la question de son efficacité, il faut remonter aux objectifs de la fiscalité. En reprenant la typologie de Musgrave sur l’intervention publique, on peut assigner à la fiscalité les objectifs suivants : (i) lever des revenus pour financer les biens publics et allouer les ressources le mieux possible grâce aux incitations fiscales ; (ii) redistribuer les richesses pour les répartir d’une façon jugée socialement désirable ; (iii) stabiliser l’activité⁴. Pour financer les biens publics et redistribuer, l’État utilise des transferts non forfaitaires, qui par définition, dépendent des comportements des agents. Ces transferts peuvent donc modifier les

² La citation complète est : « *Vauban atteint pleinement ces sommets, foulés par peu de gens, d’où la politique fiscale apparaît comme un instrument de thérapeutique économique, l’aboutissement d’un examen global du processus économique. Avec une vision gladstonienne, il se rendit compte que les mesures fiscales affectent* ».

³ Ainsi, par exemple, selon Vauban, la « *multitude de petits impôts sur toutes sortes de denrées, ont troublé le commerce* » (Vauban, 1707). Un des principes fondamentaux de cette « dîme royale » était également de supprimer les privilèges du clergé et de la noblesse (« *on a affranchi un grand nombre de gens de la taille, dont l’exemption retombe directement sur les peuples* », Vauban, 1707) et d’être prélevée à la source sur un large éventail de revenus.

⁴ Cette fonction ne sera pas traitée dans cette thèse, elle est détaillée dans tous les manuels de macroéconomie.

comportements des agents en retour et sont distorsifs pour l'économie. Des exemples historiques étonnants concernent l'impôt basé sur le nombre et la taille des fenêtres et portes des habitations (appliqués en France de 1798 à 1926 aux propriétaires), et l'impôt sur les billards (adoptés en France en 1871) : ces impôts ciblés sur des indices ostentatoires de richesse⁵ (en l'absence de données sur les capacités contributives) auraient conduit à une baisse des fenêtres et billards visibles dans les habitations⁶, diminuant l'efficacité de ces taxes. Dans son projet de « dîme royale », Vauban projetait d'imposer une base taxable très large qui minimiserait les effets de comportements : *« c'est le système le moins susceptible de corruption de tous, parce qu'il est soumis qu'à son tarif, et nullement à l'arbitrage des hommes »*. De nos jours, les transferts peuvent affecter les incitations monétaires à travailler (via les prélèvements sur les revenus du travail), à épargner (via les prélèvements sur les revenus du capital), ou à consommer (taxation indirecte). Ces effets distorsifs modifient l'allocation des ressources et conduisent à une situation sous optimale au sens de Pareto (Salanié, 2002). La métaphore du seau percé d'Okun (1975) illustre cette idée : l'argent à transférer des plus aisés vers les moins aisés est porté avec un seau percé, diminuant ainsi le montant des sommes transférées. Il en résulte qu'il existe un arbitrage entre équité et efficacité, qui a fait l'objet d'une importante littérature théorique et empirique depuis 50 ans pour définir un système fiscal optimal. Ce dilemme équité-efficacité peut être illustré par la réduction du plafond du quotient familial, la création de la tranche d'impôt sur le revenu à 45%, ou encore la modulation des allocations familiales en fonction des revenus, qui ont eu lieu entre 2013 et 2015 : ces réformes ont permis de diminuer les inégalités⁷ (et le déficit public), mais ont aussi pu diminuer les incitations monétaires à travailler (et à avoir des enfants pour les réformes sur le quotient familial et les allocations familiales).

La fiscalité a aussi pour but d'allouer le mieux possible les ressources, c'est-à-dire de maximiser les sources de la croissance (travail, capital, innovation), corriger les défaillances de marché et les externalités négatives (la pollution, les inégalités) et encourager les externalités positives (la recherche et développement, R&D). Ainsi l'État peut viser à influencer des comportements producteurs d'externalités ou considérés comme des biens

⁵ De très nombreux impôts « indiciers » existaient à l'époque. On peut aussi mentionner les taxes sur les chiens, les chevaux, les laquais, les voitures, les instruments de musique, les soieries, et les toiles peintes (Ardant, 1971).

⁶ Dans *Les Misérables* dont l'action se déroule à la fin du 19^e siècle, Victor Hugo fait dire à un évêque : *« Mes très chers frères, mes bons amis, il y a en France treize cent vingt mille maisons de paysans qui n'ont que trois ouvertures, dix-huit cent dix-sept mille qui ont deux ouvertures, la porte et une fenêtre, et enfin trois cent quarante-six mille cabanes qui n'ont qu'une ouverture, la porte. Et cela, à cause d'une chose qu'on appelle l'impôt des portes et fenêtres. Mettez-moi de pauvres familles, des vieilles femmes, des petits enfants, dans ces logis-là, et voyez les fièvres et les maladies. Hélas ! Dieu donne l'air aux hommes, la loi le leur vend »*. Voir aussi Ardant (1971), Colliard et Montialoux (2007) et Delalande (2011) pour plus de détails sur ces impôts. Une taxe sur les fenêtres a également existé au Royaume-Uni au 18^e et 19^e siècle. Les effets de cette taxe auraient été aussi fortement négatifs pour les plus pauvres avec de nombreux locataires qui se virent privés de lumière et des conséquences sanitaires dans les taudis de Londres (rachitisme). Cependant, cet impôt aurait conduit les riches à multiplier le nombre de fenêtres, probablement pour montrer leur statut social (ce qui peut être vu comme un exemple de motivation intrinsèque évinçant les incitations monétaires, cf. partie suivante). À noter que les effets de la taxe sur les billards auraient été plus limités en France, alors même que les billards anglais et néerlandais n'étaient pas taxés en France (ce qui aurait pu conduire à une forte incitation à éviter l'impôt en remplaçant les billards français par ceux anglais).

⁷ Par exemple, en 2015, la modulation des allocations familiales aurait contribué à 30 % à la baisse des inégalités liée aux réformes de 2015 selon André et al. (2016). Voir aussi Amoureux et al. (2018) sur l'effet de ces mesures sur les inégalités.

publics : travailler, s'éduquer, investir en R&D, faire des enfants, etc. Pour cela, le gouvernement a un levier important, les incitations fiscales : à l'offre de travail (via des systèmes de prime à l'activité), à la R&D et l'innovation (crédit d'impôt à la R&D), à la demande de travail (crédit d'impôt ou réduction de cotisation ciblée), à l'investissement locatif ou dans des PME (crédit d'impôt sur le revenu), ou encore à la fécondité (crédit d'impôt et prestations liés aux enfants) ou à l'écologie (taxe carbone). La question cruciale est de savoir dans quelle mesure ces incitations monétaires modifient les comportements et sont efficaces pour atteindre ces objectifs. En effet, comme l'État ne connaît pas la capacité des entreprises à faire de la R&D, l'effort au travail ou à chercher du travail d'un ménage, il met en œuvre des incitations fiscales qui peuvent ne pas être adaptées aux situations individuelles, ce qui peut entraîner des effets d'aubaine. Des exemples non traités dans cette thèse concernent les crédits d'impôt pour l'emploi et la compétitivité (CICE), pour les dons ou l'emploi à domicile, ou le quotient familial pour la natalité, dont il a été montré qu'ils n'avaient pas l'effet escompté⁸. Par ailleurs, l'économie expérimentale et les neurosciences ont mis en avant de nombreux cas (notamment dans le cadre des récompenses) où les incitations monétaires n'avaient pas d'effets du fait de facteurs psychologiques. L'État peut également avoir recours aux incitations non monétaires (comme l'accompagnement dans la recherche d'emploi pour les ménages, ou d'employés pour les entreprises), voire s'appuyer sur les incitations indirectes (« *Nudge* », Thaler et Sunstein 2008).

Si les effets redistributifs de la fiscalité ont été largement étudiés de façon empirique en France récemment⁹, l'étude des incitations fiscales et de leurs effets est relativement peu fournie au regard de son importance en termes de politique publique ; c'est l'objet de cette thèse. Plus précisément, cette thèse propose une analyse des incitations monétaires au travail (chapitre 1) et à la R&D (chapitre 3) du système socio-fiscal français, ainsi qu'une évaluation de leurs effets sur des composantes du marché du travail en France : sur les revenus du travail des ménages d'une part (chapitre 2), et sur l'emploi en R&D des entreprises d'autre part (chapitre 3). Les deux premiers chapitres sont directement liés : le chapitre 1 fait un panorama des incitations au travail et le chapitre 2 évalue leurs effets. Bien que le chapitre 3 soit indépendant des deux premiers, il partage le thème commun des incitations fiscales, et l'attention particulière à prendre en compte l'ensemble des transferts du système socio-fiscal affectant les incitations. Les travaux de cette thèse ont pour point commun de s'appuyer sur

⁸ Pour le CICE, voir France Stratégie (2018), pour les services à la personne, voir Carbonnier (2015), ou encore pour les dons et le quotient familial la thèse de Camille Landais (2008).

⁹ Du fait notamment du développement de la microsimulation sur lequel on reviendra. Pour des descriptions détaillées de l'état de la redistribution en France, voir notamment Chanchole et Lalanne (2012) et Bozio et al. (2014). Sur l'évolution de la redistributivité du système socio-fiscal à moyen-long terme, voir Eidelman et al. (2012) sur la période 1990-2010 et Bozio et al. (2018) sur la période 1970-2018. Enfin sur l'effet des réformes fiscales sur la redistribution, voir Bozio et al. (2012) pour la période 1997-2012, Amoureux et al. (2018) sur la période 2012-2017, Madec et al. (2018) sur la période 2008-2016, ainsi que l'évaluation annuelle des réformes socio-fiscales de l'équipe Ines dans l'ouvrage France, portrait Social. Voir aussi les récentes thèses de Goupille-Lebret (2017) et Guillot (2018). Pour une comparaison internationale récente de l'effet de la redistribution sur les inégalités, voir Guillaud et al. (2019).

des appariements entre plusieurs bases de données (notamment administratives et d'enquêtes) afin de disposer d'informations plus riches et détaillées. En outre, les chapitres 1 et 3 reposent sur des méthodes d'évaluation des politiques publiques. L'évaluation des politiques publiques accuse un retard important en France par rapport à d'autres pays. Cependant la loi de modernisation de l'économie de 2012 prévoit que « *toutes les politiques publiques, sur l'ensemble du quinquennat, feront l'objet d'une évaluation* ». Par ailleurs, un récent règlement de la commission européenne¹⁰ de 2014 rend obligatoire toute évaluation des aides aux entreprises dont le budget dépasse 150 millions d'euros. Depuis quelques années, l'évaluation des politiques publiques connaît ainsi une formidable mise en avant en France dans le débat public et académique¹¹ : cette thèse a l'ambition d'y contribuer.

Dans cette introduction, nous donnons d'abord un aperçu du système socio-fiscal français de sa redistributivité et des incitations au travail et à la R&D qu'il produit. Nous montrons l'importance de ces incitations pour l'économie française, mais il faut noter qu'il existe de nombreuses autres incitations fiscales qu'on ne traitera pas (presqu'autant que les crédits d'impôt, mais aussi les incitations à la natalité, à l'activité des chômeurs ou des seniors, etc.) qui mériteraient d'être évaluées, certaines ayant déjà fait l'objet d'études approfondies¹². Puis dans une seconde partie, nous faisons un survol de la littérature sur laquelle s'appuie cette thèse, afin de mieux montrer les contributions de la thèse dans une troisième partie. La quatrième partie détaille les données et méthodes utilisées. Dans la cinquième et dernière partie de cette introduction, nous résumons les chapitres de la thèse.

1. Redistributivité et incitations du système socio-fiscal français

1.1. Un système socio-fiscal complexe

L'étude des incitations du système socio-fiscal est complexe du fait de l'empilement des dispositifs socio-fiscaux qui ont chacun des effets différents sur les incitations. Pour comprendre les effets de ces dispositifs sur les incitations au travail il faut d'abord les exposer et comprendre leurs effets redistributifs. On ne s'intéresse ici qu'aux transferts monétaires qui ont des effets sur les incitations au travail des ménages ou sur les incitations des entreprises à

¹⁰ Le règlement général d'exemption par catégorie (voir le règlement n° 651/2014 de la commission européenne).

¹¹ On peut mentionner la première note du Conseil d'Analyse Economique (de 2013) consacrée à l'évaluation des politiques publiques, les nombreux séminaires et conférences consacrés à ce thème ces dernières années (conférence annuelle AFSE/Trésor, printemps de l'évaluation, cycle de conférences organisé par France Stratégie, l'IPP, l'Insee et l'OFCE, etc.), ainsi que de nombreux rapports et articles sur l'évaluation de politiques publiques (Givord 2010, Bozio 2014, Deplat et Ferracci 2016). Mentionnons aussi la création du laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques (LIEPP) en 2011 et de l'institut des politiques publiques (IPP) en 2012.

¹² Pour les dépenses fiscales, voir la note de bas de page 8. Voir les chapitres 2 et 5 de Bozio (2006) pour une analyse des incitations monétaires dans le cas des retraites. Dans un domaine non fiscal, de nombreux incitatifs financiers ont été développé en médecine générale à la fin des années 2000 pour améliorer la qualité des soins, ils ont été évalués dans la thèse de Jonathan Sicsic (2014).

investir et innover. Il s'agit des transferts dont les montants dépendent des revenus : les cotisations et contributions sociales et prélèvements dépendant du salaire (y compris CICE), l'impôt sur le revenu (IR) et les prestations sociales sous condition de ressources. On ne prend notamment pas en compte les allocations chômage, les pensions de retraites, et les prestations liées à la santé et la prévoyance (qui représentent la grande majorité des masses de prestations de protection sociale). Parmi les prélèvements, on ne traite pas les prélèvements indirects qui dépendent de la consommation, ni des taxes sur le capital. Pour les entreprises, cela concerne le crédit impôt recherche (CIR, s'imputant sur l'impôt sur les sociétés), les cotisations employeurs (et les systèmes d'allègements afférant), et certaines aides publiques.

Le tableau 1 détaille les transferts pris en compte dans l'analyse au niveau des ménages et indique les montants moyens rapportés au revenu initial (revenu super brut, y compris revenus de remplacement) par vingtième de population en 2017. Il montre notamment que les montants de transferts sont très différents selon le niveau de revenu, ce qui est lié d'une part au fait que les transferts dépendent généralement des revenus, et d'autre part, à des effets de composition¹³; ce tableau nous guidera dans l'analyse du système socio-fiscal français du point de vue des ménages. Il est en effet important d'avoir une vision de la redistributivité pour avoir une vision globale du système socio-fiscal et, car redistributivité et incitations au travail d'un transfert sont liées. Par exemple, une hausse du taux marginal supérieur de l'IR, diminue les inégalités mais rend le travail moins rémunérateur. De même, une hausse du RSA diminue les inégalités mais réduit les incitations financières à retrouver un l'emploi.

Dire que le système socio-fiscal est complexe n'est pas une nouveauté, cela a été exposé dans de nombreux livres, rapports, et articles¹⁴, et de multiples propositions de simplification ont été avancées¹⁵. La complexité elle-même du système n'est pas récente, cette citation de Schumpeter à propos de la fiscalité du XVII^e siècle pourrait s'appliquer encore de nos jours : « *le résultat en était presque incroyable – le seul mot qui s'applique ici est celui de « fouilli »* » (Schumpeter, 1983, p 284). Le système socio-fiscal français est d'abord complexe car il met en jeu une grande variété de dispositifs¹⁶, « *souvent source d'incohérence* » (Lehmann 2016). La complexité tient surtout aux différentes assiettes des prélèvements et conditions d'attributions des prestations, et aux nombreuses interactions entre dispositifs. Cette multiplicité va à l'encontre d'une règle basique d'analyse économique : un instrument pour un

¹³ Par exemple, les cotisations plus élevées dans le haut de la distribution viennent en partie du fait qu'il y a plus de salariés dans le haut que dans le bas de la distribution.

¹⁴ Voir le rapport du Conseil des Prélèvements Obligatoires (2014) (notamment Bargain, 2015) ; les articles de Bozio et al. (2015), Bargain et al. (2017) et Lehmann (2016), ou encore le livre de Piketty, Landais et Saez (2011) (« *Tout le monde en convient : la fiscalité est asphyxiée par sa complexité* ») ; ou encore « *A l'instar de notre système fiscal, notre système de transferts est un empilement de dispositifs d'une grande complexité, illisible et coûteux...* », et le premier numéro de la revue *Regards croisés sur l'économie*, consacrée à la fiscalité.

¹⁵ Notamment de fusion des minima sociaux (Basquiat 2011, Sirugue 2016, Bargain et al. 2017), de l'IR et la CSG (Piketty, Landais et Saez 2011, Bargain 2015), des dispositifs de réduction du coût du travail (Lehmann et L'Horty, 2014), ou encore une refonte plus générale de l'impôt sur le revenu, la CSG, la prime d'activité, et des cotisations (Lehmann, 2016).

¹⁶ Se superposent ainsi une quinzaine de prestations familiales, une dizaine de minima sociaux, trois types d'allocations logement, des dispositifs d'incitation au travail, un impôt sur le revenu complexe (comprenant plus de 1500 cases fiscales), de nombreuses contributions et cotisations sociales (comportant plus de 200 taux différents et de nombreux dégrèvements).

objectif de politique économique. Or, les multiples dispositifs sociaux et fiscaux ont souvent un objectif proche. C'est notamment le cas des objectifs de redistribution, d'incitation au travail, et d'incitation à la R&D¹⁷. Pour compliquer le tout, chaque dispositif a des effets croisés et multiples, notamment sur les incitations.

Commençons par l'objectif de redistribution des richesses.

1.2. Redistributivité du système socio-fiscal

Cet objectif est assuré principalement par l'impôt sur le revenu (IR) et les prestations sous condition de ressources, qui sont les instruments les plus directs et efficaces pour corriger les inégalités¹⁸. L'impôt sur le revenu est le dispositif le plus mis sur le devant de la scène pour réduire les inégalités du fait de son caractère progressif (le tableau 1 illustre sa progressivité), mais il n'est pas le plus efficace en termes de redistribution. En effet, bien qu'il soit progressif, d'une part son assiette d'imposition est restreinte par différents régimes d'exonérations de revenus, et abattements¹⁹, et d'autre part les nombreux crédits et réductions d'impôts diminuent l'impôt dû ; il ne représente au final que 7% des prélèvements obligatoires (et le taux d'imposition du dernier décile est seulement de 10%, cf. tableau 1). De plus, les incitations au travail engendrées par l'IR sont complexes du fait de plusieurs dispositifs qui lui sont rattachés et le rendent non linéaire²⁰.

Grâce à un ciblage sur les bas revenus, les prestations sociales sous condition de ressource (les minima sociaux, les aides au logement, et certaines prestations familiales) ont un effet plus important sur la réduction des inégalités que l'impôt sur le revenu²¹, alors que leur poids dans le PIB est proche (environ 3 %) : le tableau 1 indique qu'elles augmentent de 57% le revenu super brut des ménages du premier quintile mais n'ont pas d'effet en haut de la distribution. Cependant, la multiplicité des prestations sociales avec des montants et des conditions d'attributions différentes, et leurs interdépendances, rendent moins lisibles les incitations au travail conférées par ces dispositifs. C'est notamment le cas du RSA car ses variations compensent généralement les variations des autres transferts.

D'autres transferts ont des effets sur la redistribution tels que les cotisations, l'impôt sur les sociétés selon son incidence fiscale, la fiscalité indirecte ou encore la dépense publique en

¹⁷ On peut aussi citer l'objectif d'incitation à la natalité pour lequel de nombreux dispositifs sont utilisés : les allocations familiales, le quotient familial de l'IR, les aides de la PAJE, la PREPARE ...

¹⁸ Voir Kaplow (2008) et Bozio et Grenet (2010) pour des synthèses. Il a notamment été montré que la fiscalité directe est plus efficace que la fiscalité indirecte pour réduire les inégalités (Atkinson et Stiglitz, 1976).

¹⁹ Selon, Piketty, Landais et Saez (2011), en 2010, seuls environ 25% des revenus fonciers et 15% des revenus financiers comptabilisés par la comptabilité nationale étaient dans la base d'imposition de l'IR. Si les revenus du travail sont presque tous comptabilisés, il faut déduire 10% au titre des « frais professionnels ».

²⁰ Notamment la décote. Ainsi, la forme des taux marginaux engendrée par l'IR est « erratique » même pour des cas extrêmement simples (Lehmann, 2016). Fontaine et Sicsic (2018) simulent plusieurs variations des tranches de l'IR et d'autres transferts et mettent en évidence les nombreuses non-linéarités du système socio-fiscal français, notamment de l'IR.

²¹ Les prestations participent pour 65% à la baisse des inégalités mesurées par l'indice de Gini, contre moins de 30% pour l'impôt sur le revenu (Insee, 2018). Les prestations permettent de diviser le taux de pauvreté par 1,6, ce qui est élevé par rapport aux autres pays (Bargain et al. 2017).

éducation ou santé²². Ces notamment le cas des cotisations : les réformes des cotisations ont permis de contrer la hausse des inégalités de revenu super brut qui s'est produite depuis une trentaine d'années du fait des allègements sur les bas salaires et les déplaçonnements pour les hauts salaires, et ainsi de maintenir les inégalités de revenu disponible globalement stables (Bozio, Breda et Guillot, 2018). Ces dispositifs, combinés à des effets de composition¹³, entraînent que les cotisations (contributives principalement) sont très redistributives, comme l'illustre le tableau 1 : le taux de cotisations et contributions²³ est de 32% pour l'ensemble de la population (contre 4% pour l'impôt sur le revenu), de 28% pour les 20% les plus riches et 11% pour les 20% les plus pauvres.

Finalement, la redistribution (en prenant en compte l'ensemble des cotisations sociales²⁴) fait passer la part des revenus des 20% les plus pauvres de 4% à 8,5%, et la part des revenus des 20% les plus riches de 46% à 39% (et de 30% à 24% pour les 10% les plus aisés, cf. figure 1). Hors cotisations, ces résultats sur les masses redistribuées sont relativement proches de ceux du milieu des années 1990²⁵.

Tableau 1. Transferts redistributifs affectant le revenu disponible des ménages en 2017

		Fractiles de revenu super brut						Moyenne
		<D2	D2 à D4	D4 à D6	D6 à D8	>D8	>D9	
Revenus en euros	Revenu super brut	13 140	33 170	51 745	75 120	148 920	193 310	64 410
	Revenu disponible	18 460	27 880	37 630	49 200	84 630	106 570	43 560
Transferts pris en compte dans la thèse, en % du revenu super brut	Prélèvements	-16%	-25%	-32%	-37%	-44%	-45%	-38%
	Cotisations et contributions sociales	-15%	-23%	-29%	-34%	-36%	-35%	-32%
	Cotisations sociales contributives	-10%	-15%	-21%	-25%	-26%	-26%	-23%
	Cotisations sociales non contributives	-1%	-1%	-2%	-2%	-2%	-2%	-2%
	Contributions sociales	-4%	-7%	-7%	-7%	-7%	-7%	-7%
	Impôts directs	-1%	-2%	-3%	-3%	-8%	-10%	-5%
	Impôt sur le revenu (y.c. crédits d'impôt)	0%	-1%	-2%	-2%	-8%	-10%	-4%
	Taxe d'habitation	-1%	-1%	-1%	-1%	-1%	-1%	-1%
	Prestations	57%	9%	5%	3%	1%	1%	5%
	Prestations familiales	18%	5%	4%	2%	1%	0%	3%
	Allocations familiales	7%	2%	2%	1%	1%	0%	1%
	Autres prestations familiales ³	11%	3%	2%	1%	0%	0%	1%
	Aides au logement	17%	2%	0%	0%	0%	0%	1%
Prime d'activité	3%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	
Minima sociaux	19%	2%	1%	0%	0%	0%	1%	
Part du total en %	Revenu super brut	4%	10%	16%	23%	46%	30%	20%
	Revenu disponible	8%	13%	17%	23%	39%	24%	20%

Lecture : Les 20 % des ménages les plus pauvres ont en moyenne un revenu super brut de 13 140 euros en 2017. Ils payent en moyenne 16 % de ce revenu en prélèvements et reçoivent 57 % de ce revenu en prestations sociales.

Sources : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2015 (actualisée 2017) ; Modèle Ines ; calculs de l'auteur.

²² Voir Bozio et al. (2018) pour un effet de ces facteurs que nous n'étudions pas ici sur la redistribution.

²³ Les contributions comme la CSG sont également redistributives mais dans une ampleur moindre (7% contre 4%). Il existe des taux réduits pour les bas revenus pour les revenus de remplacement, le taux pour les revenus du travail est légèrement plus élevé au-dessus d'un certain salaire (au-delà de 4 fois le plafond annuel de la sécurité sociale) et les taux sur les revenus du patrimoine sont plus élevés.

²⁴ En faisant donc l'hypothèse que l'incidence des cotisations est sur les employés, ce que nous discutons dans le chapitre 1 ; mais sans prendre en compte les revenus de remplacement. En ne prenant pas en compte les cotisations, la part des revenus avant redistribution du premier quintile serait de 5% et celle du dernier quintile serait de 44%.

²⁵ Salanié (2002) obtenait sur l'année 1994 et sans prendre en compte les cotisations sociales que la part des revenus détenue par le premier quintile était de 5,7% avant redistribution et 9,9% après, et que cette part passait de 43,5% à 38% pour le dernier quintile. C'est relativement proche de ce qu'on obtient sur l'année 2017 (avec les chiffres avant redistribution hors cotisations de la note de bas de page précédente). Il concluait : « à chacun de juger si cette redistribution est suffisante ; on peut noter, sans porter de jugement de valeur, qu'elle paraît bien faible eu égard aux montants mobilisés en chemin ».

1.3. Incitations fiscales au travail et à la R&D

Deux faiblesses de l'économie française ont entraîné la multiplication des instruments fiscaux visant à y remédier : (i) le chômage, et (ii) le faible investissement en R&D.

(i) Le taux d'emploi en France est un des plus faibles en comparaison internationale²⁶, ce qui a plusieurs conséquences négatives : sur les recettes publiques (via des prélèvements fiscaux en moins), sur la croissance potentielle (via le facteur travail), sur le bien-être des citoyens (via un effet revenu et un effet psychologique²⁷). La fiscalité a été largement modifiée depuis le milieu des années 1990 sur l'offre et la demande de travail pour lutter contre le chômage.

Pour stimuler la demande de travail des entreprises, des baisses de cotisations ciblées sur les bas salaires ont été mises en place depuis 1993²⁸, tandis qu'un crédit d'impôt (le CICE) a été mis en place dans le même objectif à partir de 2013, et le « pacte de responsabilité » a étendu certaines exonérations de cotisations sociales à partir de 2015 jusqu'à 3,5 Smic. Ainsi, selon Bozio, Cottet et Malgouyres (2018), « *la politique de réduction du coût du travail de 2012 à 2018 a été caractérisée par l'empilement des dispositifs et la modification permanente des barèmes* ». Ces dispositifs ont un coût très élevé pour les finances publiques (proche de 60 milliards d'euros en 2019) et manquent de cohérence et de lisibilité, notamment dans l'analyse des incitations qu'ils engendrent (Lehmann et L'Horty, 2014)²⁹. En effet, les allègements dit « Fillon » augmentent les taux marginaux d'imposition entre 1 et 1,6 Smic tandis que le CICE entraîne une très forte désincitation ciblée à 2,5 Smic.

Concernant l'offre de travail, plusieurs dispositifs ont été créés ou modifiés dans les années 2000 pour inciter au travail et diminuer les trappes à inactivité³⁰ : la Prime pour l'emploi (PPE) en 2001, le RSA activité en 2009, des systèmes d'intéressement sur certains minima sociaux. Ce tournant dans la politique d'emploi est lié à la publication de plusieurs rapports à la fin des années 1990 alertant sur les trappes à inactivité en France, l'influence du « *make work pay* » dans les pays anglo-saxons et à la mise en évidence d'élasticités élevées de l'offre de travail chez les travailleurs peu qualifiés (cf. infra). Chaque dispositif a cependant des effets différents sur les incitations : l'incitation au travail du RSA est forte tout en bas de la distribution, tandis qu'elle est moins ciblée dans le bas de la distribution pour la PPE. La prime d'activité (fusion du RSA activité et de la PPE) augmente le revenu super brut des ménages du 1^{er} quintile de revenu de 3% en 2017 (figure 1). Notons également que les règles

²⁶ Le taux d'emploi (en % de la population entre 15 et 65 ans) est de 65% au 3e trimestre 2018, contre 77,5% en Suède, 76% en Allemagne, 74,5% au Royaume-Uni, 71% aux États-Unis et 68,5% dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OCDE, 2018). <https://data.oecd.org/fr/emp/taux-d-emploi.htm>

²⁷ Le chômage étant un des facteurs ayant l'effet négatif sur la satisfaction dans la vie le plus fort et le plus long dans le temps (cf. Warr, 2007 et Clark et al., 2008), notamment du fait d'effets psychologiques (Clark et Oswald, 1994).

²⁸ Des dispositifs comme l'ACCRES (Aide aux Chômeurs pour la Création et la Reprise d'Entreprises) diminuant les cotisations sociales pour les chômeurs créant une entreprise étaient déjà en place avant le début des années 1990.

²⁹ Avec un seuil à 2,5 après lequel le crédit d'impôt s'arrête brutalement, là où les allègements ont une forme en toboggan (depuis 2003) et en escalier avant.

³⁰ Elles sont liées au fait que des situations d'emploi rapportaient peu ou pas par rapport aux bénéficiaires de revenus de remplacement ou de minima.

d'indemnisation des chômeurs ont également été plus avantageuses financièrement pour retrouver un emploi depuis la réforme de 2013.

Les incitations financières ne constituent cependant pas la seule manière de soutenir l'emploi. Des dispositifs d'aide à la recherche d'emploi ou d'aide au recrutement pour les entreprises ont été mises en œuvre via Pôle emploi ou des agences privées³¹. L'État peut également combiner incitations monétaires (allocations) et non monétaires (accompagnement des allocataires dans la recherche d'emploi) comme dans le cas du RSA ou de la garantie jeune (généralisée sur l'ensemble du territoire français en 2017).

Cependant, par l'empilement de dispositifs et leur interdépendance, cette « *révolution silencieuse* » (L'Horty, 2007) de la politique de l'emploi a complexifié le système socio-fiscal³². Ajoutés aux transferts déjà mentionnés, ces dispositifs conduisent à des incitations monétaires au travail qu'il est impossible de connaître sans étude du système socio-fiscal dans son ensemble.

(ii) Une deuxième différence de la France par rapport aux autres pays concerne la R&D et l'innovation. La part des dépenses intérieure en R&D des entreprises (DIRDE) dans le PIB est de 1,4 % en France (en 2010, cf. figure 1), inférieure à celle de l'Allemagne (1,8 %), des États-Unis (2 %), du Japon (2,8 %) et de la moyenne de l'OCDE (1,6 %). Or il a été établi, tant théoriquement (Aghion et Howitt, 1998) qu'empiriquement (Griffith et al., 2003 et 2004), qu'en stimulant l'innovation et le progrès technique, la R&D est une source importante de croissance économique. De multiples dispositifs ont ainsi été mis en place ou élargis dans le but de stimuler la R&D dans l'ensemble des pays depuis une vingtaine d'années³³. En France, le principal outil est le Crédit Impôt Recherche (CIR) qui représente près de 6 milliards d'euros en 2018, et qui a fait l'objet de plusieurs réformes dans les années 2000. Le dispositif jeunes entreprises innovantes (JEI) a été créé en 2004 et consiste principalement en une réduction de cotisations employeurs. Enfin, des subventions directes aux projets de R&D existent au niveau régional, national ou encore européen. Ces aides ont fortement augmenté dans les années 2000 ; le rapport entre les aides à la R&D et la DIRDE en France est passé de 11 % en 2001 à 28 % en 2010 selon l'OCDE, une des plus fortes hausses dans les pays de l'OCDE. Ce taux est depuis la fin des années 2000 l'un des plus importants au monde (il est de 15 % aux États-Unis, ou encore de 4 % en Allemagne et au Japon, cf. figure 1). Ce ratio révèle des incitations très fortes à la R&D en France. Les aides à la R&D étant proportionnelles à la DIRDE en général pour les entreprises³⁴, ce ratio correspond à un taux marginal négatif sur la R&D, et donne une indication des incitations à la R&D. Une mesure

³¹ Voir par exemple, les évaluations de politique d'accompagnement renforcé des demandeurs d'emploi (Crepon et al., 2013, Behaghel et al., 2014) ou d'une nouvelle offre d'aide aux entreprises pour les recrutements (Algan et al., 2018).

³² et a pu conduire « à rendre moins lisible et globalement moins efficace l'action publique pour l'emploi » (L'Horty, 2007).

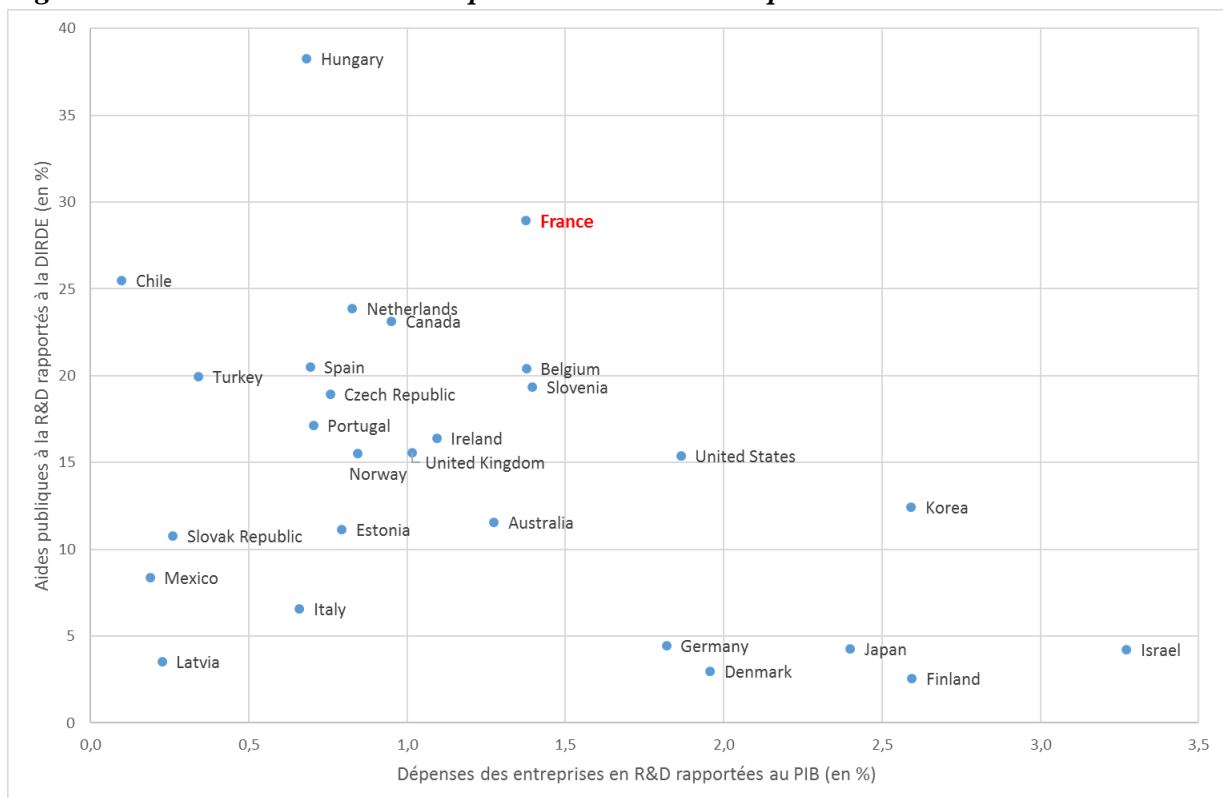
³³ En 1994, seuls 4 pays européens avaient des dispositifs de crédit d'impôt pour la R&D ; en 2014 presque tous les pays européens ont un dispositif de ce genre (à l'exception notable de l'Allemagne et la Suisse).

³⁴ Taux de 30% (sans plafond) depuis 2008 pour le CIR, et de 15% pour le dispositif JEI.

du taux marginal implicite à la R&D montre ainsi que les incitations à la R&D sont les plus fortes en France³⁵. Se pose donc la question de l'efficacité de ces incitations. Or, comme le montre la figure 1, il n'y a pas de corrélation entre aides à la R&D et investissement en R&D au niveau macroéconomique. La France constitue donc un pays important à étudier pour tenter de comprendre ce paradoxe apparent : des incitations à la R&D très importantes mais relativement peu de R&D produites par les entreprises.

Notons enfin qu'un parallèle peut être fait entre dispositif d'incitation à la demande de travail et à la R&D. Le CIR comme le CICE peuvent être vus comme des moyens de baisser les dépenses salariales afin d'augmenter l'emploi (emploi en R&D pour le CIR et emploi en dessous de 2,5 Smic pour le CICE), tandis que les réductions de cotisations (« Fillon » et JEI) ont le même objectif mais agissent d'une façon plus directe. Cependant cette analogie dépend de l'incidence de ces taxes (impôt sur les sociétés et cotisations), c'est-à-dire dans quelle mesure elles sont effectivement payées par l'employeur ou l'employé et leurs effets sur les salaires et l'emploi.

Figure 1. Aides à la R&D des entreprises et DIRDE : comparaison internationale en 2010



Source : OCDE

³⁵ L'« indice B » est une mesure du niveau de bénéfice avant impôts qu'une entreprise "représentative" doit générer pour une dépense marginale et unitaire de R&D (Warda, 2001) ; il dépend directement du taux d'imposition sur les sociétés et des taux d'aides à la R&D. Le complémentaire à 1 de cet indice B est un taux marginal de subvention implicite. Il est égal à 45% en 2015 en France, contre 3% aux États-Unis, 0% en Allemagne, 4% en Italie, et 14% au Japon (source OCDE).

2. Les incitations financières et leurs effets : enseignement de la littérature et questions ouvertes

2.1. Les incitations monétaires : éléments théoriques et empiriques

Fondements théoriques

Avant de rentrer dans le détail des incitations fiscales, il peut être utile de revenir sur la théorie des incitations qui s'appuie sur la théorie des contrats et le modèle Principal-Agent. Un principal fournit des incitations monétaires à un agent pour mener des actions en présence d'asymétrie d'information qui limite la faculté du principal de juger l'effort de l'agent. Ces asymétries d'information résultent du fait que l'effort des agents est impossible à observer et que les coûts de contrôle *a posteriori* sont très élevés (Arrow 1963; Gibbons 1998). Les incitations monétaires compensent ainsi le coût de l'effort associé à la réalisation d'une tâche, considéré comme source de désutilité dans les modèles Principal-Agent (Laffont et Martimort, 2002). Ainsi, un agent économique rationnel réagit aux incitations économiques concernant la réalisation de certaines tâches fixées par le contrat, ce qui permet, sous certaines conditions, d'augmenter le niveau d'effort consacré à ces tâches (Salanié, 1994).

Incitations fiscales optimales

La théorie moderne des incitations a été initiée par les travaux de Mirrlees en 1971 qui ont ouvert le champ de la fiscalité optimale, c'est-à-dire la manière dont les incitations doivent combiner un objectif d'efficacité et de redistribution. Les incitations optimales du système fiscal peuvent être obtenues à partir d'un modèle Principal-Agent dans lequel les citoyens-Agents délèguent à l'État-Principal la tâche de redistribuer les revenus via le paiement d'un impôt³⁶ (Simula et Trannoy, 2007). L'asymétrie d'information concerne le fait que l'état ne connaît ni les capacités (ou le talent) ni l'effort d'un agent particulier (l'effort au travail ou à chercher du travail d'un ménage, la capacité à faire de la R&D des entreprises, ou encore la volonté de faire des enfants). En revanche, il connaît les revenus et des informations agrégés sur la productivité des agents. Le problème consiste à définir un système de taxation pour inciter les individus à révéler volontairement leur capacité (problème d'anti-sélection) et décourager la tentation d'efforts limités (problème d'aléa moral)³⁷.

³⁶ Une troisième partie peut être constituée par les entreprises qui sont chargées de prélever les impôts directement sur les salaires (cotisations, contribution, impôt sur le revenu) ou la consommation (TVA), voir Kleven, Kreiner, et Saez (2016).

³⁷ En prenant en compte le fait que l'économie est ouverte et les agents peuvent changer de pays, s'ajoute une contrainte de participation à ce problème d'anti-sélection (Simula et Trannoy, 2007).

Si la résolution de ce problème est complexe³⁸ et n'a donné au début que des résultats sans applications réalistes de politique économique, les travaux de Piketty (1997), Diamond (1998) et Saez (2001, 2002) ont contribué à faciliter la synthèse pratique des résultats de fiscalité optimale. Dans la version la plus simple, les incitations optimales dépendent (i) d'un facteur d'efficacité dépendant inversement de l'élasticité du revenu par rapport aux taux marginaux d'imposition ; (ii) d'un facteur redistributif qui s'appuie sur les préférences sociales pour la redistribution, et (iii) d'un facteur de distribution des revenus de la population (correspondant au coefficient local de Pareto). Nous nous intéressons plus précisément au premier facteur dans cette thèse, c'est-à-dire l'effet des taxes sur les comportements. Ces modèles peuvent être enrichis en tenant compte des effets revenus, des décisions de participation (Saez, 2002), de migration (Lehmann, Simula et Trannoy, 2014), du marché du travail imparfait (Hungerbühler, 2006), ou des effets indirects sur d'autres bases taxables. Au final, les modèles classiques de fiscalité optimale indiquent que la forme optimale des taux marginaux est en U aux États-Unis³⁹ (Diamond 1998 ; Saez 2001). Le niveau des taux optimaux dans le haut et dans le bas de la distribution reste cependant sujet à débat et son estimation diffère d'une étude à l'autre selon ce qui est pris en compte dans le modèle⁴⁰. Pour obtenir ces taux marginaux optimaux, ces études utilisent cependant souvent des élasticités estimées à partir des réactions à l'impôt sur le revenu (voir la revue de littérature exposée dans la partie 2.2), alors que les taux marginaux optimaux ont vocation à refléter ceux de l'ensemble du système socio-fiscal, et non seulement de l'IR.

Dans le cas des incitations optimales à la R&D, il est nécessaire de prendre en compte les externalités liées à la R&D et les interactions entre entreprises. Akcigit et al. (2017) montrent qu'un système d'incitation optimal à la R&D associe des subventions non linéaires pour les inputs et les outputs de la R&D. La subvention à la R&D dépendrait de l'âge de l'entreprise et de l'investissement en R&D.

Incitations fiscales effectives

Cependant, les incitations fiscales optimales théoriques sont rarement comparées aux incitations effectivement observées dans la population. Cela est notamment lié au fait que dans le bas de la distribution les modèles de fiscalité optimale prennent mal en compte les

³⁸ Avec pas moins de 141 équations numérotées dans Mirrles (1971). Voir Mirrles (1976), Simula et Trannoy (2007) et Lehmann (2013) plus pédagogique.

³⁹ En approchant mieux la distribution des très hauts revenus, ces travaux ont notamment montré que le taux marginal des très hauts revenus était beaucoup plus haut que la prédiction initiale de Mirrles.

⁴⁰ La prise en compte des réponses extensives sur la participation au marché du travail (Saez, 2002), ou la prise en compte d'un objectif de réduction de la pauvreté monétaire (Kanbur, Keen et Tuomala, 1994), abaisse les taux marginaux optimaux dans le bas de la distribution (lorsque les réponses dans la marge extensive sont importantes relativement à celles dans la marge intensive). Dans le cas de la taxation des plus hauts revenus, les taux optimaux peuvent être différents de ceux obtenus initialement par Saez (2001) : plus hauts en prenant en compte les extractions de rentes liées au pouvoir de négociation des très hauts revenus (Piketty, Saez et Stancheva, 2014), ou plus bas en prenant en compte les externalités positives de l'innovation et le fait que la taxation des hauts revenus réduit *in fine* le revenu des tous (Jones, 2018) et l'accumulation de capital humain (Badel, 2018). Enfin, la prise en compte de l'hétérogénéité des réponses aux taux marginaux modifierait les taux marginaux optimaux (à la hausse) selon Jacquet et Lehmann (2018).

marchés du travail incomplets (présence du Smic, temps partiel, etc), et à la difficulté de calculer les incitations de l'ensemble du système socio-fiscal.

Les incitations effectives au travail et à la R&D dépendent des pays étudiés, il serait trop long d'en faire l'inventaire ici. Dès la fin des années 1990, plusieurs études ont obtenu une forme des Taux Marginaux Effectifs de Prélèvement (TMEP) en U (Bourguignon 1998 Laroque et Salanié 1999), mais avec des limites⁴¹. Cette voie a été poursuivie (cf. revue de littérature en chapitre 1⁴²) mais à notre connaissance, aucune étude sur la France ne présente l'hétérogénéité des TMEP sur l'ensemble de la population, en prenant en compte tous les transferts, et sur une longue période. Des résultats sur la marge extensive ont été également donnés selon la distribution des revenus des actifs mais sur une population restreinte (Ferey, 2018) ou sur une période ancienne (Immervol et al., 2007).

Incitations monétaires et effets d'éviction

Des travaux menés en psychologie et en économie ont montré des situations où les incitations monétaires n'ont pas d'effet sur les comportements, voire s'avèrent contre-productives. Des exemples célèbres concernent l'introduction de récompenses ou de sanction dans les domaines de l'éducation ou de la santé (voir Gneezy et al., 2011 pour une revue de littérature). Ces situations peuvent être la conséquence de l'existence d'autres types de motivations que monétaires (qui sont extrinsèques), appelées motivations intrinsèques. Selon la théorie psychologique, les individus retirent une satisfaction directe d'une activité considérée comme intrinsèquement gratifiante et motivante (Deci 1971). Frey (1994) théorise le fait que les motivations extrinsèques liées aux incitations monétaires, pouvaient évincer les motivations intrinsèques, conduisant à un effet d'éviction. Incitations intrinsèques et extrinsèques ne seraient ainsi pas indépendantes comme dans les modèles Principal-Agent de base. Bénabou et Tirole (2003) expliquent ces effets d'éviction car l'agent interprète ces incitatifs comme le signal que la tâche est moins attractive ou comme le signal d'une perte de confiance de la part du principal⁴³. Selon Gneezy et Rustichini (2000), les incitations monétaires prennent le dessus sur celles intrinsèques quand elles « payent assez », comme le résume bien le titre de leur papier : « *Pay Enough or Don't Pay at All* ». Cependant, selon Tirole (2009), les incitations « *ont prouvé leur efficacité dans un certain nombre de contextes* ». Selon un article récent de DellaVigna et Pope (2018), les incitations monétaires fonctionnent et ont plus d'effet que les facteurs psychologiques. Dwenger et al. (2016) ont par ailleurs mis en évidence un rôle des incitations intrinsèques dans le cas de la fiscalité mais ont montré qu'elles n'évinçaient pas les motivations extrinsèques.

⁴¹ L'étude de Bourguignon utilise l'enquête budget des familles (1994) dont l'échantillon est faible et éloigné de l'année d'intérêt (1998). Laroque et Salanié (1999) font état des difficultés de simulation de plusieurs transferts.

⁴² Une revue de la littérature plus complète des incitations au travail mesurée en France (ainsi que de l'incidence des cotisations sociales dont il est nécessaire de faire des hypothèses pour ce genre d'exercice) est donnée dans le chapitre 1.

⁴³ D'autres auteurs expliquent ces effets d'éviction par la théorie des contrats incomplets (Kreps 1997; Gneezy et Rustichini 2000), ou des effets de réputation (Gneezy et al., 2011).

2.2. L'effet des incitations fiscales sur le marché du travail

L'effet de la taxation du travail sur le marché du travail a fait l'objet d'une vaste littérature (voir Commission Européenne, 2012 pour une revue générale). Les effets sont estimés par des élasticités, qui mesurent l'effet de la taxation sur l'offre ou la demande de travail. Nous présentons dans cette partie l'effet sur l'offre puis sur la demande de travail.

Incitations fiscales à l'offre de travail

L'estimation de l'élasticité de l'offre de travail et du revenu du travail fait l'objet d'une importante littérature, adoptant une méthodologie structurelle ou en forme réduite. Les résultats sont très variables selon la méthode utilisée, la variable d'intérêt, le pays, la réforme, ou la période.

Méthodes. Plusieurs méthodes permettent d'estimer les élasticités : les modèles structurels (continue ou de choix discrets⁴⁴), les méthodes quasi-expérimentales avec une approche en forme réduite en exploitant les changements différentiels de traitement à la suite des réformes fiscales, et les méthodes de *bunching*⁴⁵. L'approche en forme réduite est de plus en plus utilisée parce que les expériences naturelles offrent des sources d'identification plus transparentes, mais elles n'identifient que des effets locaux et dans un contexte précis, contrairement aux modèles structurels qui donnent des résultats plus généralisables (Keane 2011, Roux 2015). À partir de la fin des années 1990, de très nombreux papiers ont estimé une élasticité au revenu imposable (ERI par la suite) par rapport au taux marginal d'imposition par méthode quasi-expérimentale. Selon la revue de littérature de Saez et al. (2012), les meilleures estimations récentes disponibles de l'ERI vont de 0,12 à 0,40, avec un point médian de 0,25 (et 0,33 pour le revenu avant déduction selon la méta-analyse de Neisser (2018)). Cette méthode elle-même donne des résultats différents selon les spécifications. Par exemple, une amélioration de l'instrument conduit Weber (2014) à estimer des élasticités supérieures à celles estimées par Gruber et Saez (2002) sur les mêmes données. Lundberg et Norell (2018) montrent que la méthode de différence de différences conduit en général à des estimations plus élevées par rapport aux autres méthodes en forme réduite, et Thoresen et Vatto (2015) montrent que les estimations ERI ne se comparent aux estimations des modèles structurels qu'au prix d'un travail important. Enfin, la méthode de *bunching* obtient des élasticités traditionnellement faibles.

Marges de réponse. Un facteur déterminant est la variable d'intérêt. Le résultat classique est que les réponses sur la marge extensive (i.e. la participation au marché du travail), sont supérieures, à celles sur la marge intensive (sur les heures travaillées) (voir Blundell et

⁴⁴ Voir Hausman (1981) pour l'approche continue et Van Soest (1994) pour la méthode de choix discret.

⁴⁵ La méthode de *bunching* permet d'estimer les réponses du revenu imposable en exploitant les incitations à placer son revenu en deçà des discontinuités des taux marginaux ou moyens. Ces incitations conduisent à des phénomènes d'accumulation immédiatement avant le seuil où il est préférable d'abaisser son offre de travail. En général, les réponses obtenues sont très faibles, ou significatives sur une population spécifique comme les travailleurs indépendants (Saez, 2010).

MaCurdy 1999, Kean, 2010). Cependant ces réponses sur la marge extensive ont fortement baissé (Heim, 2007⁴⁶), auraient été surestimées économétriquement (Kleven, 2019), et ont été estimées sur des populations très spécifiques (Lundberg et Norell, 2018⁴⁷). Blundell, Bozio et Laroque (2013) et Kline et Tatari (2016) montrent que les réponses sur la marge intensive jouent un rôle important sur les heures travaillées au niveau agrégé. En ce qui concerne la marge intensive, c'est traditionnellement l'effet sur les heures travaillées qui a été estimé dans les modèles structurels d'offre de travail. Une autre littérature estime l'élasticité du revenu imposable en utilisant des réformes de l'impôt sur le revenu. Estimer l'effet de la fiscalité sur le revenu imposable et non le nombre d'heures travaillées permet de prendre en compte d'autres marges de réactions comportementales aux taux marginaux d'imposition comme l'effort, le salaire horaire, le changement d'emploi, l'évitement fiscal, (Feldstein, 1995). Feldstein (1999) montre que l'ERI permet de calculer la perte sèche de taxation et donc l'efficacité de la fiscalité⁴⁸. Cette littérature estime aussi les réponses sur les revenus totaux, ou encore les revenus du travail. Les ERI estimées sont plus élevées sur le revenu imposable du fait des possibilités de déductions fiscales (0,86 VS 0,48 par rapport aux revenus bruts, selon Weber 2014). Selon la revue de Kleven et al. (2019), l'effet de la taxation est important sur les migrations pour certaines populations (étrangers, très hauts revenus, personnes très mobiles).

Les ERI sont en général effectuées au niveau du foyer fiscal, et ne donnent pas des élasticités individuelles par rapport à la taxation propre ou du conjoint à part de rares exceptions (Gelber 2007 et Carbonnier 2014). Or, il a été montré que le modèle unitaire de la famille ne résiste pas aux observations empiriques (Meghir et Phillips, 2010) et qu'il est important de connaître les réponses croisées dans un couple pour aller au-delà de l'approche collective du couple. Enfin, si la question de l'élasticité de substitution entre capital et travail a beaucoup été étudiée pour les entreprises⁴⁹, l'élasticité de substitution croisée entre les revenus du capital et du travail pour les ménages a été peu estimée dans la littérature.

Pays. Lunberg et Norell (2018) montrent que les effets seraient plus élevés en Amérique du Nord qu'en Europe pour l'élasticité de la participation au marché du travail. Dans les pays scandinaves et au Japon, les élasticités du revenu imposable seraient en général plus faibles. Or, si les estimations sont très nombreuses au États-Unis et dans les pays scandinaves, elles sont relativement peu nombreuses en France : seules trois études estimant des ERI existent : Piketty (1999), Lehmann et al. (2013), et Cabannes et al. (2014). Elles donnent des estimations entre 0,1 et 0,3 mais sont ciblées sur des groupes particuliers et aucune estimation postérieure à l'année 2006 n'est disponible en France.

⁴⁶ Heim (2007) a montré que les élasticités à la participation seraient passées de 0,66 en 1980 à 0,03 en 2000 (et moins sur la marge intensive : de 0,36 à 0,14).

⁴⁷ Ils concluent dans leur méta-analyse sur la marge extensive « *we believe that the policy-relevant full population elasticity is in the range 0,1-0,2* ».

⁴⁸ Par conséquent, cette méthode fournit une statistique suffisante utile pour calibrer les modèles de fiscalité optimale (Chetty, 2009) sous certaines hypothèses (Saez et al., 2012).

⁴⁹ voir la méta-analyse de Knoblach et al. (2016) concluant à une élasticité de substitution de long terme entre 0,6 et 0,7.

Type de population. La distinction selon le genre existe dans les études depuis longtemps. Si des études relativement anciennes obtenaient des élasticités des heures travaillées plus élevées pour les femmes que pour les hommes (surtout pour les femmes mariées, voir la revue d'Evers et al. (2008) par exemple), ce constat ne semble plus si tranché et les élasticités ont pu converger⁵⁰. Blundell et al. (2011) montrent l'importance de la composition familiale et de l'âge qui expliquent en partie les effets selon le genre. Un des résultats très robustes dans la littérature ETI est une réaction plus forte des indépendants et des plus hauts revenus (Saez 2010, Kleven et Schulz 2014). En effet, ces populations pourraient davantage éviter les taxes, en utilisant les déductions fiscales pour les hauts revenus ou en transférant leur revenu du travail en revenu du capital ou l'inverse pour les indépendants (Slemrod 1996, Saez 2004).

Type de réformes. Le modèle d'offre de travail prédit des réponses identiques à différents types de réformes affectant les incitations fiscales et ne permet pas d'estimer d'élasticités différentes selon le type de transferts. La majorité des études évaluant l'effet des réformes d'incitation au travail à l'international constatent un impact significatif de ces réformes sur le taux de participation des femmes (Eissa et Liebman 1996, Eissa et Hoynes 2004, Chetty et Saez 2013, Chetty et al. 2013), tandis que les résultats sont plus contrastés sur le RSA en France⁵¹. Lehmann et al. (2013) ont comparé l'effet de l'impôt sur le revenu et des cotisations sur les revenus du travail et trouvent des effets plus importants pour l'IR. Cependant aucune étude n'a utilisé cette méthode pour comparer l'effet des réformes de l'IR et des prestations.

Frictions. Les élasticités estimées par des méthodes microéconométriques sont beaucoup plus faibles que celles à partir desquelles sont calibrés les modèles macroéconomiques (entre 1 et 2). Plusieurs facteurs expliqueraient ces différences⁵², notamment l'existence de frictions d'optimisation (comme les coûts de recherche d'emploi, les coûts d'attention aux réformes fiscales) qui minoreraient les estimations microéconomiques (Chetty et al., 2009 et 2011).

Effets des incitations fiscales à la demande de travail sur l'emploi

Avant d'étudier l'effet des incitations à la R&D sur la R&D, nous donnons quelques résultats de la littérature sur les effets des incitations fiscales à la demande de travail des entreprises, qui utilisent des méthodes proches. En ce qui concerne les élasticités de demande de main-d'œuvre sur l'emploi, les revues de littérature obtiennent une élasticité moyenne de la demande de travail d'environ -0,3, Hamermesh (1993) concluant aussi qu'elle est décroissante

⁵⁰ Heim (2007) et Blau et Kahn (2007) montrent quant à eux que l'élasticité a diminué pour les femmes mariées dans le temps aux États-Unis (et Bishop et al. 2009 pour les femmes seules). Certaines études récentes indiquent ainsi un effet plus élevé pour les hommes (Martinez, Saez et Siegenthaler, 2018, Pacifico, 2019). Enfin, Thoresen et Vatto (2015) montrent que la différence selon le genre n'est pas robuste selon la méthodologie et le concept utilisé : si les simulations du modèle de l'offre de travail sont converties en estimations de ETI, les élasticités des hommes seuls sont plus grandes.

⁵¹ Simonnet et Danzin (2014) constatent un impact positif sur le retour au travail des mères célibataires avec de jeunes enfants, tandis que Briard et Sautory (2012) ne trouvent aucune preuve de réaction de l'offre de travail au RSA activité. Bargain et Vicard (2014) obtiennent un effet non significatif de la création du RSA sur l'emploi des jeunes.

⁵² On peut citer aussi les différences conceptuelles d'élasticités, (Frisch VS Hicks), les différences entre marge intensive et extensive (Chetty, Guren, Manoli et Weber, 2011), les effets dynamiques d'accumulation du capital humain (Keane et Rogerson, 2012), et la prise en compte des retraites et de l'éducation (Blundell, Bozio, Laroque, 2011).

en fonction du salaire, tandis que la méta-analyse récente réalisée par Lichter et al. (2014) suggère qu'elle augmente au cours du temps. Peichl et Siegloch (2012) montrent sur données allemandes que l'élasticité de la demande de travail est plus élevée pour les travailleurs peu qualifiés par rapport aux travailleurs plus qualifiés (-1 contre -0,3).

En France, les études ont principalement évalué les réformes de réduction de cotisations et confirment la décroissance de l'élasticité de la demande de travail en fonction du niveau de revenu. La première génération de réduction entre 1 et 1,3 Smic a été évaluée par Crépon et Desplat (2001) et Kramarz et Philippon (2001) qui obtiennent un effet très positif sur l'emploi, avec une élasticité de la demande de travail à son coût entre -1,5 et -2. Bunel et L'Horty (2012) montrent que l'extension à 1,6 Smic aurait été moins efficace avec une élasticité de -0,5, tandis que les récentes évaluations du CICE qui s'étend jusqu'à 2,5 Smic indiquent des effets très faibles sur l'emploi (Carbonnier et al., 2018, Gilles et al., 2018).

Effet des incitations fiscales sur la R&D

L'évaluation de l'impact des aides à la R&D a fait l'objet d'une importante littérature, elle-même l'objet d'un grand nombre de revues de littérature et méta-analyses (voir la revue de littérature dans le chapitre 3) Les enseignements de la littérature empirique ne sont que rarement univoques cependant. Une mesure synthétique de l'effet des aides souvent calculée est le multiplicateur de la R&D qui correspond au montant de dépenses privées en R&D (égal aux dépenses des entreprises en R&D moins les aides à la R&D) généré par un euro d'aides.

Une partie de cette variabilité s'explique par l'hétérogénéité des dispositifs d'aide mis en place dans les différents pays de l'OCDE qui dépendent de la catégorie d'entreprises traitées et du type d'aide. Si l'efficacité selon la taille d'entreprise est sujette à débats (cf. chapitre 3), il est plus établi que les aides seraient plus efficaces pour les jeunes entreprises (Dechezlepretre et al. 2016) car elles sont plus contraintes financièrement (Czarnitzki et al., 2011). Une deuxième différence vient du type d'aides mises en place. Hægeland et Møen (2007) montrent que les crédits d'impôt ont des effets légèrement plus forts que les subventions tandis que, parmi les crédits d'impôts, il est généralement attendu un effet plus efficace des crédits appliqués aux dépenses de R&D supplémentaires plutôt que celles basées sur le volume de R&D du fait de la persistance de la R&D (Lokshin et Mohnen 2012). Selon David et al. (2000) et Guellec et Van Pottelsberghe de la Potterie (2003), les effets des crédits d'impôt seraient plus rapides que les effets des subventions qui se matérialiseraient surtout à long terme. Une troisième source de variation concerne la méthode. Deux catégories de méthodes sont utilisées : la méthode structurelle évalue la réaction des dépenses de R&D par rapport à l'évolution du coût d'usage du capital de R&D et les méthodes directes utilisent des expériences quasi-naturelles, en comparant des groupes traités et non traités. Si ces dernières méthodes ont l'avantage d'être plus simples, elles se heurtent souvent au fait que les entreprises non aidées sont différentes de celles aidées et à l'endogénéité des aides (Cerulli

2010)⁵³. L'effet temporel des aides est également source de divergence : Lach (2002) trouve qu'une subvention à destination des petites entreprises en Israël a eu un effet d'aubaine la première année, mais a eu un fort effet d'entraînement par la suite. Enfin l'efficacité des aides à la R&D varie d'un pays à l'autre du fait de différences en termes d'organisation, de caractéristiques économiques et de systèmes d'innovation. L'efficacité serait relativement faible en Italie et en Espagne, mais plus élevée au Royaume-Uni depuis les années 2000 (comme l'illustre les récentes études de Dechezlepretre et al. (2016) et Guceri et Liu (2019) qui obtiennent des multiplicateurs supérieurs à un pour l'évaluation de la réforme du CIR de 2008). Les résultats pour la France sont relativement peu nombreux au regard du nombre de dispositifs et des sommes en jeu. C'est principalement le CIR qui a été évalué : parmi les travaux les plus récents, on peut citer Duguet (2012), Mulkay et Mairesse (2013, 2018), Margolis et Miotti (2015), Bozio et al. (2019). Ces évaluations concluent globalement à un effet additif du CIR⁵⁴. Lhuillery et al. (2013) mettent en évidence un effet additif des subventions et du CIR mais ils observent aussi des effets d'aubaine pour les entreprises bénéficiant de montants d'aides faibles ou modérés.

Cependant, à notre connaissance, aucune étude ne s'est attachée à évaluer l'effet des aides à la R&D reçues par les petites entreprises en France, notamment car la principale base de données sur la R&D en France (l'enquête R&D) n'est pas représentative pour cette population. De même, les études précédentes sur la France ont évalué seulement l'effet d'un dispositif en particulier mais pas l'effet global de l'ensemble des dispositifs d'aides.

3. Problématique générale et contributions

La première partie de cette introduction a montré que l'emploi et la R&D sont deux domaines où la France diffère par rapport aux autres pays, mais qui ont aussi fait l'objet de nombreuses réformes afin de combler ce retard via une hausse des incitations à l'emploi et à la R&D. Dans cette thèse, nous nous interrogeons sur deux points principaux :

- (1) Quelles sont les incitations monétaires du système socio-fiscal, à travailler pour les ménages, et à faire de la R&D pour les entreprises ? Comment ont-elles évolué dans le temps ?
- (2) Quels sont les effets de ces incitations sur le marché du travail : sur les revenus d'activités des ménages dans le cas des incitations au travail et sur l'emploi en R&D dans le cas des incitations à la R&D ?

⁵³ Sauf dans le cas des stratégies de régression sur discontinuité comme Dechezlepretre et al. (2016) autour du seuil d'éligibilité au critère PME ; ces études donnent cependant des résultats très locaux, difficiles à généraliser.

⁵⁴ Bozio et al. (2019) obtiennent par différence de différences un multiplicateur des dépenses de R&D entre 1 et 1,5 mais un effet sur l'emploi R&D plus faible, et parfois non significatif. Avec une méthode structurelle estimée sur une période avant la réforme de 2008, Mulkay et Mairesse (2013) obtiennent un multiplicateur de 0,7 (avec des données plus récentes Mulkay et Mairesse (2018) obtiennent aussi un multiplicateur à long terme d'environ 0,7).

La première question a déjà fait l'objet d'études en France comme indiqué dans la partie précédente, mais la contribution est ici de dresser un panorama des incitations de l'ensemble de la population (et selon différentes sous populations) sur la marge intensive et la marge extensive et leurs évolutions depuis 1998 (chapitre 1). L'intérêt de ce travail est également de discuter l'optimalité du système socio-fiscal français au regard des prédictions théoriques.

Bien que la deuxième question ait été massivement traitée dans la littérature internationale (cf. partie précédente), relativement peu de travaux ont été menés en France, et des questions restent ouvertes. Pour les ménages, il s'agit par exemple de savoir si les réactions comportementales sont plus fortes suite à des variations d'incitations au travail liées aux prestations sociales ou à l'impôt sur le revenu. Comparer les réactions de chaque transfert permet de déterminer lesquelles sont les plus efficaces pour réduire les inégalités ou accroître les recettes fiscales. Il est également important de mieux connaître les réactions par type d'individu, et notamment quels sont les individus les plus sensibles aux incitations fiscales sur la marge intensive : selon le statut marital, le type d'emploi, l'âge, le diplôme, le niveau de revenu, etc. Une contribution de cette thèse est aussi d'explorer les réponses croisées entre conjoints d'une part et entre les revenus des capitaux et du travail d'autre part, qui ont été très peu estimées dans la littérature.

Comme nous l'avons vu précédemment, mesurer l'efficacité des aides à la R&D à destination des entreprises est importante car leur montant est particulièrement élevé en France (plus de 9 milliards d'euros en 2015). Notre travail sur l'effet des aides à la R&D (chapitre 3) apporte trois contributions par rapport à l'abondante littérature sur le sujet. On s'intéresse tout d'abord, aux effets sur les petites entreprises qui n'ont été que très peu étudiées en France du fait du problème de représentativité de l'enquête R&D. Une deuxième contribution est d'évaluer l'effet de l'ensemble des aides à la R&D pour prendre en compte le fait que les entreprises utilisent souvent plusieurs dispositifs, et différentes réformes entre 2003 et 2010. Une troisième contribution consiste à présenter des résultats d'impacts par secteur d'activité.

Une contribution générale de la thèse est l'attention portée au système socio-fiscal dans sa globalité et aux interactions entre ses dispositifs. Dans les trois chapitres, nous n'étudions pas l'effet d'un dispositif particulier comme c'est souvent fait dans la littérature, mais l'ensemble des dispositifs qui ont un effet sur la variable d'intérêt (offre de travail ou R&D). Ainsi, dans le chapitre 1, nous définissons les taux marginaux effectifs de prélèvement qui prennent en compte les taux marginaux liés à l'IR, aux cotisations et contributions sociales et à l'ensemble des prestations sociales, dans un cadre unifié. Cela permet notamment de prendre en compte les interactions entre les différentes prestations qui conduisent à des taux marginaux inattendus dans certains cas. Dans le deuxième chapitre, il est également important de prendre en compte les prestations pour évaluer l'effet des incitations sur l'offre de travail car des réformes sur l'IR et les prestations sociales ont été concomitantes plusieurs années.

4. Données et méthodes

Des traits communs à tous les chapitres de cette thèse concernent d'une part, l'utilisation de nombreuses bases de données, et d'autre part, les méthodes de microsimulation et les techniques économétriques utilisées.

4.1. Données

Dans chaque chapitre nous utilisons des données administratives, ainsi que des données d'enquête pour pouvoir répondre aux questions posées. Les données administratives sont de plus en plus utilisées dans la recherche économique⁵⁵ car elles sont fiables, et souvent exhaustives. Cependant, dans de nombreux cas, ces données ne sont pas suffisantes pour l'analyse économique car elles n'ont pas été créées dans ce but, et il est donc nécessaire d'utiliser des données d'enquête. Par exemple, les données fiscales de l'impôt sur le revenu ne permettent pas de faire le lien entre des personnes concubines qui vivent sous le même toit pour simuler les prestations sociales, de connaître le statut d'activité (actuel et sur le passé), la catégorie socio-professionnelle, la durée du travail, ou encore le contrat de travail d'un individu : ces données sont fournies par l'enquête emploi de l'Insee⁵⁶.

Dans le cas des ménages (1^{er} et 2^e chapitres), les données administratives fiscales et sociales d'un côté, et l'enquête emploi de l'autre, sont appariées par l'Insee pour fournir les données de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS). Nous utilisons directement ces données dans les chapitres 1 et 2 et nous apparions dans le chapitre 2, les données de l'ERFS entre 2006 et 2015 deux à deux en utilisant la dimension panel de l'enquête emploi.

Pour les entreprises (3^e chapitre), nous faisons un appariement inédit entre les données fiscales des entreprises, les données administratives sur l'emploi, les différentes bases de données sur l'ensemble des dispositifs d'aides à la R&D, l'enquête R&D, et l'enquête sur les liaisons financières (afin de déterminer les structures de groupes d'entreprises). L'ensemble de ces appariements nécessite de nombreuses vérifications et procédures de contrôle.

4.2. Méthode de microsimulation

Malgré ces appariements de bases, des données importantes sont encore manquantes afin de pouvoir répondre à la problématique de la thèse. C'est notamment le cas des cotisations

⁵⁵ À titre d'illustration, le pourcentage de publications utilisant des données administratives était quasi nul au début des années 1990, tandis qu'il est de près de 30% en 2017 selon les estimations de Kleven (2018). Elles sont passées de 5% de l'ensemble des travaux empiriques publiés en 2008 à 26% en 2014 dans les publications de la meilleure revue internationale en économie, l'*American Economic Review* (Einav et Levin (2014), cité dans le rapport de Bozio et Geoffard (2017) sur les données administratives).

⁵⁶ De même, les données administratives sur les entreprises ne permettent pas de connaître les liens financiers entre entreprises, qui sont nécessaires pour construire par exemple les catégories d'entreprises PME, ETI et grandes entreprises, ni de connaître les subventions publiques reçus ou encore les emplois en R&D.

sociales (et du coût du travail) dans chaque chapitre. On utilise des techniques de microsimulation pour pallier ce manque de données et aussi pour être capable de calculer des taux de prélèvements marginaux et à l'emploi des ménages⁵⁷.

Inventée par Orcutt (1957, 1960), la microsimulation est une méthode visant à examiner empiriquement l'impact d'un changement législatif sur une population donnée ; elle a fait l'objet d'un développement fulgurant ces dernières années⁵⁸.

Dans les deux premiers chapitres, on utilise le modèle de microsimulation INES, développé par l'Insee et la Drees, qui simule les prélèvements et prestations en France de manière statique⁵⁹, sans comportement, sur l'année N à partir de l'ERFS de l'année $N-2$. Dans une logique de partage de la connaissance, le code de ce modèle a été rendu libre d'accès en juin 2016, et chaque année une note publique⁶⁰ compare les résultats de ce modèle par rapport à des cibles officielles pour chaque transfert simulé et détaille les changements apportés par rapport à l'année précédente. Ce modèle a dû être adapté dans cette thèse afin de simuler les taux marginaux et l'effet de la législation 1998 dans le chapitre 1, et afin de simuler la législation de l'année N à partir de l'ERFS N sur les années 2006 à 2015 dans le chapitre 2.

Pour le chapitre 3, les cotisations sociales employeurs (ainsi que les allègements de cotisations) ont été simulées sur la période 2002-2010 en adaptant et actualisant les travaux de Cottet et al. (2012).

4.3. Méthodes économétriques

Les deuxième et troisième chapitres de cette thèse soulèvent des questions de sélection liées à l'endogénéité de plusieurs variables qui nécessitent l'utilisation de méthode d'identification économétriques. Dans le chapitre 2, les variables dont dépendent le revenu du travail, le taux marginal et le taux moyen, sont endogènes car dépendent du revenu du fait de la progressivité du barème de l'IR⁶¹. Dans le chapitre 3, le montant des aides des entreprises est endogène : d'une part, les organismes publics attribuent des subventions en fonction du dynamisme des entreprises ou de l'aspect novateur de leurs activités⁶² ; d'autre part, au cours de la période 2003-2007, le CIR est en partie calculé en fonction de l'accroissement des dépenses de R&D.

⁵⁷ Pour calculer ces taux, il est nécessaire de simuler l'ensemble du système socio fiscal et étudier l'effet d'une modification du revenu initial sur le revenu disponible.

⁵⁸ Voir plus de détail le cours d'Antoine Bozio sur la microsimulation (disponible sur sa page personnelle de PSE) : <http://www.parisschoolofeconomics.com/bozio-antoine/fr/documents/MS-lecture1.pdf>

⁵⁹ Les modèles sont statiques lorsqu'il n'y a qu'une seule période et dynamiques lorsqu'ils englobent plusieurs périodes ; ils peuvent inclure des effets de comportement ou non ; et ils reposent sur des hypothèses d'incidence fiscales.

⁶⁰ À ce lien https://adullact.net/docman/view.php/940/3782/note_validation+Ines+2017_vf.pdf pour le modèle Ines simulant la législation 2017.

⁶¹ En effet, le taux marginal de prélèvement est corrélé positivement avec le niveau de revenu d'un contribuable lorsque le barème de l'impôt sur le revenu est progressif, ce qui crée une corrélation fallacieuse entre TMP et les variations du revenu qu'il est nécessaire de corriger en trouvant des instruments corrélés avec le TMP, mais non corrélés avec le revenu potentiel.

⁶² Ces deux caractéristiques inobservées expliquent la croissance de l'emploi des entreprises mais comme elles conditionnent l'obtention d'aide elles sont aussi corrélées à la baisse du coût relatif de l'emploi.

Pour pallier ces problèmes d'endogénéité, plusieurs méthodes sont utilisées dans cette thèse : matching, double différence, et variables instrumentales. Toutes ces méthodes font partie de la même famille de méthodes utilisant une identification par expérience quasi-naturelle. Ces méthodes d'évaluation des politiques publiques utilisent le cadre dit « de Rubin »⁶³. Dans les deux chapitres les équations estimées sont en formes réduites mais sont issues de modèles théoriques : d'offre de travail (arbitrage travail-loisir avec maximisation de l'utilité) dans le chapitre 2, et de minimisation des coûts d'une entreprise dans le chapitre 3.

Dans le chapitre 2, l'évolution des taux de rétention marginaux et moyens (complémentaires à un des taux marginaux et moyens de prélèvements) sont instrumentés par leurs évolutions liées aux réformes fiscales. Cette méthode revient à faire une différence de différences mais de façon continue, dans laquelle le groupe de contrôle n'est pas pré-déterminé. Dans ce chapitre, nous effectuons aussi une régression polynomiale locale permettant d'illustrer de manière semi-paramétrique la relation entre taux de rétention et revenu du travail.

Dans le chapitre 3, l'évaluation est compliquée car il n'y a pas de groupe de contrôle naturel, toutes les entreprises pouvant demander du crédit impôt recherche. Nous testons deux méthodes pour évaluer l'effet des aides sur l'emploi R&D. La première associe méthodes d'appariement par score de propension et doubles différences, avec deux groupes de contrôle différents. Le fait de travailler sur des très petites entreprises permet de justifier que des entreprises très proches peuvent demander ou non des aides, en fonction de leur stade de développement ou de la connaissance des dispositifs d'aide par le chef d'entreprise. Nous testons ensuite une autre méthode, qui nous semble plus robuste⁶⁴. Nous estimons un modèle de demande de travail qui permet de calculer un niveau d'emploi à partir du chiffre d'affaires et du coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié diminué des aides. Cette dernière variable est instrumentée à l'aide des variations exogènes législatives de taux du CIR. L'estimation est réalisée en utilisant la méthode des moments généralisés, avec la méthode de Blundell et Bond (1998) pour instrumenter le terme autorégressif de l'équation. L'estimation de l'effet des aides sur l'emploi est enfin réalisée en utilisant le modèle et en calculant des différences de différences avec un groupe de contrôle.

Plus généralement pour les chapitres 2 et 3, si les conditions de la validité interne des modèles semblent globalement réunies, la validité externe est compromise. L'effet mesuré est uniquement l'effet du traitement sur les traités et il est local pour les estimations par variables instrumentales dans les chapitres 2 et 3 comme l'ont démontré Angrist, Imbens, et Rubin (1996). L'effet ne peut pas a priori être généralisé sur l'ensemble de la population, et ne prend pas en compte les effets d'équilibre général et de bouclage macroéconomique.

⁶³ Voir Givord (2010) pour une présentation détaillée des méthodes.

⁶⁴ Elle permet d'une part, de prendre en compte l'intensité du traitement et donc la marge intensive (alors que la méthode précédente ne donne des résultats que sur la marge extensive), et d'autre part, de faire porter la comparaison entre les entreprises traitées et non traitées sur l'évolution du coût de l'emploi et du chiffre d'affaires pour lesquels l'hypothèse de tendance commune est mieux vérifiée que pour l'emploi.

5. Résumé des chapitres

Cette dernière partie résume brièvement les chapitres en donnant les principaux résultats. Des résultats transversaux sur l'ensemble de la thèse sont donnés dans une conclusion générale en fin de document.

Chapitre 1 ⁶⁵

Ce chapitre donne un panorama des incitations à travailler en France, et des réponses à la question : dans quelle mesure le travail paye-t-il ? Les incitations sont mesurées par les taux marginaux effectifs de prélèvements TMEP (sur la marge intensive) et les taux effectifs de prélèvements de retour à l'emploi TEPE (sur la marge extensive). Ils correspondent à la proportion d'une hausse des revenus du travail des ménages qui revient au système socio-fiscal, soit parce qu'un prélèvement augmente, soit parce qu'une prestation sous conditions de ressources diminue. Leur calcul est effectué par microsimulation à partir de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (cf. supra). Le chapitre propose d'abord une photographie des incitations du système socio-fiscal sur l'année 2014. Nous montrons que les incitations au travail sont beaucoup plus faibles d'une part pour les personnes au niveau du Smic sur la marge intensive et d'autre part pour les personnes sans conjoint par rapport à celles avec conjoint (dans la première moitié de la distribution sur la marge intensive et pour l'ensemble sur la marge extensive). Nous montrons aussi que la différence d'incitation au travail entre homme et femme est très faible voire nulle en moyenne du fait des cotisations sociales (sauf dans le haut de la distribution à la défaveur des femmes mariées du fait de l'IR).

Cette étude montre en effet la part prépondérante des cotisations sociales et de la CSG qui fait que sur une large portion de la distribution des revenus (entre le 45^e et 75^e centile), le TMEP est quasi constant. La progressivité de l'impôt sur le revenu conduit à une augmentation des TMEP pour le quart supérieur, tandis que la partie dégressive du RSA et de la PPE et des allocations logement entraîne une hausse également dans le bas de la distribution. Le point haut des TMEP est atteint autour du Smic lors de l'entrée dans le l'IR, tandis que les TMEP diminuent par la suite du fait de l'arrêt des allocations logement et de la PPE. Au final, la forme des TMEP est en tilde en 2014. Le scénario d'incidence en prenant en compte des cotisations patronales montre néanmoins une forme en tilde moins marquée du fait de la constance de ces taux et de leur poids important. On observe une forte hétérogénéité des TMEP, surtout pour les bas revenus, le rapport interdécile diminuant au fur et à mesure que les revenus augmentent.

L'analyse des effets de la législation entre les années 1998 et 2014 montre ensuite que les incitations au travail sur la marge intensive ont augmenté significativement dans l'extrême

⁶⁵ Ce chapitre est une version augmentée de l'article de même titre publié dans le numéro 503-504 de la revue *Économie et Statistique – Economics and Statistics* en janvier 2019 (page 13-35). La première partie de ce chapitre sur les taux marginaux a été réalisée avec Juliette Fourcot et a fait l'objet d'un document de travail Insee (F1701).

bas de la distribution (et baissé par la suite entre le 2^{ème} et le 4^{ème} décile), et que celles sur la marge extensive ont fortement augmenté dans tout le premier tiers de la distribution. Sur les deux marges, les situations de désincitations au travail (TMEP et TEPE supérieurs à 100 %) ont diminué. Le profil des taux marginaux par centiles de revenu a évolué d'un U vers un tilde. Ces effets sont liés à la mise en place de mécanismes d'incitation à l'emploi pour les bas salaires (RSA activité et PPE) qui ont donc atteint leur objectif d'incitation au travail, et seraient relativement optimaux d'un point de vue normatif (Diamond et Saez, 2011).

Chapitre 2

Ce chapitre a pour but d'estimer les élasticités du revenu du travail par rapport au taux de rétention marginal (TRMa) sur la période 2006-2015 en France. Cette étude exploite non seulement les réformes de l'impôt sur le revenu, comme le font les précédentes études, mais utilise aussi les réformes des prestations soumises à condition de ressources, ce qui est une originalité par rapport à cette littérature. Cela a l'avantage de permettre de comparer ces différentes élasticités du revenu du travail. L'estimation repose sur la méthode de Gruber et Saez (2002) (cf. supra). Les données de l'ERFS sont utilisées, ainsi que le modèle de microsimulation INES pour simuler les taux marginaux (cf. supra). La période 2006-2015 fournit une variété de réformes intéressantes pour l'identification : hausse et baisse des taux marginaux, variations sur l'ensemble de la distribution, et différences de taux marginaux pour des individus ayant le même niveau de revenu.

L'élasticité compensée du revenu du travail obtenue est faible, d'environ 0,1 pour le revenu du travail net⁶⁶, et proche de zéro pour le coût du travail (en incluant les cotisations sociales). Cela peut s'expliquer par les coûts d'ajustement et les frictions d'optimisation, ainsi que la difficulté des agents à connaître leur véritable taux marginal d'imposition.

En différenciant des élasticités en fonction des transferts, l'estimation donne des élasticités compensées d'environ 0,2-0,3 pour les réformes de l'impôt sur le revenu, 0,1 pour les réformes touchant au travail (RSA activité), et non significatives pour les prestations familiales. Cela peut s'expliquer par le fait que les réformes de l'impôt sur le revenu sont plus saillantes et mieux perçues que les réformes des prestations. Une conséquence de la réaction comportementale plus élevée de l'impôt sur le revenu par rapport aux prestations est que les réformes sur les prestations peuvent être plus efficaces pour réduire les inégalités (ou réduire le déficit de l'État) que l'impôt sur le revenu.

Les élasticités seraient plus élevées pour les personnes plus mobiles professionnellement (célibataires, sans enfants, jeunes, travailleurs indépendants, personnes ayant une formation supérieure), ou les personnes confrontées à une forte demande de travail (personnes ayant un

⁶⁶ C'est-à-dire qu'une hausse du taux de rétention marginal de 1 % de l'ensemble des transferts (correspondant à une baisse du taux marginal de prélèvement de 1%) entraîne une hausse de 0,1 % du revenu du travail net.

emploi hautement qualifié), qui peuvent être plus sensibles à la taxation pour optimiser leur revenu disponible. De plus, les élasticités croisées du revenu du capital par rapport à la taxation du travail sont négatives, notamment pour les indépendants, ce qui s'explique par des transferts de revenu capital/travail. Nous montrons enfin, contrairement au modèle théorique unitaire de la famille, le deuxième apporteur de ressource réagit significativement au taux marginal de son conjoint, alors que ce n'est pas le cas pour le premier apporteur de ressource. L'élasticité croisée au taux marginal du conjoint serait significativement positive dans les couples sans enfant, ce qui pourrait s'expliquer par une complémentarité des temps de loisir, mais pas dans les couples avec enfants, qui sont probablement plus contraints.

Dans la dernière partie du chapitre, deux applications sont données : les élasticités estimées sont utilisées pour une analyse normative, et une l'évaluation *ex post* des politiques publiques. On obtient que le taux marginal observé dans le haut de la distribution en France est inférieur au taux maximal d'imposition optimal calculé avec les élasticités. En prenant l'exemple de la réforme de la Prime d'activité de 2008 et d'une réforme fictive de l'impôt sur le revenu, on montre aussi que la prise en compte des réponses comportementales a un effet sur le coût budgétaire des mesures.

Chapitre 3 ⁶⁷

Le chapitre 3 s'intéresse à l'effet de la forte hausse (multiplication par quatre) des aides délivrées par les pouvoirs publics français pour financer les activités de R&D des PME entre 2003 et 2010. Cette forte hausse est due aux réformes du crédit d'impôt recherche (CIR), notamment en 2008, à la mise en place d'un dispositif dédié aux jeunes entreprises innovantes (JEI) en 2004 et à l'augmentation des subventions sur la période. Ce chapitre présente une évaluation de l'effet de ces aides à la R&D sur l'emploi hautement qualifié (cadres, professions intellectuelles supérieures et dirigeants d'entreprise) dans les petites entreprises à partir de données exhaustives sur l'emploi en France. Étudier l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié et non sur la R&D permet d'éviter les problèmes de re-classification de la R&D qui peuvent entraîner une surestimation de l'effet des aides sur la R&D (Hall et Van Reenen 2000, Chen et al. 2018)⁶⁸. Dans un premier temps, le chapitre décrit l'évolution agrégée des aides et de l'emploi à la R&D par catégories d'entreprise. Cette analyse montre que les petites entreprises bénéficient des plus forts taux d'aide pour leurs dépenses de R&D (50 % en 2010 pour les TPE), et qu'ils ont le plus augmenté. L'augmentation de la part des aides dans les dépenses de R&D s'est accompagnée d'une hausse des dépenses des entreprises

⁶⁷ Ce chapitre est repris d'un travail effectué avec Vincent Dortet-Bernadet publié dans la revue *Économie et Statistique / Economics and Statistics* (n°493, pages 5-22) et en document de travail de l'Insee (n°G2015/11).

⁶⁸ Comme les entreprises sont incitées à maximiser leur R&D pour avoir le maximum d'aides, elles peuvent reclassifier des emplois non R&D à la frontière de la R&D en emploi R&D. Le manuel de Frascati publié par l'OCDE a cependant pour but d'éviter cela en donnant de manière précise une définition de la R&D ; il est utilisé par l'administration fiscale française comme une référence dans la définition des opérations de R&D éligibles au CIR.

pour l'emploi R&D mais, notamment à partir de 2008, cette augmentation est inférieure au supplément d'aide reçu par les entreprises. Cette baisse de la dépense privée a été la plus forte pour les TPE par rapport aux autres catégories d'entreprises sur la période 2003-2010.

Des analyses économétriques sont menées sur un panel de petites entreprises des secteurs les plus intenses en R&D. Elles indiquent que l'effet des aides à la R&D a été positif et croissant depuis 2004 sur les dépenses de personnel hautement qualifié et en R&D. L'effet sur l'emploi en R&D aurait cependant été nettement inférieur à l'augmentation des aides reçues, notamment à partir de 2008. Au total, 63 % (entre 42 et 84 % compte tenu de l'intervalle de confiance à 95 %) du supplément d'aides obtenu par les entreprises entre 2004 et 2010 aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés. La part du supplément d'aide obtenu entre 2008 et 2010 qui aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés serait de 24 % (entre 18 et 34 % compte tenu de l'intervalle de confiance à 95 %). Les résultats détaillés par secteur d'activité montrent que la baisse de l'emploi hautement qualifié financé en propre par les entreprises concerne tous les secteurs mais qu'elle a été plus forte dans l'industrie et plus modérée dans les activités scientifiques et techniques. Pour les entreprises présentes en 2007, seulement 9 % du supplément d'aide reçu par les entreprises de l'industrie a servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés contre 15 % pour les entreprises des services informatiques et 43 % pour les entreprises des activités scientifiques et techniques. Les résultats précis restent à prendre avec précaution du fait de la difficulté à définir un bon groupe de contrôle. Le résultat général est que la très forte augmentation des taux d'aide à la R&D durant les années 2000 n'aurait pas conduit à augmenter efficacement l'emploi consacré à la R&D des très petites entreprises des secteurs intenses en R&D, mais ce résultat ne présage pas des effets des aides sur les autres entreprises. Cet effet d'aubaine pourrait être lié à l'introduction progressive du crédit d'impôt R&D basé sur le volume après 2004, ainsi qu'à la substitution complète du dispositif incrémental par celui fondé sur le volume après 2008⁶⁹. Nos résultats sont interprétables surtout à court terme et ne présentent pas des éventuels effets additifs de moyen-long terme. En effet, les mécanismes d'aide à la R&D ne génèrent pas toujours immédiatement de l'emploi supplémentaire en R&D, du fait des autres coûts de court terme auxquels les entreprises font face, et de la persistance de la R&D (Peters 2009, Arqué-Castells et Mohnen 2015).

⁶⁹ Ainsi, selon Mohnen (2017), « *Un certain niveau d'effet d'aubaine est inévitable, sauf si les subventions sont limitées aux efforts de R&D additionnels* ». Voir aussi Lokshin et Mohnen (2012).

Chapitre 1

Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014

Ce chapitre est une version augmentée de l'article de même titre publié dans le numéro 503-504 de la revue *Économie et Statistique – Economics and Statistics* en janvier 2019 (page 13-35). La première partie de ce chapitre sur les taux marginaux a été réalisée avec Juliette Fourcot et a fait l'objet d'un document de travail Insee (F1701). Je remercie Juliette Fourcot pour avoir co-écrit le document de travail sur les taux marginaux avec moi, Laurence Rioux pour ses relectures et ses nombreux conseils, ainsi que Pierre Boyer, Clément Carbonnier, Antoine Ferey, Étienne Lehmann, Marie Reynaud et les participants au séminaire DSDES de l'Insee (juillet 2016), aux 16^e journées LAGV (juin 2017), à la 18^e conférence d'économie publique théorique (PET, juillet 2017) et au séminaire OFCE (juillet 2017) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de ce travail.

Introduction

Le système socio-fiscal français permet une réduction des inégalités de niveau de vie, via l'impôt sur le revenu et les prestations monétaires⁷⁰. Or, les différents dispositifs socio-fiscaux assurant cette redistribution ont des effets sur les incitations au travail via leurs taux marginaux de prélèvements. Ces derniers correspondent à la proportion d'une hausse des revenus du travail qui revient au système socio-fiscal, soit parce qu'un prélèvement augmente, soit parce qu'une prestation sous conditions de ressources diminue. En général, plus les transferts sont redistributifs, plus ils produisent des taux de prélèvements marginaux (liés à une hausse marginale de revenu) et de retour à l'emploi (liés à une transition entre non emploi et emploi) élevés, susceptibles de réduire les incitations au travail et d'engendrer des distorsions dans les comportements des agents, notamment leur offre de travail. Par exemple, une hausse du taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu, en rendant le travail moins rémunérateur, peut conduire les individus à réduire leur revenu imposable⁷¹, diminuant l'efficacité du système socio-fiscal. Outre l'impôt sur le revenu, les autres prélèvements (cotisations et contribution sociales) et les prestations sous conditions de ressources (minima sociaux, allocations logement, prestations familiales...) modifient les incitations à travailler (et potentiellement l'offre de travail). En effet les prestations monétaires engendrent des taux marginaux élevés, leur montant diminuant avec une hausse de revenu après un certain seuil (taux marginal pouvant atteindre 100 % dans le cas de minima sociaux diminuant du même montant que la hausse de revenu). Cette dégressivité des prestations sociales diminue les gains de retour à l'emploi pour les inactifs, qui sont moins incités à retrouver un emploi. L'existence de trappe à inactivité et pauvreté liée à ces mécanismes a été dénoncée dans de nombreux rapports à la fin des années 1990 en France (CSERC, 1997 ; Bourguignon, 1998 ; Pisany-Ferry, 2000) et à l'international⁷². Par la suite, un ensemble de mesures visant à revaloriser le travail a été mis en œuvre dans les années 2000 (notamment la création de la prime pour l'emploi et du RSA). Du côté de la demande de travail, la fiscalité a été réformée pour augmenter l'emploi des bas salaires via les politiques de baisses de cotisations sociales et le CICE. Ainsi, la fiscalité et la redistribution ont été largement réformées pour inciter à l'emploi et lutter contre le chômage (L'Horty, 2007)⁷³. L'effet de ces dispositifs sur les incitations et sur l'offre de travail a été évalué par de nombreuses études mais le plus souvent

⁷⁰ Le rapport interdécile des niveaux de vie est divisé par 3 après redistribution, pour les 2/3 du fait des prestations (Insee, 2018).

⁷¹ De nombreuses études indiquent des réactions comportementales suite à des modifications du taux marginal de l'impôt sur le revenu (cf. la synthèse de Saez *et al.*, 2012).

⁷² Débat autour du « *Making work pay* » initié par l'OCDE (OCDE, 1997) et mise en place de système de prime pour l'emploi aux États-Unis et au Royaume-Uni (respectivement EITC et WFTC).

⁷³ Cependant, par l'empilement de dispositifs et leur interdépendance, cette « *révolution silencieuse* » a complexifié le système socio-fiscal selon L'Horty (2007) et a pu conduire « *à rendre moins lisible et globalement moins efficace l'action publique pour l'emploi* ».

pour un dispositif spécifique (IR⁷⁴, RSA⁷⁵, PPE⁷⁶, aide à la garde d'enfants⁷⁷...), alors que peu d'études ont étudié les incitations au travail et leurs modifications dans leur ensemble. C'est ce que nous proposons de faire dans cette étude.

Une mesure synthétique exhaustive des incitations monétaires au travail sur la marge intensive est donnée par le taux marginal effectif de prélèvements (TMEP)⁷⁸, le terme « effectif » rendant compte de l'analyse intégrée de l'ensemble des dispositifs sociaux et fiscaux. Cet article a pour but de présenter un état des lieux détaillé des TMEP auxquels font face les personnes en emploi en France métropolitaine, suite à une petite augmentation de leur revenu d'activité. Selon Bourguignon (1998) « *la distribution statistique des taux marginaux de prélèvements dans la population renseigne sur les coûts d'efficacité issus de la redistribution. Il est surprenant que cette information ne soit pas plus systématiquement élaborée, utilisée et diffusée* ». L'analyse des TMEP semble particulièrement importante en France pour deux raisons. D'abord du fait de l'extrême complexité de son système socio-fiscal où se superposent une quinzaine de prestations familiales, une dizaine de minima sociaux, trois types d'allocations logements et deux dispositifs d'incitation au travail, un impôt sur le revenu complexe (avec des non-linéarités importantes), de nombreuses contributions et cotisations sociales comportant de nombreux dégrèvements, etc⁷⁹. D'autre part car le TMEP de certaines sous-populations (notamment les personnes seules modestes) serait un des plus élevés au monde selon l'OCDE (2017).

Nous complétons cette analyse des incitations sur la marge intensive par celle sur la marge extensive en décrivant les taux effectifs de prélèvements de retour à l'emploi (TEPE). Le TEPE est le pendant du TMEP sur la marge extensive : il mesure non pas l'effet d'une variation marginale du revenu mais de la transition non emploi-emploi (ou inversement). Les TEPE dépendent directement des TMEP : une hausse des taux marginaux ponctuelle à un certain revenu augmente les TEPE pour les revenus supérieurs. La prise en compte de l'ensemble des transferts par les TMEP et TEPE offre une vue d'ensemble de la complexité du système socio-fiscal, et, en permettant de comprendre l'interaction entre chaque dispositif constitue « *un pré requis pour identifier les réformes socio-fiscales prioritaires* » selon l'OCDE (Carone *et al.*, 2004).

La méthode classique pour calculer des TMEP et TEPE est de simuler sur barème les prestations sociales et les prélèvements de chaque ménage, dans une situation fictive dans

⁷⁴ Cf. Carbonnier (2014).

⁷⁵ Voir les dossiers sur le RMI et RSA dans les numéros 346-347 et 467-468 de la revue *Economie et Statistique* et notamment Bargain et Vicard (2014) et Simmonet et Danzin (2014), ou encore Gurgand et Margolis (2008) et Bargain et Doorley (2011).

⁷⁶ Voir notamment Bargain et Terraz (2003), Stancanelli (2008) et Lehmann *et al.* (2013).

⁷⁷ Piketty (1998) et Givord et Marbot (2016).

⁷⁸ On peut aussi parler de taux marginaux effectifs nets de prélèvements comme Bourguignon (1998) ou encore de taux marginaux effectifs de prélèvements nets comme Legendre *et al.* (2003). Pour plus de commodité, on pourra par la suite parler de taux marginal.

⁷⁹ avec pour chacun de ces transferts des modalités de prise en compte des ressources différentes et des interactions entre deux. Pour des vues détaillées récentes du système socio-fiscal français, voir Bargain *et al.* (2017), Bozio *et al.* (2015), Chanchole et Lalanne (2012), et Lehmann (2016).

laquelle les revenus sont augmentés ou diminués par rapport à la situation observée. Ce calcul des TMEP peut se faire soit sur cas-types soit sur population représentative. Toutefois, les analyses de cas-types donnent seulement des taux marginaux ou de retour à l'emploi selon le revenu à caractéristiques données et ne permettent donc pas d'avoir un panorama représentatif de la diversité des configurations familiales et des situations sur le marché du travail : seule la microsimulation sur données réelles permet de mettre en évidence l'hétérogénéité des TMEP des individus à revenu identique. En effet, outre le revenu, le TMEP dépend des caractéristiques des personnes et de la composition de leur ménage.

Les TMEP et TEPE sont ici calculés à partir du modèle de microsimulation Ines. Ce modèle est adossé à l'enquête Revenus Fiscaux et Sociaux (comprenant environ 130 000 individus) et ne prend pas en compte d'éventuelles réactions comportementales. Les transferts suivants sont pris en compte dans l'analyse : l'IR, les contributions et cotisations et sociales (deux variantes d'incidence fiscale sont présentées pour les cotisations employeurs), et les prestations sociales nationales ; tandis que les taxes locales (taxes d'habitation et foncière) et les aides locales ne sont pas prises en compte. Les dispositifs d'intéressement infra annuels permettant un cumul partiel ou intégral des prestations et des revenus d'activité sont également pris en compte alors qu'ils étaient peu pris en compte dans les précédentes études sur la France.

Cette étude s'inscrit dans une lignée d'analyses des TMEP par microsimulation sur données représentatives. En France, ces travaux ont été initiés par Bourguignon (1998) qui calcule des TMEP à partir de l'enquête budget des familles 1994. Il trouve un profil des TMEP en U aplati avec néanmoins des pics à certains déciles. Laroque et Salanié (1999) et Legendre *et al.* (2003) calculent des TMEP sur la fin des années 1990 et obtiennent des conclusions proches de celles de Bourguignon (profil en U plus ou moins marqué) ; ils calculent aussi des indicateurs d'incitation à la reprise d'un emploi pour les personnes inactives. Chanchole et Lalanne (2012) font un panorama des TMEP en 2009, calculés à partir des revenus nets d'activité mais aussi des revenus de remplacement et du capital, mais sans prendre en compte les cotisations. Ferey (2018) simule des TMEP et TEPE selon plusieurs scénarios et montre que le profil des TMEP est en tilde en 2011 en se restreignant aux célibataires sans enfants. Enfin, Immervol (2002), Immervol *et al.* (2007), Jara et Tumino (2013) et Leventi et Vujackov (2016) simulent des TMEP (et TEPE pour Immervol *et al.* 2007) pour plusieurs pays européens dont la France. Notons qu'aux États-Unis, la forme des TMEP « *peut se résumer en un mot - bizarre* » (Kotlikoff & Rapson, 2007, p 86). Cependant, à notre connaissance, aucune étude en France ne présente l'hétérogénéité des TMEP sur l'ensemble de la population, en prenant en compte tous les transferts et sur longue période.

Par rapport aux précédentes études sur la France sur les incitations au travail, ce travail a trois contributions.

Premièrement, nous présentons des quantiles de TMEP et de TEPE par centiles de revenu et décompose leur évolutions moyennes par transfert. Cela permet d'une part de montrer que la forme des TMEP est en tilde et que l'hétérogénéité à niveau de revenu donné est plus forte dans le bas de la distribution, et d'autre part que la hausse dans le bas de la distribution est principalement liée au RSA activité et à la PPE.

Deuxièmement, ce travail est fait sur chaque individu et non au niveau ménage, ce qui permet d'étudier finement les TMEP et TEPE par sexe et configuration familiale. Cela permet de relier notre étude à la littérature sur la taxation selon le genre (« gender based taxation ») et aux débats sur le quotient conjugal en France. Nous montrons que la différence d'incitation au travail entre homme et femme est très faible voire nulle en moyenne (sauf dans le haut de distribution à la défaveur des femmes mariées). Nous montrons aussi que les incitations au travail sont beaucoup plus faibles pour les personnes sans conjoint que celles avec conjoint, dans la première moitié de la distribution sur la marge intensive et sur l'ensemble sur la marge extensive.

Troisièmement, cette analyse décrit une situation récente (2014) et la compare à des situations plus anciennes (1998 et 2008), permettant de déterminer l'effet de la mise en place de dispositifs favorisant le retour à l'emploi dans les années 2000 (PPE et RSA activité notamment), ce qui n'avait jamais été fait auparavant sur données représentatives. Cela a été effectué à partir de cas-types par Hagneré et Trannoy (2001) et Barnaud et Ricroch (2005) qui montrent qu'il existe des cas où les TMEP sont à 100 % dans le bas de la distribution à la fin des années 1990, mais que ces cas sont beaucoup moins nombreux dans les années 2000. Nous confirmons ce diagnostic sur population représentative, et montrons que la forme des taux marginaux a évolué d'un U vers un tilde entre 1998 et 2014. De plus, les taux à l'emploi ont baissé dans le premier tiers de la distribution.

L'article est organisé comme suit. La première partie décrit les principaux dispositifs socio-fiscaux et leurs effets sur les taux marginaux faciaux à partir de la législation en vigueur en 2014. La deuxième partie détaille la méthode de calcul des TMEP et TEPE, le champ et les données. Enfin la troisième partie présente les résultats sur la distribution des TMEP, leur variabilité, leur décomposition par transfert et par structure familiale et genre en 2014, ainsi que les résultats sur les TEPE en 2014 et la comparaison des profils des TMEP et TEPE avec ceux des années 1998 et 2008. Une discussion des résultats, notamment par rapport aux préconisations de la littérature théorique, est proposée pour finir.

1. Le système socio-fiscal en France et ses incitations au travail

1.1. Panorama des principaux transferts affectant les taux marginaux en 2014

Dans cette partie, nous décrivons les principaux dispositifs socio-fiscaux en France pris en compte dans l'analyse et les taux marginaux faciaux auxquels ils conduisent (c'est-à-dire pour une hausse de 100 euros, de quel montant les prélèvements augmentent ou les prestations diminuent). Pour plus de détails sur les paramètres de la législation et les taux marginaux de chaque transfert, se reporter l'annexe 1.

L'impôt sur le revenu

Les deux principales caractéristiques de l'impôt sur le revenu (IR) français sont qu'il est progressif (avec des taux marginaux croissants par tranche de revenu) et familiarisé (le barème s'applique au revenu net imposable du foyer fiscal divisé par le nombre de parts fiscales⁸⁰ du foyer, ce qui aboutit au quotient familial). Le montant d'impôt dû est d'abord calculé comme la somme des montants d'impôt obtenus pour chaque tranche de quotient familial après application des taux marginaux, multipliée par le nombre de parts. En 2014, l'impôt sur les revenus de 2013 est constitué de 5 tranches d'imposition (tableau 2).

Tableau 2. Barème de l'impôt 2014 sur les revenus de 2013.

Tranche de quotient familial	Taux marginal
0 - 6 011 €	0
6 011€ - 11 991 €	5,5 %
11 991€ - 26 631 €	14 %
26 631 € - 71 397 €	30 %
71 397 € - 151 200 €	41 %
151 200 € -	45 %

Source : code général des impôts

Divers dispositifs viennent ensuite compléter ce calcul (plafonnement des effets du quotient familial, réductions et crédits d'impôt...), dont trois d'entre eux modifient significativement les

⁸⁰ Pour un couple marié, les deux conjoints représentent deux parts, les deux premières personnes à charge, 0,5 part chacune et les personnes à charge supplémentaires, une part chacune. Ces nombres de parts sont différents selon la configuration familiale (couple en déclaration séparée, célibataire ou veuf/ve).

taux marginaux⁸¹ par rapport au barème en 2014 : la décote, la réduction exceptionnelle d'impôt et le seuil de recouvrement.

En premier lieu, la décote modifie sensiblement les taux marginaux pour le bas du barème. Il s'agit d'une réduction d'impôt pour des revenus entre le seuil d'entrée dans l'IR et un plafond. Pour ces foyers la décote diminue ou annule l'IR mais le taux marginal est augmenté. Ce mécanisme de décote fait *de facto* disparaître la tranche à 5,5 % en 2014, et crée une nouvelle tranche à 21 % au lieu de 14 % en début de barème pour une personne célibataire⁸² (cf. Pacifico et Trannoy, 2015 et annexe 1 pour plus de détails).

Ensuite, une réduction exceptionnelle d'impôt a eu lieu en 2014 pour le bas du barème. Cette réduction est de 350 euros pour une personne seule ayant un revenu net imposable inférieur à 13 795 euros. Puis, entre 13 795 euros et 14 144 euros (zone différentielle) pour une personne seule, lorsque le revenu fiscal de référence augmente d'un euro, la réduction exceptionnelle baisse d'un euro également. Ce mécanisme fait ainsi passer le taux marginal après décote à 121 % dans la zone différentielle (voir figure A.1 de l'annexe A).

Enfin, si le foyer fiscal doit un impôt juste inférieur au minimum de perception (61 euros), alors une augmentation infinitésimale de revenu provoque un surplus d'impôt d'au moins 61 euros, qui conduit à un taux marginal infini très localement.

Les cotisations et contributions sociales

Les cotisations sociales sont des prélèvements assis sur les salaires, qu'on peut séparer en deux catégories : les cotisations sociales *salariales*, déduites du salaire brut, et les cotisations sociales *employeurs* (ou patronales), déduites du salaire « super-brut ».

Les cotisations sociales ont des taux marginaux constants par tranches de revenu brut (définies à partir du plafond annuel de sécurité social - PASS - et dépendant du type d'emploi, cf. annexe 1). Si les taux marginaux sont ainsi en général constants, des plafonnements rendent les cotisations sociales dégressives pour les hauts revenus (notamment après 3 et 4 PASS) et se traduisent par une baisse du taux marginal.

Du côté des cotisations et prélèvements nets à la charge de l'employeur, deux dispositifs en 2014 les rendent non proportionnels mais au contraire en partie progressifs :

- Les allègements de cotisations patronales sur les bas salaires, dits allègements « Fillon » conduisent à une baisse⁸³ des taux de cotisations de sécurité sociale au sens strict au niveau du Smic horaire, et sont dégressifs jusqu'à 1,6 Smic horaire. Du fait de la

⁸¹ La PPE est prise en compte plus bas. Legendre et Thibaut (2007) montre que l'IR en 2006 comprend en réalité 16 tranches de taux marginaux pour un célibataire, avec ces dispositifs.

⁸² La décote multiplie le taux marginal de la 1^{ère} tranche par 3/2 en 2014. À noter qu'en 2015, le mécanisme de la décote est renforcé : le plafond applicable pour le calcul est relevé de 1 016 à 1 135 euros pour un célibataire, et conjugalisé (1 870 euros pour un couple marié ou pacsé), et le montant diminuant l'impôt payé est également doublé. Ainsi, en 2015, la décote multiplie le taux marginal de tranche par 2.

⁸³ De 26 à 28 points, selon la taille de l'entreprise.

dégressivité de l'allègement, le taux marginal est plus élevé entre 1 et 1,6 Smic horaire (voir figure A.3 de l'annexe A).

- Le CICE est un crédit d'impôt basé sur la masse salariale, créé en 2013. Il s'apparente à une subvention à l'employeur réduisant les cotisations patronales⁸⁴. Tous les salaires inférieurs à 2,5 Smic horaire ouvrent droit à ce crédit d'impôt, d'un montant égal à 6 % de la rémunération brute en 2014. Lors du franchissement de ce seuil, le coût du travail augmente de 2 602 euros par an (pour un salarié à temps plein employé toute l'année, cf. encadré 1), conduisant à un taux marginal très élevé localement.

La CSG et la CRDS sont des prélèvements à la source sur les revenus individuels d'activité, de remplacement et de placement. La CSG est proportionnelle mais son taux varie selon le type de revenu (il est de 7,5 % pour les revenus d'activité), tandis que la CRDS a un taux unique de 0,5 %. La proportionnalité des deux dispositifs implique que le taux marginal sur le revenu d'activité est de 8 %, même si cette proportionnalité est atténuée par l'existence d'exonération complète ou partielle pour les revenus de remplacement.

Les prestations sociales

Les prestations sociales regroupent les minima sociaux, les allocations logement et les allocations familiales (cf. partie 2.2 pour le détail des dispositifs pris en compte).

Seules les prestations sous conditions de revenu génèrent des taux marginaux non nuls : à partir d'un certain seuil de revenu la prestation diminue, souvent de façon différentielle (lorsque le revenu augmente d'un euro, la prestation baisse d'autant), ce qui induit un taux marginal de 100 % rapporté aux ressources prises en compte. C'est le cas des minima sociaux pour lesquels la zone différentielle s'étend jusqu'au montant de l'allocation (cf. annexe 1 pour les montants).

Certaines prestations sont forfaitaires jusqu'à un certain niveau de ressources puis différentielles : c'est le cas de l'allocation spéciale d'invalidité (ASI), du complément familial ou encore de l'allocation de rentrée scolaire (ARS).

Dans le cas du revenu de solidarité active (RSA, créé en 2009) et de l'allocation adulte handicapé (AAH), les effets sur les taux marginaux sont modérés par des dispositifs d'intéressement lors de la reprise d'activité. Le RSA socle est complété par le RSA activité et devient donc dégressif et non plus différentiel (cf. infra). Pour l'AAH, les revenus d'activité sont pris en compte à hauteur de 20 % pour la partie inférieure à 0,3 Smic brut, 60 % pour la partie supérieure ; cela induit un taux marginal de 20 % puis de 60 % jusqu'à la sortie du dispositif. Ces dispositifs d'incitation à l'emploi (dits de cumul partiel) permettent une baisse des taux marginaux dans le bas de la distribution. Des dispositifs de cumul intégral permettent

84 Et est traité comme telle dans le modèle Ines.

en outre de neutraliser l'ensemble des revenus d'activité pendant un trimestre en cas de reprise d'activité pour le RSA et l'AAH.

Le calcul des aides au logement (AL) est complexe car dépend de nombreux paramètres (Trannoy et Wasmer, 2013 ; Bozio *et al.*, 2015 ; Ferey, 2018). Il engendre un taux marginal en fonction du revenu net nul jusqu'à un certain seuil, puis d'environ 35 % dans la zone de dégressivité des AL.

La prime d'accueil du jeune enfant (PAJE) est un montant versé aux parents d'enfants de moins de 3 ans, divisé par deux, puis annulé à partir de certains seuils de revenus, ce qui engendre des taux marginaux très élevés à ces seuils. Enfin certaines prestations comme le complément familial ou le CLCA peuvent conduire à des taux marginaux négatifs très ponctuellement et des taux infinis en lien avec les seuils de non-versement (annexe 1).

Les dispositifs d'incitation au travail : la prime pour l'emploi et le RSA activité

Deux dispositifs ont été créés dans les années 2000 pour diminuer les désincitations au travail pour les personnes sans emploi ou les travailleurs pauvres⁸⁵ : la prime pour l'emploi (PPE) en 2001 et le RSA activité en 2009. Nous regroupons ces deux dispositifs dans l'étude car d'une part, ils ont le même but d'incitation au travail⁸⁶ (et ont été ainsi fusionnés en 2016 pour former la prime d'activité) et d'autre part sont étroitement imbriqués (en pratique la PPE est calculée nette du RSA activité⁸⁷ et il est donc plus logique de raisonner sur la somme des deux).

La PPE est une aide au retour à l'emploi et au maintien de l'activité professionnelle, sous forme d'un crédit d'impôt, ayant pour but de creuser l'écart entre les revenus d'inactivité et d'activité. La prime comporte deux phases : une phase progressive et une dégressive. La première partie implique des taux marginaux négatifs (de -7,7 %), tandis que la deuxième implique des taux marginaux positifs (+19,3 %) car une hausse de revenu réduit la zone sur laquelle s'applique la PPE et donc son montant.

Le RSA activité complète le RSA socle qui a remplacé le RMI en 2009. Il s'adresse aux personnes ayant de faibles revenus d'activité et dont les ressources sont inférieures à un plafond. Le RSA activité permet ainsi d'atteindre un revenu garanti (montant forfaitaire plus 62 % des revenus d'activité) et conduit à un taux marginal de -62 % (rapporté à un revenu déclaré, net de cotisations sociales et de CSG déductible). Ainsi, le taux marginal lié au RSA total est de 38 % (100 % pour le RSA socle moins 62 % pour le RSA activité).

85 Le motif de redistribution a aussi été un objectif lors de leur mise en place.

86 Bien qu'ils n'aient pas le même ciblage : le RSA activité est plus généreux que la PPE pour les emplois au Smic à temps partiel, à peu près identique au niveau du Smic et un peu moins généreux au-delà.

87 La PPE étant versée un an après les revenus pris en compte, les montants de RSA activité reçus sont connus et sont donc déduits.

Les taux marginaux « infinis » dans la législation

Certaines discontinuités dans les dispositifs socio-fiscaux (« notches » en anglais) créent très localement des taux de marginaux infinis pour des hausses de revenu infiniment faibles. Ils sont donc très distorsifs et posent problème d'un point de vue théorique (mais sont souvent utilisées comme stratégie d'identification dans les études empiriques sur la fiscalité). Nous les mettons en exergue dans le tableau A6 de l'annexe A. Par exemple, dès qu'une personne a un revenu dépassant 0,3 Smic, elle reçoit 288€ de PPE (taux marginal infini négatif), tandis si l'un des membres d'un couple touche la PPE mais qu'une faible hausse de revenu de l'un ou de l'autre fait dépasser la limite de ressources du foyer fiscal (1,6 Smic pour un couple sans enfant), alors la PPE est perdue, quel que soit son montant (taux marginal infini positif). C'est également le cas du fait d'interactions entre prestations sociales (annexe A).

1.2. Illustration des TMEP par cas-type

Pour avoir une vue synthétique des Taux Marginal Effectif de Prélèvements (TMEP), il faut superposer les taux marginaux des dispositifs socio-fiscaux exposés dans la partie précédente. Nous faisons dans cette partie cet exercice par cas-type, c'est à dire pour des personnes bien précises. La figure 2 donne le niveau des TMEP en fonction du revenu (en % du Smic) dans le cas d'un célibataire sans enfant, salarié du privé, non invalide, sans autre source de revenu que son activité professionnelle (des autres cas type sont donnés en annexe H, ainsi que sur les taux à l'emploi). On mesure ici les taux marginaux sur le coût du travail à partir d'une hausse des revenus d'activité⁸⁸ de 2,5% du Smic (=1/40 Smic soit 16 euros).

Pour un revenu d'activité inférieur à 35 % d'un Smic temps plein sur toute l'année (500 euros bruts par mois, soit près de 600 euros en coût du travail), le célibataire fait face à un taux marginal constant de près de 60 %, qui s'explique le taux marginal de 100% du RSA socle associé à un taux marginal négatif lié au RSA activité (et dans une moindre mesure à la PPE résiduelle). Au-delà de 35 % du Smic brut, le taux marginal augmente avec la phrase dégressive du RSA activité, de la PPE et des allocations logements⁸⁹ (et ponctuellement avec l'arrêt de la prime de Noël à près de 0,4 Smic).

Entre 88 % et presque 1 Smic (soit entre 1300 et 1400 euros bruts mensuels environ), la composante du TMEP associée au RSA activité diminue en lien avec le forfait logement. En effet, à ce niveau de revenu les allocations logements deviennent inférieures au forfait logement. Ainsi le montant du RSA n'est plus diminué du forfait logement mais des

⁸⁸ En dessous d'un revenu d'activité égal au Smic temps plein sur toute l'année, on suppose que la personne est rémunérée au Smic horaire et que toute augmentation du revenu d'activité provient d'une hausse du nombre d'heures travaillées. Au-delà d'un Smic temps plein sur toute l'année, on suppose que toute hausse du revenu d'activité provient d'une hausse du salaire horaire.

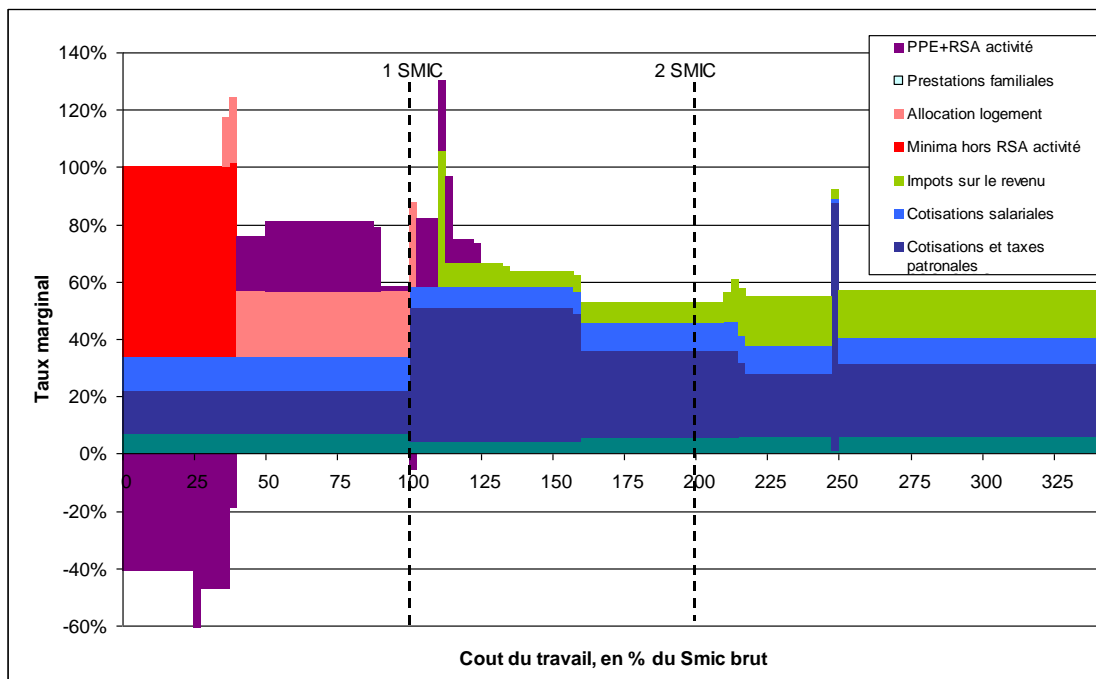
⁸⁹ Au même moment, la taxe d'habitation augmente progressivement et devrait conduire à un taux marginal faible mais non nul. En effet l'individu bénéficie encore du dégrèvement partiel mais comme le seuil de l'abattement est atteint, le montant de la TH augmente progressivement.

allocations logement, plus faibles, ce qui contribue à moins faire diminuer le montant du RSA quand le revenu augmente. En outre, à 0,9 Smic, le montant de la PPE devient supérieur au RSA activité et l'individu commence à toucher la PPE (nette de RSA activité), dont les montants croissent avec le revenu dans la première partie, ce qui conduit à un taux marginal faiblement négatif lié à la PPE. Au final, le TMEP est de 56 % dans cette zone.

À un Smic temps plein, plusieurs modifications ont lieu. D'un côté, l'individu arrête de percevoir des allocations logement. Il en résulte une hausse du taux marginal (en lien avec le seuil de non-versement de 15 euros), en partie compensée par un effet indirect : le montant du RSA activité augmente du fait de la disparition des allocations logement dans la base ressource du RSA (d'où un taux marginal de -16 %). D'un autre côté, les allègements Fillon deviennent dégressifs et conduisent à un taux marginal de 23 % jusqu'à 1,6 Smic (contre -22% jusqu'à 1 Smic) et de près de 50 % pour les cotisations et taxes patronales. Pour toutes ces raisons, le taux marginal juste au-dessus du Smic est ponctuellement supérieur à 80 %.

À 1,1 Smic, l'individu entre dans l'IR⁹⁰ et fait donc face à un taux marginal très important (cf. partie précédente), en raison de la réduction d'impôt exceptionnelle et de la décote. Le RSA activité et la PPE ont un taux marginal positif à ce niveau du fait de leur dégressivité. À partir de 2,1 Smic, l'individu passe dans la 3^e tranche d'imposition sur le revenu (taux marginal de 30 % sur le revenu imposable). À 2,5 Smic, la sortie du CICE entraîne un taux marginal très élevé (cf. annexe A).

Figure 2. TMEP dans le cas d'un célibataire sans enfant



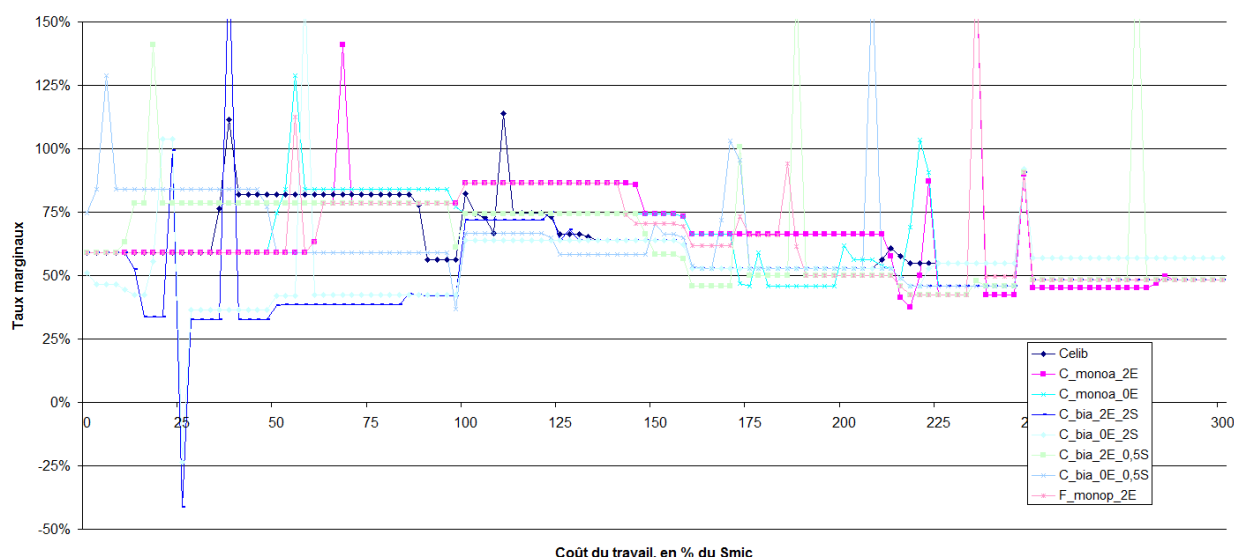
Champ : Célibataire sans enfant ayant un revenu d'activité, salarié du privé, non invalide, sans autre source de revenu que son activité professionnelle.

Source : maquette cas-type développée par la Drees, calculs de l'auteur.

90 Le taux marginal lié au seuil de recouvrement est très élevé et très sensible à l'augmentation de revenu pris en compte : il n'est pas indiqué sur la figure.

La figure 3 présente enfin le profil des taux marginaux en fonction du revenu d'activité individuel pour différentes configurations familiales. Elle montre que les formes des taux marginaux diffèrent fortement selon les configurations familiales et que, pour un même niveau de revenus d'activité, les individus peuvent faire face à des taux marginaux très différents. De plus, d'autres facteurs peuvent conduire à des taux marginaux différents : c'est notamment le cas des revenus autres que professionnels de l'individu (du patrimoine, du conjoint, de la retraite, des allocations chômage...), mais aussi dans une moindre mesure du type d'emploi (salarié, fonctionnaire, indépendant...), du handicap, ou encore de l'âge. Pour mener une étude exhaustive des taux marginaux, il est donc nécessaire d'utiliser un modèle de microsimulation sur un échantillon représentatif de la population, ce qui est l'objet de la suite de cette étude.

Figure 3. Taux marginaux par cas-types pour différentes configurations familiales



Note : C= couple, monoa=monactif, bia=biactif, monop=monoparentale, E=enfant, S=SMIC.

Lecture : Le taux marginal auquel fait face un individu en couple avec un conjoint sans revenu (couple monoactif) avec deux enfants est de 140% pour un revenu d'activité égal à 68% d'un Smic temps plein annuel.

Source : maquette cas-types développée par la Drees, calculs de l'auteur.

1.3. Les principales modifications du système socio-fiscal entre 1998 et 2014 affectant les taux marginaux

Au-delà de la création de la PPE, du RSA et du CICE, déjà mentionnés, plusieurs dispositifs ont été réformés depuis 1998 :

- Hausse des taux de cotisations sociales entre 1998 et 2014, notamment forte hausse des taux de cotisations pour les retraites complémentaires ARRCO au-dessus de 1 PASS (+7,8 points entre 1999 et 2005, voir Bozio *et al.*, 2017) ;
- Les allègements de cotisations pour les bas salaires ont été étendus de 1,3 à 1,6 Smic au milieu des années 2000.

- Concernant l'IR, les taux marginaux ainsi que le nombre de tranches étaient plus élevés en 1998;
- Avant 2001, la décote multipliait le taux marginal de la tranche d'IR par 2, ce qui a été réformé en 2001 pour moins désinciter au travail au niveau de l'entrée dans l'IR (multiplication par 3/2 entre 2001 et 2014) ;
- Modification du calcul des allocations logement en 2001 pour mettre fin à l'asymétrie de traitement entre revenus d'activité et prestations qui conduisait à des taux marginaux très élevés à la sortie des minima sociaux (cf. Hagneré et Trannoy, 2001) ;
- Extension des mécanismes d'intéressement à la reprise d'activité pour les minima sociaux⁹¹ ;

À noter aussi que, avant 2000, l'exonération de taxe d'habitation était supprimée en cas de retour à l'emploi mais cette réforme n'est pas prise en compte ici.

2. Méthode de calcul des TMEP et TEPE

2.1. Méthodologie de calcul

Le calcul des taux de prélèvements marginaux et de retour à l'emploi (TMEP et TEPE) est détaillé dans cette section. Il met en relief l'interaction entre les dimensions individuelle et ménage. En effet, si le TMEP et le TEPE sont des notions individuelles (on part d'une variation individuelle du revenu), comme les prélèvements et les transferts sont souvent calculés au niveau foyer ou ménage, le résultat de cette variation est évalué sur le revenu disponible au niveau du ménage (la répartition de ce revenu entre les membres du ménage n'étant pas connue).

Étant donné la relation entre le revenu d'activité initial et le revenu disponible, il est possible de décomposer les TMEP et TEPE de chaque individu en une somme de taux associés aux différents prélèvements et prestations. Cette décomposition permet d'obtenir la contribution de chaque groupe de transferts au TMEP et TEPE moyen d'un groupe d'individus.

Partons du revenu disponible du ménage m auquel appartient l'individu i , qui s'écrit :

$$R_m = W_i + W_{-i} - \sum_{j=1}^n T^j(W_i, W_{-i}, Z_m) + \sum_{j=1}^o P^j(W_i, W_{-i}, Z_m) \quad (1)$$

avec :

R_m : Revenu disponible du ménage m

⁹¹ Le système d'intéressement a été étendu en 1999 (cumul intégral au premier trimestre pour l'API), 2001 (cumul intégral pour le RMI), puis en 2006 (ajout d'une prime pour une durée du travail supérieure à 78 heures par mois), voir Reduron (2015).

W_i : Revenu d'activité de i (coût du travail ou revenu brut)

W_{-i} : Revenus du ménage autres que le revenu d'activité de i (revenu des autres personnes du ménage + revenu du capital)

$T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)$: Taxes/Prélèvements acquittés par le ménage (numérotés de j=1 à n)

$P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)$: Prestations et transferts versés au ménage (numérotés de j=1 à o)

Z_m : Caractéristiques des individus appartenant au ménage

En dérivant l'équation (1) par rapport à W_i , sans s'intéresser aux réactions comportementales

à l'intérieur du ménage ($\frac{\partial W_{-i}}{\partial W_i} = 0$), on obtient⁹² :

$$\frac{\partial R_m}{\partial W_i} = 1 - \sum_{j=1}^n \frac{\partial T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} + \sum_{j=1}^o \frac{\partial P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i}$$

On en déduit le TMEP de l'individu i, qui mesure la proportion de la variation de revenu captée par le système socio-fiscal :

$$TMEP_i = 1 - \frac{\partial R_m}{\partial W_i} = \sum_{j=1}^n \frac{\partial T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} - \sum_{j=1}^o \frac{\partial P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} = \sum_{j=1}^{n+o} TM_i^j \quad (2)$$

avec TM_i^j le taux marginal de prélèvements du dispositif j

Ce TMEP est positif si la variation de revenu ∂W_i entraîne une hausse des prélèvements nets de prestations, et est négatif dans le cas contraire (les prestations augmentent plus que les prélèvements).

L'estimation du TMEP nécessite de choisir l'augmentation de revenu, relative ou absolue, et l'ampleur de celle-ci. Le choix a été fait d'une augmentation relative des revenus déclarés des personnes en emploi de 3 %⁹³, comme Immervol (2002 et 2004) et Immervol *et al.* (2007). Ce pourcentage est médian par rapport à la littérature sur le sujet et correspond environ à l'augmentation annuelle moyenne de la rémunération d'une année sur l'autre pour des salariés présents les deux années. Les résultats sont proches si on considère une hausse de 1 % ou 5 % (les principales différences sont visibles au niveau des seuils).

⁹² On retrouve le même résultat en écrivant la condition de premier ordre dans un modèle de choix de l'offre de travail (où l'utilité dépend du revenu disponible du ménage et des différents revenus à l'intérieur du ménage dont le revenu individuel du travail de l'individu i).

⁹³ Les modifications des heures travaillées induites, qui pourraient affecter les allègements Fillon, le CICE et la PPE, ne sont pas prises en compte dans cette analyse.

Le TEPE est calculé en annulant le revenu du travail de l'individu, sans simuler d'allocation chômage⁹⁴ (cf. annexe G pour une hypothèse alternative). On mesure ainsi l'effet d'une démission ou d'une perte d'emploi d'une personne non éligible aux allocations chômage, et de façon symétrique le gain à l'emploi d'un individu inactif. Contrairement à un indicateur classique de gain à l'emploi⁹⁵, le calcul du TEPE permet de ne pas choisir quel revenu imputer à un non actif et d'afficher une distribution selon le revenu. Ils sont calculés selon les formules suivantes :

$$TEPE_i = 1 - \frac{(R_m - R0_m)}{W_i} \text{ avec } R0_m \text{ le revenu disponible du ménage si } W_i = 0$$

$$TEPE_i = \sum_{j=1}^n \frac{T^j(W_i, W_{-i}; Z_m) - T^j(0, W_{-i}, Z_m)}{W_i} - \sum_{j=1}^n \frac{P^j(W_i, W_{-i}, Z_m) - P^j(0, W_{-i}, Z_m)}{W_i}$$

$$TEPE_i = \sum_{j=1}^{n+o} TE_i^j$$

avec TE_i^j le taux de prélèvements de retour à l'emploi du dispositif j

2.2. Transferts pris en compte : une question d'hypothèses d'incidence fiscale

Les transferts socio-fiscaux pris en compte dans cette étude sont tous ceux permettant de passer du coût du travail (ou du revenu brut selon le scénario) de l'individu au revenu disponible publié par l'Insee, à l'exception des revenus de remplacement et de la taxe d'habitation (en raison de la difficulté à la simuler). Les prestations nationales non incluses dans le revenu disponible (Complément Mode de Garde, CMUC, chèque ACS -Aide à la Complémentaire Santé-, bourses, etc.), les aides sociales locales et extra-légales (crèches, cantines, avantage HLM, droits connexes au RSA...), les tarifs sociaux et les taxes sur le patrimoine ne sont pas pris en compte. Enfin, il faut noter que notre étude se distingue des précédentes menées sur le sujet en France par la prise en compte⁹⁶ des dispositifs temporaires de cumul intégral et partiel des minima sociaux et des revenus d'activités, souvent infra annuels. Les transferts pris en compte dans l'analyse sont donc les suivants :

⁹⁴ Cette imputation est en effet impossible à partir de l'ERFS car le statut d'activité des deux dernières années, nécessaire au calcul des allocations chômage, n'est pas connu. Des TEPE alternatifs sont calculés en diminuant les revenus d'activité de 40 % pour tous les individus en annexe G. Ils correspondent aux TEPE en prenant en compte des allocations chômage (la moyenne des allocations chômage étant de 60 % du revenu net selon l'Unedic) et en supposant que les allocations-chômage sont équivalentes à du salaire (ce qui n'est pas le cas pour certaine prestation), ou à une mise à temps partiel (60%). Les principales conclusions sont les mêmes mais la forme dans le bas de la distribution diffère légèrement.

⁹⁵ Une description par microsimulation des gains au retour à l'emploi auxquels font face les individus qui reprennent un emploi peut être trouvée pour le cas français chez Legendre *et al.* (2003), Laroque et Salanié (1999), Gurgand et Margolis (2008), ou en comparaison européenne en cas-types dans Carone *et al.* (2004).

⁹⁶ Grâce aux informations mensuelles sur le calendrier d'activité des individus de l'enquête emploi.

- l'impôt sur le revenu (IR), net de crédits d'impôt et de PFL (prélèvement forfaitaire libératoire) mais brut de prime pour l'emploi (PPE) ;
- la PPE et le revenu de solidarité active (RSA) activité que l'on regroupe et l'on distingue respectivement de l'impôt sur le revenu et des minima du fait de leur logique d'incitation à l'activité (cf. infra) ;
- les prestations familiales sous conditions de ressources : la prime de naissance et l'allocation de base de la PAJE (prestation d'accueil du jeune enfant), le complément familial, l'allocation de rentrée scolaire; et le Complément Libre Choix d'Activité (CLCA, qui dépend de la PAJE et donc des revenus indirectement) ;
- les allocations logement locataires et accédants, regroupées sous le terme « aides personnelles au logement » (APL);
- les minima sociaux : principalement le RSA (socle et prime de Noël) et l'allocation adulte handicapé (AAH), l'allocation supplémentaire d'invalidité (ASI) et l'allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA).
- les contributions sociales (CSG, CRDS, contribution exceptionnelle de solidarité des fonctionnaires et autres contributions sociales sur les revenus du capital) ;
- les cotisations sociales salariales et les cotisations sociales obligatoires des indépendants (qu'on regroupera sous le terme de « cotisations salariales » pour plus de simplicité par la suite);
- Les cotisations et prélèvements nets à la charge de l'employeur, composées des :
 - cotisations patronales chômage, allocations familiales, maladie, accident du travail, retraite de base et complémentaire (dont Agirc et Arrco) ; dans le cas des fonctionnaires, il s'agit uniquement des cotisations effectives, les cotisations imputées (vieillesse) n'étant pas prises en compte ;
 - autres prélèvements et subventions assis sur la masse salariale : la taxe sur les salaires, le crédit d'impôt compétitivité-emploi, le versement transport, la contribution au fond national d'aide au logement, la taxe de prévoyance (dont le forfait social), la taxe d'apprentissage et la contribution au développement de l'apprentissage, la contribution à la formation professionnelle, la participation des employeurs à l'effort de construction ;

Cependant, pour choisir les transferts à prendre en compte, il est nécessaire de faire des hypothèses d'incidence des prélèvements et prestations. Ces questions d'incidences se posent dans notre étude surtout pour les APL et les cotisations sociales employeurs, pour lesquelles le payeur/receveur formel n'est pas forcément celui sur qui pèse/qui reçoit *in fine* la taxe ou la prestation (locataires ou propriétaires pour les APL et employés ou employeurs pour les cotisations employeurs).

Nous choisissons de prendre en compte les APL dans l'analyse en faisant l'hypothèse que suite à une baisse des APL consécutive à une hausse du revenu d'activité, le propriétaire ne diminue pas le loyer.

Concernant les cotisations sociales, d'un point de vue théorique les cotisations salariales et patronales ont une action parfaitement équivalente sur l'équilibre de marché et elles pèsent *in fine* sur les salariés si l'élasticité de l'offre de travail est plus faible que celle de la demande de travail (Fullerton & Metcalf, 2002), ce qui semble validé par les estimations empiriques (Blundell & MaCurdy, 1999). Dans une méta-analyse, Melguizo et González-Páramo (2013) parviennent à la conclusion qu'en moyenne deux tiers de la charge fiscale liée au travail est portée par les employés (avec une forte variation par pays). Cependant, les études empiriques les plus récentes⁹⁷ remettent en cause ce résultat. Saez *et al.* (2012) montrent, à partir d'une réforme des cotisations en Grèce, que l'incidence économique est alignée sur l'incidence nominale : le salarié pour les cotisations salariales et l'employeur pour les cotisations employeurs. À partir d'une baisse de cotisations employeurs pour les jeunes salariés en Suède, Saez *et al.* (2017) montrent aussi que l'incidence est portée par les employeurs. Ce constat est confirmé sur la France par Lehmann *et al.* (2013) qui estiment que le revenu brut ne réagit pas à une réforme sur les cotisations patronales à court terme. Enfin Bozio *et al.* (2017) trouvent qu'en France l'incidence des cotisations employeurs est entre 55 % et 88 % sur les employeurs jusqu'à 6 ans après une réforme. Cette incidence serait liée selon Lehmann *et al.* (2013) aux rigidités du revenu brut en France, du fait des négociations collectives et du Smic. Une réconciliation entre les observations macroéconomiques⁹⁸ suggérant une incidence sur les salariés et les récentes évaluations microéconomiques est fournie par Saez *et al.* (2017), qui, à partir d'une baisse de cotisations employeurs pour les jeunes salariés en Suède, montrent que l'incidence est portée par les employeurs, mais que la réforme a eu des effets au niveau de la firme sur l'emploi. La question de l'incidence des cotisations reste néanmoins une question ouverte avec des résultats non unanimes.

Nous faisons ainsi deux scénarios pour la suite de l'étude : le premier où l'incidence des cotisations employeurs repose sur les employeurs et ne sont donc pas prises en compte, et le second où elles sont prises en compte. Dans le premier cas, le revenu initial qui nous intéresse est le revenu brut, et dans le deuxième, le coût du travail. Le « vrai » taux marginal auquel font face les ménages se situe probablement entre les deux comme le faisait remarquer Bourguignon (1998, p. 41).

Un choix de notre étude est de ne pas distinguer les cotisations selon qu'elles soient contributives et ouvrent des droits à un revenu de remplacement ou non (voir annexe F pour

⁹⁷ Les études plus anciennes de Gruber (1997) pour le Chili, et Anderson & Meyer (2000) pour les États-Unis montraient que les baisses de cotisations patronales se sont transmises totalement aux salariés.

⁹⁸ À long terme, le fait que le partage de la valeur ajoutée est resté relativement stable dans la 2^{ème} moitié du XX^{ème} siècle en France malgré la forte hausse des cotisations patronales (Cotis, 2009) irait dans le sens d'une incidence sur les salariés.

une décomposition des TMEP dans le scénario 2 en distinguant cotisations contributives et non contributives). On suppose implicitement que les agents sont myopes et perçoivent les cotisations contributives comme une taxe et non comme un revenu de remplacement futur ou une assurance. Cette étude se concentre ainsi sur les incitations à court terme, ne prenant pas en compte les incitations à long terme (retraites ou allocations chômage plus avantageuses). Ce choix est fait avant tout dans une optique de lisibilité afin de ne pas multiplier les scénarios. Deux scénarios supplémentaires (présentés dans l'annexe F) seraient cependant possibles. D'un côté, les cotisations contributives ouvrent des droits à un revenu de remplacement et peuvent être vues comme une assurance et non comme une taxe. Dans ce cas-là, les cotisations contributives pourraient ne pas être prises en compte dans le calcul des TMEP, et seules les cotisations non contributives (qui ne donnent pas lieu à une contrepartie) le seraient. D'un autre côté, seules les cotisations contributives pourraient affecter les TMEP si seule l'incidence des cotisations contributives est sur les employés (Bozio et al., 2017)⁹⁹.

2.3. Mise en œuvre du calcul à partir du modèle de microsimulation Ines

La stratégie mise en œuvre pour analyser les TMEP et TEPE est une approche par microsimulation à partir du modèle Ines sur un échantillon représentatif de la population (cf. infra). Le modèle de microsimulation Ines est cogéré par l'Insee, la Drees et la CNAF et permet de simuler les prestations monétaires et les prélèvements sur une population représentative des ménages de France métropolitaine, basée sur l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS)¹⁰⁰. Au-delà de la simulation des barèmes, le modèle Ines reconstitue pour chaque taxe ou transfert l'unité appropriée pour les calculer (individu, foyer au sens fiscal, famille au sens de la CAF). Les minima sociaux sont simulés en prenant en compte du non recours (RSA) et les dispositifs temporaires d'intéressement infra annuels (cumul intégral et partiel pour le RSA et l'AAH), de neutralisation et d'abattement de ressources (voir annexe A pour plus de détails)¹⁰¹. Enfin, le modèle prend en compte différentes temporalités pour les ressources (les ressources de $N-2$ pour les prestations familiales et $N-1$ pour l'IR par exemple). Le modèle Ines simule relativement bien les prestations et prélèvements pris en compte : la grande majorité sont simulés avec moins de 10 % d'erreurs, et les plus importants en termes de masse avec moins de 5 % (par exemple l'impôt sur le revenu, la CSG et la

⁹⁹ Bozio et al. (2017) montrent que les cotisations contributives ont été portées par les salariés lors d'une réforme pour laquelle le lien cotisation/prestation était clair, tandis que les cotisations non contributives ont été portées par les employeurs lors de deux réformes sur les cotisations maladie et famille (non contributives).

¹⁰⁰ À partir de l'ERFS de l'année N , les revenus $N+1$ et $N+2$ perçus par un ensemble de ménages représentatif de la population en $N+2$ sont extrapolés en se fondant sur des évolutions agrégées par catégories de revenus et de la structure socio-démographique. En appliquant la législation de $N+2$, le modèle de microsimulation permet de calculer les prélèvements qu'ils acquittent cette année-là ainsi que les prestations dont ils bénéficient, pour en déduire le niveau de vie après redistribution.

¹⁰¹ car on peut repérer les individus ayant retrouvé ou cessé une activité les deux années précédant l'année de législation N dans le modèle grâce au calendrier d'activité de l'enquête emploi.

CRDS ou encore les allocations familiales). Une description détaillée du modèle ainsi que son code source sont disponibles au lien <https://adullact.net/projects/ines-libre>.

À partir du modèle Ines, on simule les prestations sociales et les prélèvements de chaque ménage, d'abord dans une situation contrefactuelle, puis dans une situation fictive dans laquelle les revenus¹⁰² sont modifiés par rapport à la situation contrefactuelle, pour pouvoir calculer des TMEP et TEPE.

Si plusieurs personnes sont actives dans un ménage, les TMEP et TEPE sont calculés pour chaque individu actif (en faisant augmenter le coût du travail de cette seule personne dans le ménage et en recalculant le revenu disponible du ménage à chaque fois). C'est une différence avec plusieurs autres études qui calculent un TMEP seulement au niveau du ménage (Immervol, 2002 ; Bourguignon, 1998) ou sur une des personnes du ménage (souvent le principal apporteur de ressources ou par exemple le chef de famille pour Duclos *et al.* (2009)).

Les dispositifs temporaires d'intéressement sont pris en compte dans le calcul des TMEP et TEPE : les revenus d'activité des bénéficiaires du RSA et de l'AAH ayant retrouvé un emploi dans les 3 et 6 mois (respectivement) sont neutralisés et ces individus ne font donc pas face à des taux marginaux et de retour à l'emploi très élevés. De même, les taux marginaux élevés liés aux AL, AAH ou aux prestations familiales sous conditions de ressources sont modérés par les dispositifs de neutralisation des ressources lorsque le bénéficiaire a cessé son activité les mois précédents pour certaines raisons (cf. annexe A sur les raisons précises).

Comme c'est le cas dans la quasi-totalité des études sur les TMEP, aucune réaction comportementale (variation de l'offre de travail de l'individu ou de son conjoint) n'est prise en compte ici. Enfin le calcul des taux marginaux est consolidé et ne prend pas en compte le décalage temporel des revenus qui existe pour certains transferts (par exemple un an pour l'IR). Cela permet d'obtenir les contributions de chaque transfert pour une même année (l'année de législation à laquelle on s'intéresse).

2.4. Méthode de comparaison de différentes années de législation

On souhaite dans cette étude décrire les TMEP et TEPE sur l'année 2014, mais aussi pouvoir les comparer à des années antérieures : 1998 et 2008. Dans ce but, nous adoptons la démarche de Eidelman *et al.* (2013) en raisonnant à population constante (celle de 2014), afin de commenter l'évolution de la législation et non de la situation socio-démographique. Cependant, pour pouvoir être appliqués à la population de 2014, les barèmes des législations de 1998 et 2008 doivent être revalorisés : nous les faisons évoluer en fonction de l'inflation (car ils sont en général revalorisés selon des critères liés à l'inflation). Il faut néanmoins noter que la simulation est d'autant plus fragile que la période de législation est lointaine.

¹⁰² En pratique, on fait varier la rémunération du travail reportée dans les déclarations fiscales. Les cotisations sociales étant simulées, il est possible d'obtenir pour une variation du revenu déclaré de 3 % la variation du revenu brut et du coût du travail et d'en déduire un taux marginal d'imposition.

3. Données et champ

3.1. Données

L'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) à laquelle est adossé le modèle Ines réunit les informations socio-démographiques de l'enquête Emploi, les informations administratives des Caisses nationales d'allocations familiales (Cnaf) et d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA) sur les prestations versées aux ménages, ainsi que le détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu fourni par la direction générale des finances publiques (DGFiP). On utilise dans cette étude l'ERFS 2012 (qui comprend environ 56 000 ménages de France métropolitaine et 134 000 individus), qu'on fait vieillir de deux ans à l'aide du modèle Ines pour être représentatif de la situation de 2014.

3.2. Champ de l'étude

Notre analyse porte exclusivement sur les individus percevant des revenus d'activité¹⁰³ positifs en 2014, qu'il s'agisse de salariés ou d'indépendants, et quelle que soit leur quotité de travail ou la durée de leur période d'activité sur l'année. De plus, elle se restreint au champ des ménages ordinaires (c'est-à-dire hors logements collectifs) de France métropolitaine. Au final, notre échantillon contient 56 712 individus (28,8 millions avec pondération) et 35 921 ménages (18,5 millions avec pondération).

La médiane du coût du travail vaut 32 800 euros et celle du niveau de vie 22 300 euros (tableau 3). La distribution des revenus des individus de l'échantillon est légèrement décalée vers la droite par rapport à celle de l'ensemble de la population, notamment en ce qui concerne les niveaux de vie (médiane de 22 300 euros dans notre échantillon contre 20 200 euros, cf. Argouarc'h et Boiron, 2016). Ceci est lié au fait que nous prenons seulement en compte les actifs, dont les revenus sont supérieurs en moyenne aux retraités et aux chômeurs.

Tableau 3. Distribution des revenus et transferts des individus de l'échantillon (en euros)

	Coût du travail individuel	Revenu brut	Revenu net	Cotisations	Prestations	Impôts (y compris PPE)	Niveau de vie
P10	5 871	4 985	3 726	4 398	0	-454	12 915
Q1	17 407	14 071	11 128	10 862	0	0	17 012
Médiane	32 794	24 660	20 096	20 026	0	1 171	22 349
Q3	48 119	35 069	28 668	31 502	2 729	3 073	29 594
D90	71 547	50 923	41 451	45 546	6 692	7 334	39 996
Moyenne	38 874	29 011	23 558	23 672	2 132	3 379	25 695

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

¹⁰³ Hors indemnités journalières de maladie et maternité. En effet, dans les déclarations fiscales utilisées, les indemnités journalières de maladie et maternité ne sont pas séparées des traitements et salaires. Nous utilisons les informations de l'enquête Emploi pour identifier ces situations.

4. Résultats

4.1. Analyse des TMEP sur l'année 2014

4.1.1. Distribution des TMEP

Le taux marginal effectif de prélèvements médian auquel font face les personnes en emploi atteint 33 % dans le 1^{er} scénario d'incidence¹⁰⁴ (sans prise en compte des cotisations employeurs) et 57 % dans le deuxième. La distribution des TMEP fait apparaître principalement 3 modes à 21 %, 31 % et 42 % (figure 4), qui correspondent aux taux marginaux des cotisations salariales et de la CSG/CRDS (21 %¹⁰⁵), ajoutés aux taux de l'IR (à 0 %, 10 % et 21 %¹⁰⁶). Dans le 2^{ème} scénario il faut ajouter les cotisations, taxes et subventions employeurs, ce qui ajoute deux pics (selon l'éligibilité aux allègements Fillon et au CICE) et les décale tous vers la droite : la distribution fait apparaître 5 modes à 50 %, 57 %, 59 %, 62 % et 65 %.

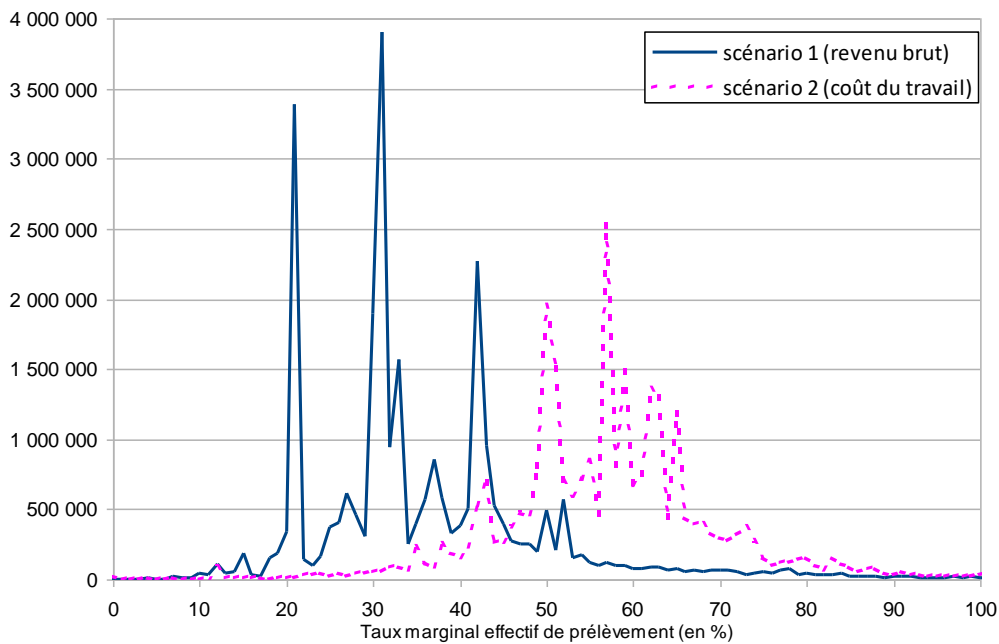
Dans les deux scénarios, l'écart entre le premier et le dernier décile est d'environ 30 points (entre 22 % et 53 % et entre 44 % et 73 % respectivement) et la distribution comporte peu de valeurs extrêmes : seuls 1,5 % des individus font face à des taux supérieurs à 100 % (dont l'essentiel entre 100 % et 120 %), et 0,2 % à des taux négatifs (dont plus des 2/3 entre 0 % et -20 %). Ces taux très atypiques peuvent s'expliquer par les effets de seuils et les mécanismes d'allocations différentielles présentés dans l'annexe A.

¹⁰⁴ Leventi et Vujackov (2016) obtiennent le même niveau médian de TMEP à partir du modèle Euromod.

¹⁰⁵ Egal à la somme des taux des cotisations salariales (entre 12 et 14 %) et de la CSG/CRDS (8 %).

¹⁰⁶ Par rapport aux taux nominaux du barème, ces modes sont décalés, car on rapporte ici le taux au revenu brut et non au revenu net imposable. Le taux à 14 % est translaté autour de 10%, celui à 21 % (décote sur la tranche à 14 %) à 15 % (moins visible), et celui à 30 % à 21-22 %. On ne voit qu'à peine les traces des taux à 41 % et à 45 %, peu de foyers étant marginalement taxés à ces niveaux-là.

Figure 4. Distribution des TMEP



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine (28,8 millions d'individus).

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

4.1.2. Variabilité des TMEP en fonction du revenu individuel

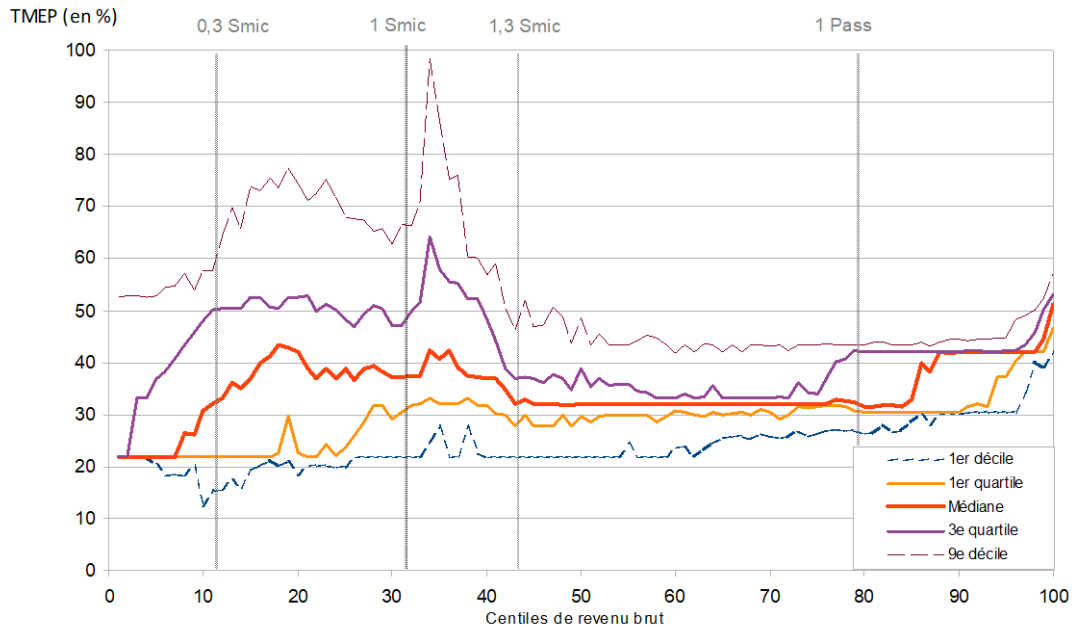
La figure 5 présente plusieurs quantiles de TMEP en fonction des centiles de revenu individuel annuel. Dans les deux scénarios, le taux marginal médian a une forme en tilde en fonction du revenu (qui est cohérente avec le résultat de Ferey (2018) sur les personnes seules sans enfant). Dans le premier scénario, il augmente dans les 2 premiers déciles pour atteindre 42 %, puis baisse à partir du tiers de la distribution, est stable entre 1,3 Smic et 2,5 Smic à 32 %, puis augmente. Dans le deuxième scénario, il est stable en dessous de 0,3 Smic à 57 % puis augmente progressivement jusqu'à juste au-dessus de 1 Smic pour atteindre 66 %, avant de redescendre jusqu'à 1,7 Smic, stagner à 52 % et enfin augmenter à nouveau à partir de 1 PASS environ¹⁰⁷.

Les taux marginaux médians sont compris entre 22 % et 51 % (soit un écart de 29 points) dans le premier scénario et entre 51 % et 66 % (soit 15 points d'écart) dans le deuxième. Cette moindre hétérogénéité dans le 2^e scénario est liée à la prise en compte des cotisations patronales qui fait diminuer la variabilité des TMEP du fait de leur niveau important (35/40 % du coût du travail) et de la relative constance des taux marginaux liés aux cotisations patronales.

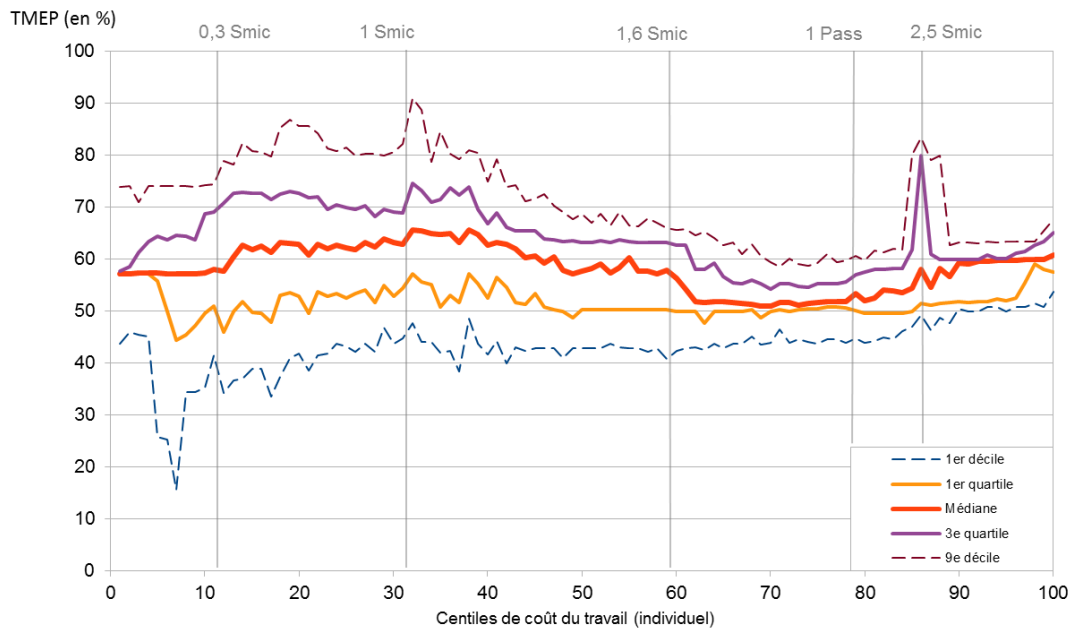
¹⁰⁷ L'essentiel de la différence entre les deux scénarios est lié aux allègements de cotisations patronales qui jouent à la hausse sur les taux marginaux dans le bas de la distribution et à la baisse à leur extinction à 1,6 Smic (cf. infra).

Figure 5. Distribution des TMEP par centile de revenu

a. Scénario 1 (revenu brut, hors cotisations patronales)



b. Scénario 2 (coût du travail)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

4.1.3. Variabilité des TMEP à revenu donné

Une première limite de l'étude concerne le nombre limité de variables médecin pouvant expliquer la signature du CAPI et ainsi contrôler des phénomènes d'auto-sélection.

Les TMEP ne dépendent pas seulement du niveau de revenu individuel mais aussi du nombre de personnes à charge, du statut matrimonial, de la situation d'emploi (statut juridique de l'employeur, quotité de temps de travail), du loyer (pour l'éligibilité aux APL) et des revenus des autres personnes du ménage. La variabilité joue ainsi selon le niveau du revenu : elle est forte dans le bas de la distribution et diminue globalement au fur et à mesure que le revenu augmente (Figure 5). Les rapports interdéciles sont d'environ 3 à 4 points dans le bas de distribution et de 1 à 2 points dans le haut. Par exemple, au niveau du Smic, 80 % des individus ont un taux marginal dans une fourchette de 45 points, contre une fourchette de 17/15 points (selon les scénarios) à 2 Smic. Le pic de variabilité intervient à un peu plus d'un Smic et correspond au seuil de l'entrée dans l'IR, tandis que le pic à 2,5 Smic dans le scénario 2 correspond au seuil de sortie du CICE.

Une représentation alternative des taux marginaux en fonction du niveau de vie du ménage montre que l'hétérogénéité à niveau de revenu donné est plus faible (cf. annexe E), confirmant qu'elle est liée au fait que le niveau des transferts dépend souvent de l'ensemble des ressources du ménage et de la composition familiale.

4.1.4. Décomposition du TMEP moyen par catégorie de transferts

L'analyse de la contribution de chaque catégorie de transferts au taux marginal moyen¹⁰⁸ par centile de revenu annuel permet de comprendre l'origine du profil en tilde du TMEP.

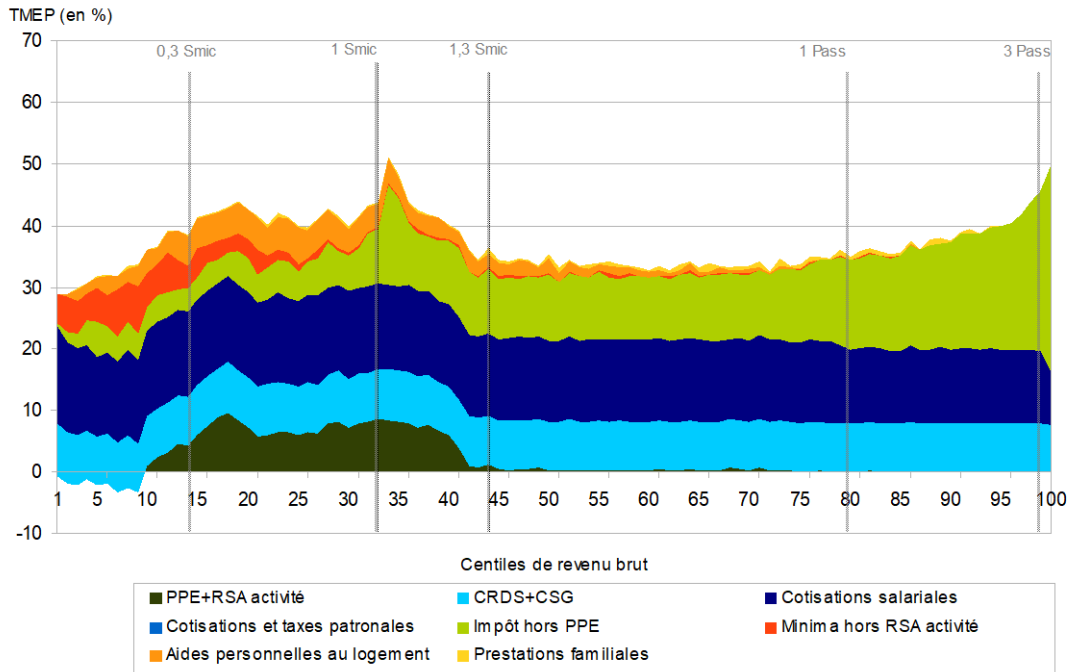
En bas de la distribution des revenus, ce sont surtout les mécanismes d'incitation à l'emploi (RSA activité et PPE) qui guident l'évolution des TMEP : ils ont une contribution négative au début de la distribution, puis celle-ci devient progressivement positive entre 0,3 et 1,2 Smic dans leur phase dégressive (figure 6). La dégressivité des aides au logement (AL) au-delà d'un plafond de revenu et la progressivité de l'IR amplifient cette hausse des TMEP entre 0 et 1 Smic, qui est cependant légèrement compensée par l'arrêt du bénéfice des minima sociaux au fur et à mesure que le revenu augmente, ce qui annule progressivement leur contribution. L'arrêt de la PPE a pour effet une baisse des TMEP à partir de 1,2 Smic. Entre 1,2 Smic et 1 PASS, la hausse de la contribution de l'IR est compensée par l'extinction progressive des AL, conduisant à une stabilité des TMEP. Dans le scénario 2 (figure 6.b), les cotisations patronales contribuent à la baisse du TMEP à 1,6 Smic du fait de l'arrêt des allègements Fillon. Dans le dernier tiers de la distribution, le TMEP augmente du fait de la progressivité de l'IR, hausse légèrement compensée à la fin de la distribution par le moindre taux de cotisation sociale sur la part des revenus dépassant 3 PASS. À noter que les mécanismes d'abaissement du coût du travail pour les entreprises ayant pour but de favoriser l'emploi ont pour effet d'augmenter le niveau des taux marginaux lors de la phase dégressive (entre 1 et 1,6 Smic pour les

¹⁰⁸ En effet, l'équation (2) reste vraie pour toute opération linéaire sur le TMEP, en particulier sur la moyenne. Étant donné la sensibilité de la moyenne aux valeurs extrêmes, nous restreignons ici le champ d'analyse aux individus dont le TMEP est entre -20 % et 150 % (qui représentent 99,7 % des individus).

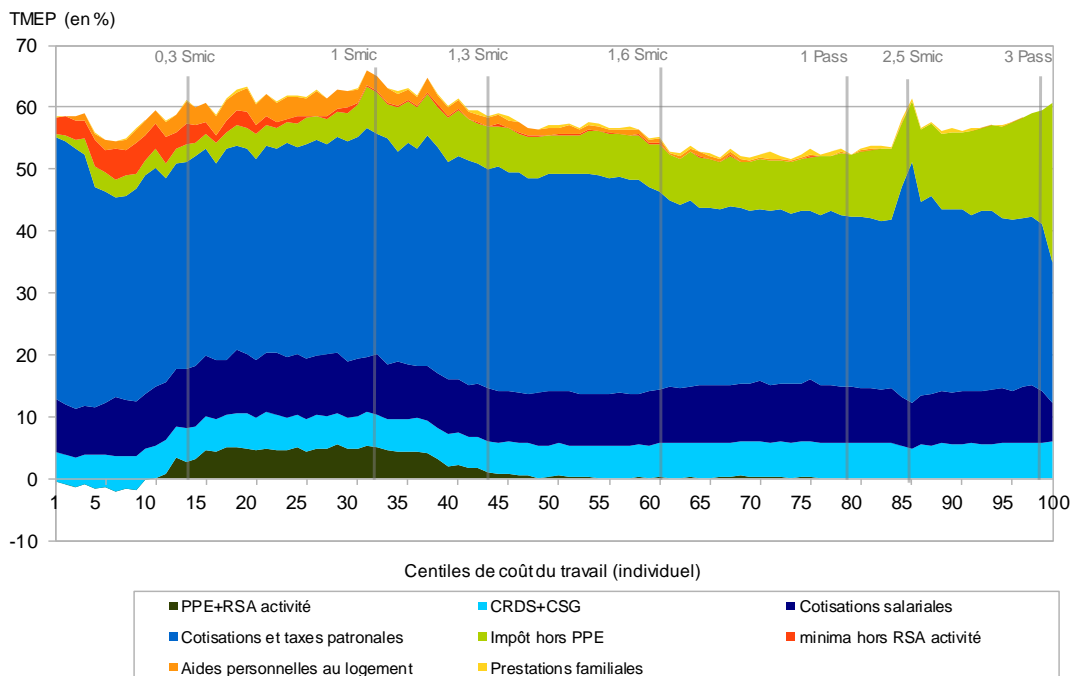
allègements Fillon) ou ponctuellement à la sortie (à 2,5 Smic pour le CICE¹⁰⁹) de ces dispositifs.

Figure 6. Décomposition des TMEP moyens par type de transfert

a. Scénario 1



b. Scénario 2



Note : la contribution négative au début de la distribution est liée à la PPE et au RSA activité.

Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.

Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

¹⁰⁹ Inclus dans « cotisations et taxes sur les salaires » dans le graphique (cf. figure F1 en annexe F pour une distinction des « taxes et subventions sur les salaires » par rapport aux cotisations employeurs.

La figure F1 en annexe F présente la figure 6.b en distinguant cotisations contributives, non contributives et les taxes et subventions sur les salaires. On observe que l'essentiel de la contribution des cotisations au TMEP vient des cotisations contributives et que celles non contributives sont faibles et stables dans la distribution. Ainsi, un scénario où seules les cotisations non contributives sont prises en compte (celles contributives étant considérées comme un revenu différé) conduit à des figures proches de celle du scénario 1, tandis qu'un scénario où on considère que seules les cotisations contributives sont transmises aux salariés conduit à des figures plus proches du scénario 2 (cf. annexe F).

4.1.5. Décomposition par configuration familiale

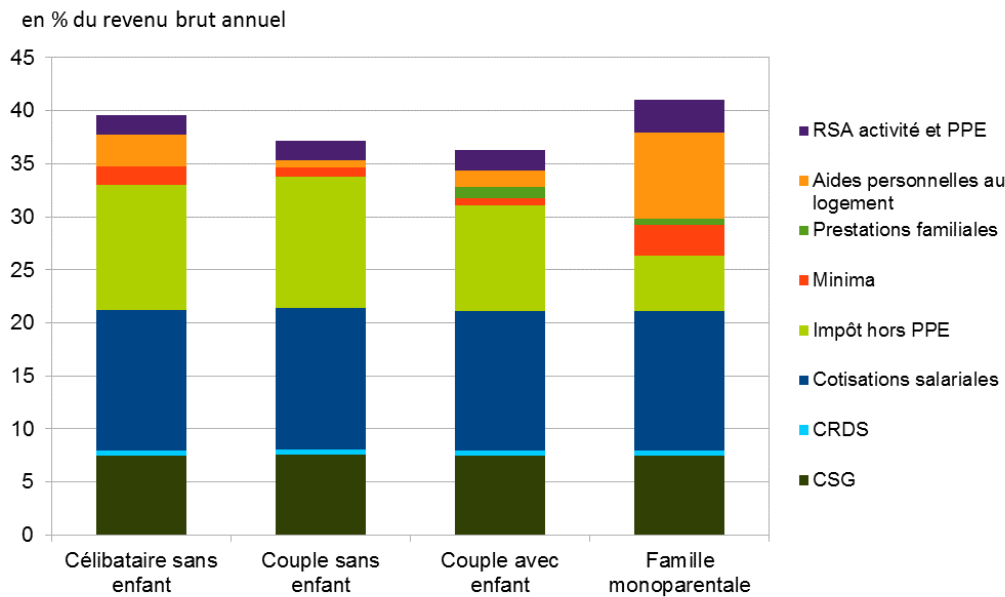
La composition familiale est un élément important dans la détermination des droits aux prestations sociales et du montant d'impôt sur le revenu, et a fortiori du TMEP. En effet, la présence d'un conjoint cohabitant et de personnes à charge est déterminante pour les prestations sociales. Le calcul de l'impôt tient également compte de la composition familiale au travers du quotient conjugal et familial. Quatre compositions familiales sont distinguées par la suite : les individus vivant seuls, les parents de familles monoparentales, les individus vivant en couple sans enfant et les individus vivant en couple avec enfants¹¹⁰.

Les TMEP moyens sont relativement proches selon la configuration familiale, ils varient entre 37 % et 41 % dans le premier scénario et 57 % et 61 % dans le deuxième. Ce sont les individus dans des familles monoparentales qui font face au TMEP moyen le plus élevé (41 % dans le premier scénario et 61 % dans le deuxième). Ceci est principalement lié à une contribution plus importante des taux marginaux associés aux aides au logement (AL) et aux minima sociaux (11 % cumulé contre moins de 5 % dans les autres configurations, cf. figure 7). En effet, les parents de familles monoparentales à faibles revenus reçoivent souvent davantage d'AL (barème plus favorable) et de minima sociaux (RSA majoré pour les parents isolés) ; ils en perdent donc d'autant plus en cas d'augmentation de leurs revenus d'activité. À l'inverse la contribution de l'impôt sur le revenu est plus faible pour les familles monoparentales que pour les autres configurations familiales car d'une part elles sont plus pauvres en général et d'autre part le premier enfant à charge compte pour une part complète contre une demi-part pour un couple.

Les personnes seules sans enfant ont un taux marginal moyen plus élevé (40 % dans le 1^{er} scénario et 60 % dans le 2^{ème}) que les couples avec et sans enfants (respectivement 37 % dans le 1^{er} scénario et 57 % dans le 2^{ème}). En effet, les personnes seules sans enfant perdent plus rapidement les AL et ont donc une contribution au TMEP plus importante des aides au logement que les couples.

¹¹⁰ Qui représentent respectivement 4,6 ; 1,4 ; 6,4 et 10,8 millions d'individus. Pour retrouver l'effectif total de 28.7 millions d'individus, il faut ajouter les 5,4 millions d'individus qui sont dans des ménages complexes (plusieurs familles cohabitant dans un même logement).

Figure 7. TMEP moyens sur l'ensemble de la distribution selon le type de configuration familiale (Scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.

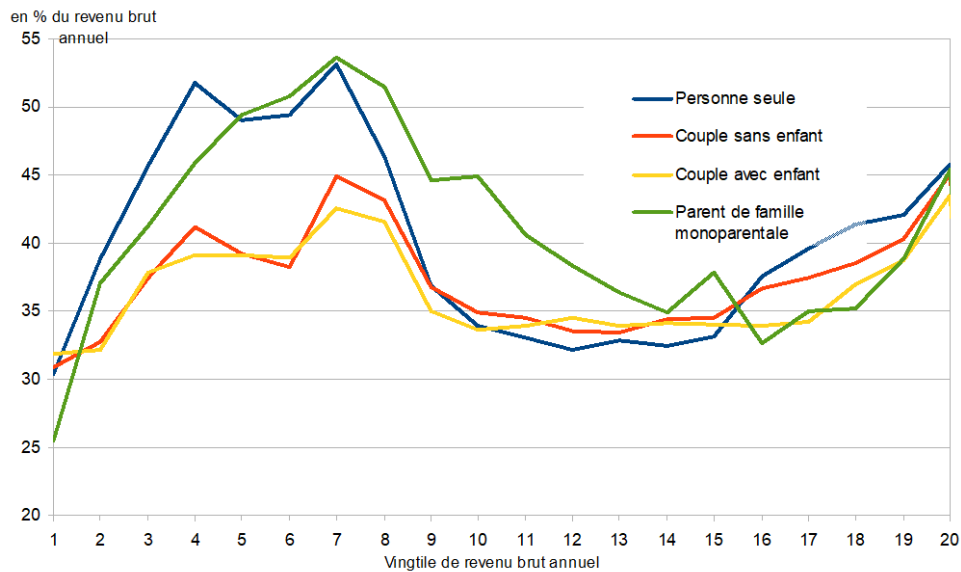
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

La figure 8 présente les TMEP moyens par vingtile de coût du travail pour les quatre configurations familiales. On retrouve à chaque fois la forme en tilde observée sur l'ensemble de la population, mais avec deux principales différences : pour les personnes sans conjoints, la hausse dans le bas de la distribution puis la baisse sont plus marquées que pour celles avec conjoint (et donc le niveau est plus élevé dans la première moitié de la distribution); pour les parents de famille monoparentale, le niveau est plus élevé que pour les personnes seules sans enfant dans le milieu de la distribution. La forte augmentation pour les personnes seules sans enfants est liée à une contribution du taux marginal de l'IR qui augmente plus abruptement du fait de l'entrée dans le barème¹¹¹.

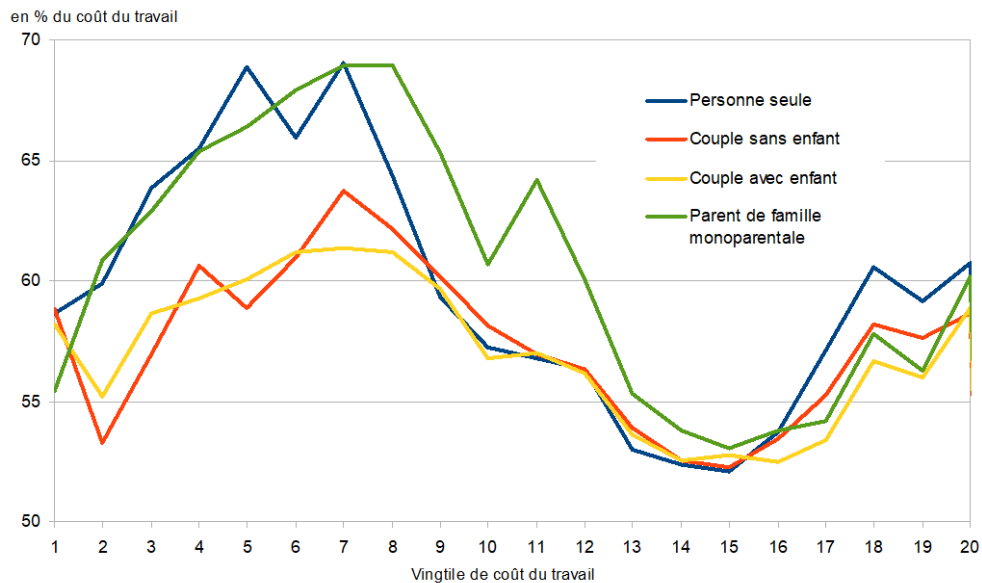
¹¹¹ En effet, comme on l'a vu en partie précédente, pour les personnes seules le taux marginal de l'IR passe directement de 0 % à 121 %, ce qui se traduit ici par une forte hausse entre le 6^e et le 8^e vingtile. Pour les personnes avec enfants, la contribution de l'IR est plus linéaire : le quotient familial décale l'entrée dans l'impôt et abaisse son montant.

Figure 8. TMEP moyens en fonction du coût du travail selon la configuration familiale

a. Scénario 1



b. Scénario 2



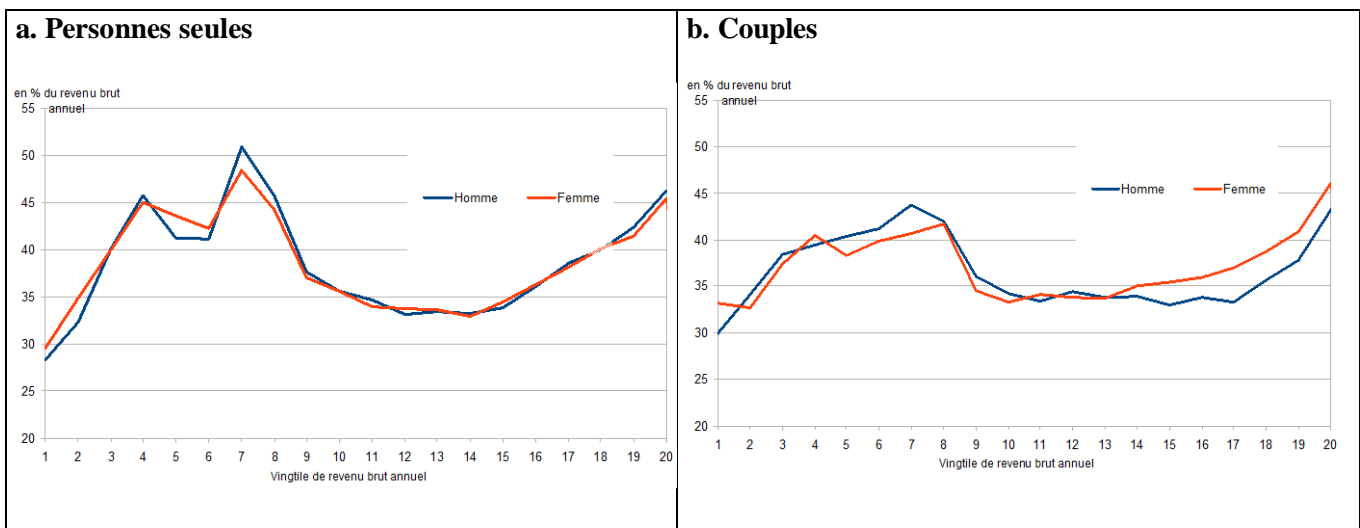
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

4.1.6. Décomposition par sexe et statut marital

Les TMEP auxquels font face les femmes sont légèrement plus élevés que ceux des hommes en moyenne (d'environ 1 point dans les deux scénarios). Ils sont légèrement plus faibles au milieu de la distribution et plus élevés dans le haut (figure B1 de l'annexe B). Ce résultat est cohérent avec Immervol (2002) qui obtient pour la France des taux marginaux plus élevés pour les femmes pour le dernier tiers de la distribution. Ce résultat s'observe pour les femmes mariées ou pacsées, qui ont un taux marginal médian de 1 à 2 points supérieur (selon le

scénario) à celui des hommes mariés ou pacsés, notamment dans le haut de la distribution. En revanche, les femmes et les hommes seuls (célibataires, veufs ou divorcés) présentent des taux très proches (figure 9). Une décomposition du TMEP moyen montre que ces différences pour les couples mariés ou pacsés sont liées principalement à l'impôt sur le revenu dans le haut de la distribution, probablement du fait du mécanisme du quotient conjugal (et liées à la PPE dans le bas de la distribution dans une moindre mesure). Ainsi, la conjugalisation de l'IR semble conduire à des taux marginaux légèrement plus élevés pour les femmes¹¹². La conjugalisation de l'IR conduit généralement à un taux marginal plus élevé pour la personne du couple avec les revenus les plus faibles (qui est en très grande majorité la femme : à 80 % en France et plus dans d'autres pays selon Immervol *et al.*, 2009), par rapport à si elle était célibataire ou dans un couple avec des revenus égaux. Cependant, cet effet est modéré sur les TMEP qui prennent en compte l'ensemble des autres transferts, notamment les cotisations, pour lesquels il n'y a pas de différence *a priori* entre homme et femme. Cela est cohérent avec les résultats de Rastrigina et Verashchagina (2015) qui trouvent qu'en moyenne sur la population française, les taux marginaux des seconds apporteurs de ressources seraient proches de ceux des couples avec revenus égaux. Enfin, pour étudier l'effet d'une individualisation des transferts globaux, il faut comparer le TMEP des femmes mariées et celui des femmes célibataires : ils sont très proches. Cela est relativement cohérent avec Jaumotte (2003) qui obtenait que le taux d'imposition entre second apporteur de ressource et un célibataire était très légèrement supérieur à 1 en France en 1999 sur cas-type, alors qu'il était plus élevé dans d'autres pays.

Figure 9. TMEP moyens selon le genre et le statut marital (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

¹¹² Pour étudier l'effet d'une individualisation des transferts globaux, il faut comparer le TMEP des femmes mariées et celui des femmes célibataires : ils sont très proches.

4.2. Analyse des TEPE sur l'année 2014

Dans cette partie, nous complétons l'analyse précédente sur la marge intensive par la marge extensive en donnant des informations sur les taux à l'emploi effectif de prélèvements (TEPE) en 2014. Seuls les points saillants et qui se différencient de l'analyse précédente sont présentés ; pour plus de détails, voir les figures de l'annexe C.

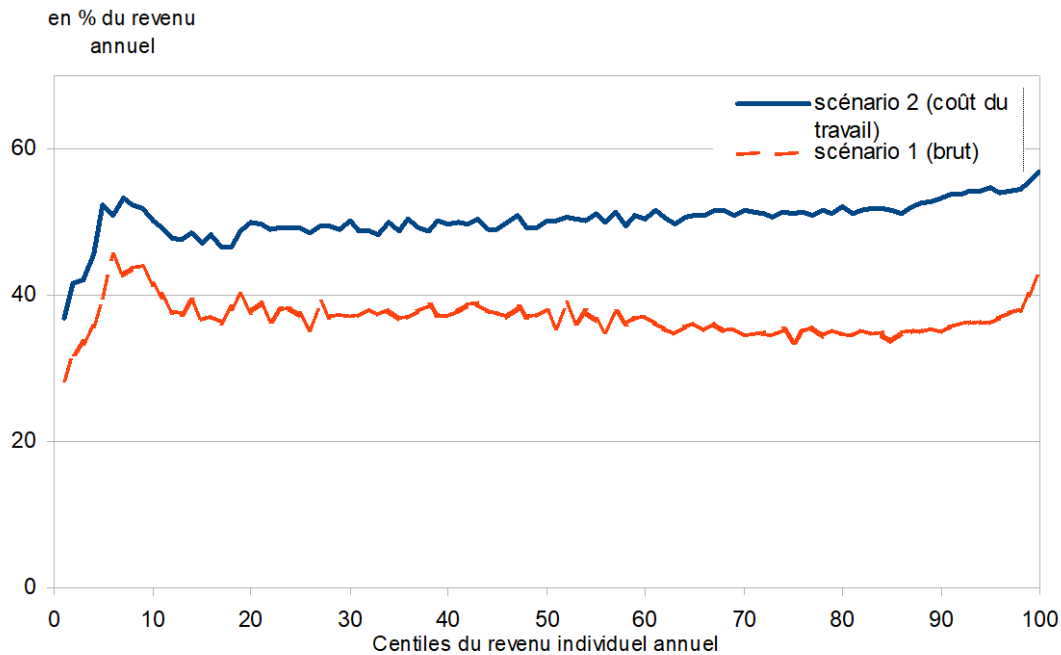
Les TEPE médians sont de 33 % dans le scénario 1 et 50 % dans le scénario 2, avec une distribution lisse, sans pics. Seuls 1,2 % des individus font face à des TEPE supérieurs à 100 %. La forme des TEPE moyens en fonction des centiles de revenu est légèrement décroissante dans le scénario 1 et relativement stable dans le scénario 2, avec dans les deux cas une hausse au début et à la fin de la distribution (figure 10)¹¹³. Ces évolutions sont liées à plusieurs phénomènes qui se compensent : la contribution des minima sociaux est relativement importante dans le bas de la distribution puis diminue, tandis que la contribution de l'IR et des cotisations patronales augmente (cf. figure C1, annexe C). Cette augmentation des cotisations patronales conduit à la différence de tendance observée entre les scénarios 1 et 2. À noter que contrairement au cas des TMEP, la contribution de la PPE et du RSA activité est toujours négative (et nulle à partir d'environ 1,3 Smic quand les dispositifs prennent fin) car même dans leur partie dégressive, il y a toujours un gain par rapport à une situation d'inactivité.

Une autre particularité des TEPE par rapport aux TMEP est qu'ils sont beaucoup plus variables selon la configuration familiale. Les couples ont des TEPE beaucoup plus faibles que les autres, quel que soit le nombre d'enfant (figure 11). Cela est lié au fait que les prestations sociales et l'IR sont familiarisés en France : la prise en compte du revenu du conjoint diminue fortement le montant de prestations d'une personne sans emploi (voir l'en prive). Ainsi, une personne sans emploi en couple avec un conjoint actif ne perd que peu de prestations en reprenant un emploi, à l'inverse d'une personne seule dont le bénéfice des minima sociaux est annulé.

Enfin les TEPE des hommes et des femmes sont proches, ils sont légèrement plus élevés pour les hommes en moyenne, notamment dans le bas de la distribution, alors qu'ils sont légèrement plus élevés pour les femmes dans le haut de la distribution (cf. figure 12). Cela est cohérent avec Immervol *et al.* (2009) qui montre que le TEPE des premiers apporteurs de ressources en France est supérieur à celui des seconds apporteurs de ressources (mais moins significativement que dans d'autres pays).

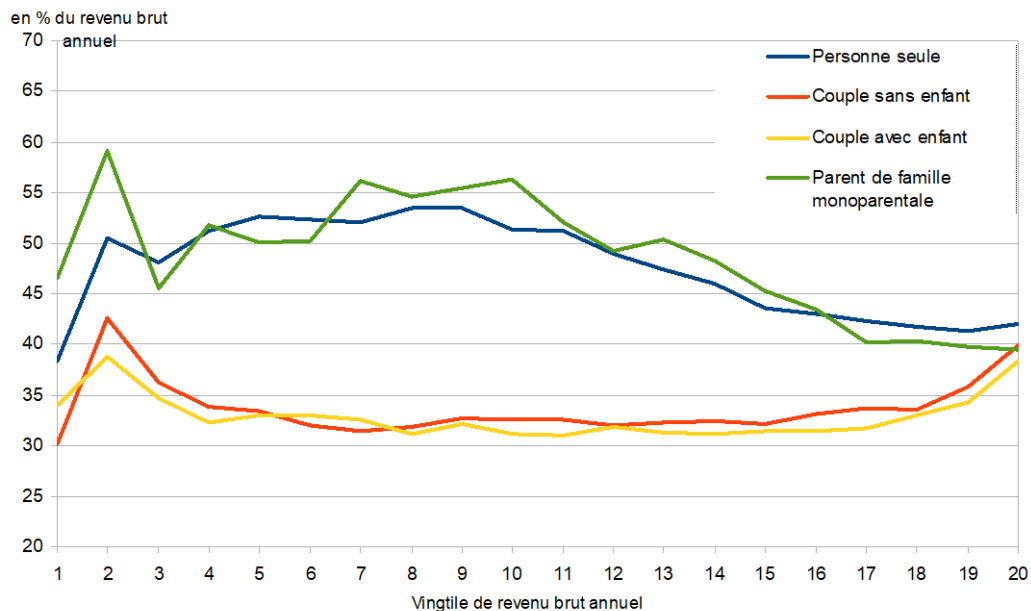
¹¹³ En prenant en compte les allocations chômage dans le calcul, la hausse dans le bas de la distribution serait légèrement plus marquée (figure G1 de l'annexe G).

Figure 10. TEPE moyens selon le scénario



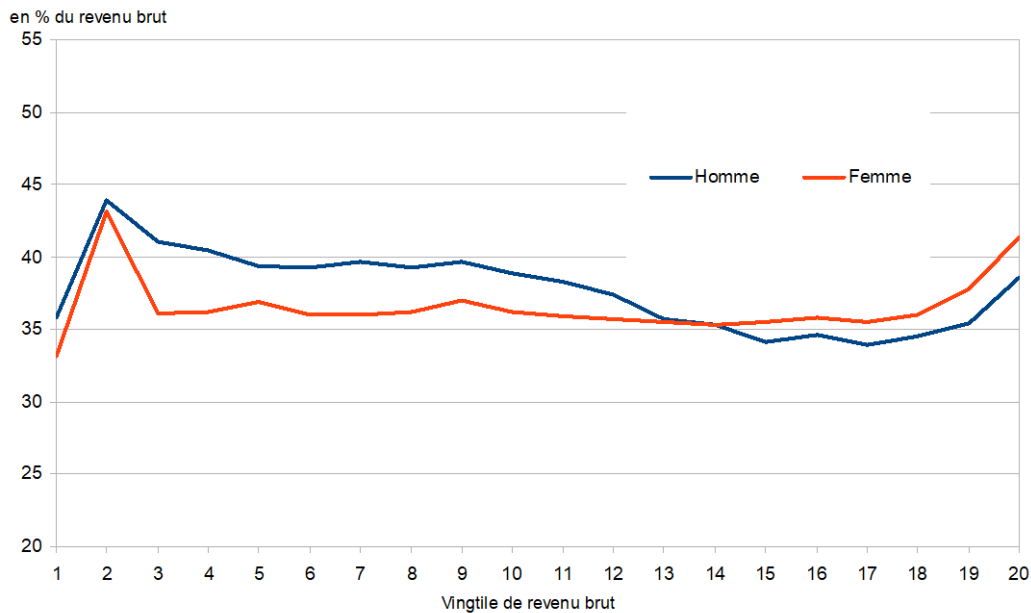
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure 11. TEPE moyens selon la configuration familiale (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure 12. TEPE moyens selon le sexe (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

4.3. Évolutions des TMEP et TEPE entre 1998, 2008 et 2014

Dans cette partie, nous évaluons l'effet des modifications législatives sur les TMEP et les TEPE entre 1998, 2008 et 2014. Nous nous intéressons en particulier à l'effet des mesures d'incitation au travail mises en place au début des années 2000 (cf. supra pour leur détail).

Globalement les TMEP sont légèrement plus élevés en 2014 par rapport à 2008 dans les deux scénarios : la médiane et la moyenne des TMEP ont légèrement augmenté (tableau 4). Cela vient principalement du fait que les taux de prélèvements ont augmenté entre les deux dates. Cependant, les taux marginaux très élevés sont moins fréquents en 2014 en comparaison de 2008 : le 9^{ème} décile et la proportion de taux marginaux supérieurs à 100 % ont baissé (dans les mêmes proportions dans les deux scénarios)¹¹⁴. Ceci peut être expliqué par la mise en place du RSA activité, qui a permis une diminution des taux marginaux élevés qui étaient liés au caractère différentiel du RMI.

Si on compare maintenant l'année 2008 à l'année 1998, on observe que les TMEP très élevés sont également beaucoup moins fréquents qu'en 1998 (de la même manière qu'entre 2008 et 2014 et dans les deux scénarios). Cela est lié aux mécanismes d'incitation au travail mis en place au début des années 2000 (cf. supra). Ces résultats concordent avec ceux de Barnaud et Ricroch (2005). À l'inverse, les TMEP moyens ont augmenté entre 1998 et 2008, de 3 points dans le scénario 1 et 6 points dans le 2^{ème}. Cela est lié à la hausse des taux des cotisations,

¹¹⁴ Cette baisse est plus forte entre 2008 et 2013 (ou 2015) car en 2014 la réduction exceptionnelle d'IR a créé quelques TMEP très élevés (cf. supra).

notamment patronales pour les retraites complémentaires ARRCO¹¹⁵ (cf. supra). Enfin, on observe une forte hausse de l'hétérogénéité des TMEP (l'écart entre le 1^{er} et le 9^{ème} décile augmente de plus de 8 points).

Finalement, les taux marginaux très élevés sont moins nombreux en 2014 qu'en 1998, mais la distribution des taux marginaux est plus généralement décalée vers la droite. En témoigne la hausse de la moyenne des TMEP entre 1998 et 2014 mais aussi de la proportion des taux marginaux se situant entre 60 % et 100 %. La diminution de la proportion de taux marginaux très élevés par rapport à 1998 a donc été compensée par des taux marginaux en moyenne plus élevés au milieu-haut de la distribution.

Tableau 4. Comparaison de la distribution des TMEP selon les années de législation

		Scénario 1 (rev. brut)			Scénario 2 (coût du travail)		
		2014	2008	1998	2014	2008	1998
Niveau des TMEP (en %)	1er décile	21,9	21,5	21,4	43,7	38,4	38,0
	Médiane	33,0	31,7	33,9	57,1	56,6	49,5
	9ème décile	53,2	54,3	46,4	73,1	74,2	60,0
	Moyenne	37,6	37,1	34,0	57,9	56,7	50,4
Proportion (en %)	TMEP <=0	0,3	0,3	0,4	0,2	0,2	0,1
	0 < TMEP <=20	3,3	3,7	6,6	0,8	0,8	1,0
	20 < TMEP <=40	61,0	63,1	74,5	5,3	11,5	11,9
	40 < TMEP <=60	28,2	25,3	13,0	55,2	52,1	77,0
	60 < TMEP <=80	4,3	4,3	2,4	32,8	29,8	6,5
	80 < TMEP <=100	1,5	1,2	0,7	4,3	3,6	1,1
	100 < TMEP	1,4	2,0	2,4	1,4	2,0	2,4

Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Concernant maintenant les TEPE, la proportion au-dessus de 100 % a également baissé entre 1998 et 2014 (tableau 5), dans une plus forte ampleur que les TMEP (-1,7 points dans les 2 scénarios contre -1 point pour les TMEP). De plus, le 9^{ème} décile baisse d'environ 4 points alors qu'il augmentait pour les TMEP. Les réformes d'incitation au travail ont donc davantage affecté les TEPE que les TMEP, ce qui n'est pas étonnant car l'objectif principal de ces réformes était d'augmenter les gains de retour à l'emploi. De ce fait, contrairement aux TMEP, les niveaux moyens ont peu évolué entre 1998 et 2014 et ont même légèrement baissé (l'effet des réformes d'incitation au travail ayant compensé les hausses de taux de cotisations).

¹¹⁵ En moyenne, les taux marginaux des cotisations patronales étaient de 25 % en 1998 et sont passés à 31 % en 2008 et 33 % en 2014.

Tableau 5. Comparaison de la distribution des TEPE selon les années de législation

		Scénario 1 (rev. brut)			Scénario 2 (coût du travail)		
		2014	2008	1998	2014	2008	1998
Niveau des TEPE (en %)	1er décile	21,9	21,1	21,4	34,6	35,1	37,9
	Médiane	33,1	31,3	32,9	49,9	49,9	51,2
	9ème décile	58,1	58,1	61,9	67,1	68,0	71,5
	Moyenne	37,0	36,1	38,2	50,5	50,9	53,8
Proportion (en %)	TEPE<=0	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,1
	0< TEPE <=20	4,4	7,2	4,9	0,4	0,4	0,5
	20< TEPE <=40	62,5	62,7	62,0	19,2	20,1	11,5
	40< TEPE <=60	24,2	21,1	21,8	60,6	59,9	64,0
	60< TEPE <=80	6,3	5,6	6,1	16,9	15,6	17,9
	80< TEPE <=100	1,0	1,5	2,0	1,4	2,1	3,2
	100< TEPE	1,2	1,7	2,9	1,2	1,7	2,9

Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

La figure 13 présente les TMEP et TEPE moyens en fonction des centiles de revenu en 1998, 2008 et 2014 dans les deux scénarios.

En 2008, la forme des TMEP et TEPE est proche de celle de 2014 sauf au tout début de la distribution (1^{er} dixième de la population) : les TMEP et TEPE sont élevés mais décroissants en 2008 sur cette partie de la distribution alors qu'ils sont plus faibles mais croissants en 2014. Cette modification s'explique par la mise en place du RSA activité qui a modéré les taux marginaux de 100 % liés à la partie différentielle du RMI mais aussi par les autres dispositifs d'intéressement qui ont été créés ou renforcés, pour l'AAH notamment (la contribution des minima sociaux hors RSA activité diminue ainsi entre 2008 et 2014¹¹⁶). Dans toute la 2^{ème} partie de la distribution, les TMEP et TEPE sont légèrement plus faibles en 2008 qu'en 2014 mais ont la même forme.

En 1998, les TMEP ont une forme en U¹¹⁷ en fonction du revenu brut, contrairement à la forme en tilde de 2014. Ces résultats sont valables dans tous les scénarios d'incidence (y compris le 3^e, voir figure F3, annexe F). Comme en 2008, les TMEP baissent en tout début de distribution mais cette baisse se poursuit après le 1^{er} décile et les TMEP sont significativement plus faibles entre le 1^{er} et 4^{ème} décile en 1998 qu'en 2008 et 2014. Les TMEP plus élevés en 2008 et 2014 sur cette plage de revenus sont liés aux taux marginaux positifs de la PPE dans

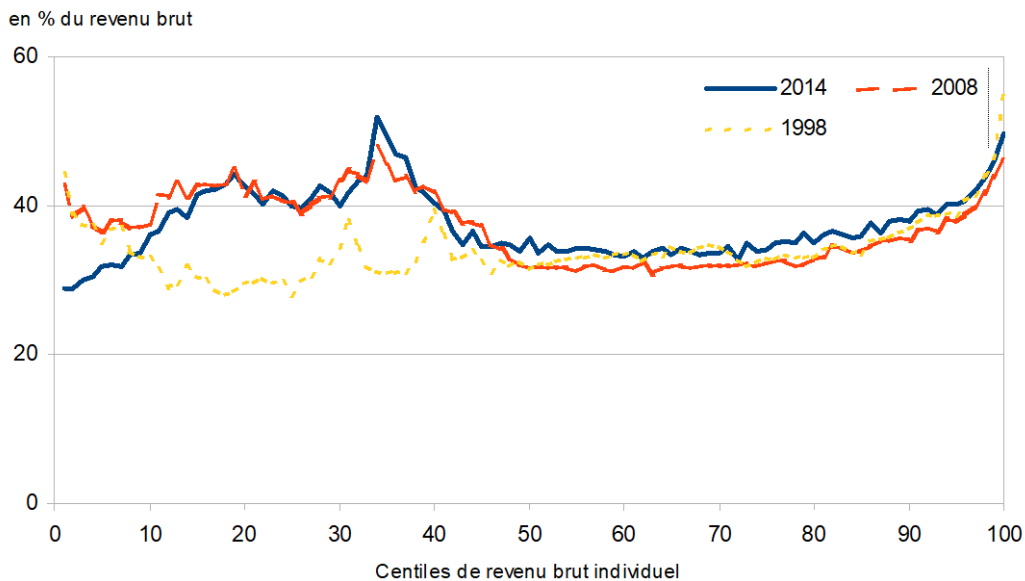
¹¹⁶ Elle était en moyenne de 7 points pour le premier décile en 2008 contre 4 points en 2014 (annexe D).

¹¹⁷ Ce qui est cohérent avec les études précédentes sur cette période : Laroque et Salanié (1999) sur l'année 1997 et Legendre *et al.* (2003) sur l'année 2000 obtiennent une distribution des TMEP en U, tandis que Bourguignon (1998) obtient une courbe sous forme de deux U accolés. À noter que dans ces études les TMEP sont illustrés en général selon le niveau de vie du ménage et doivent donc être comparées à nos graphiques de l'annexe E.

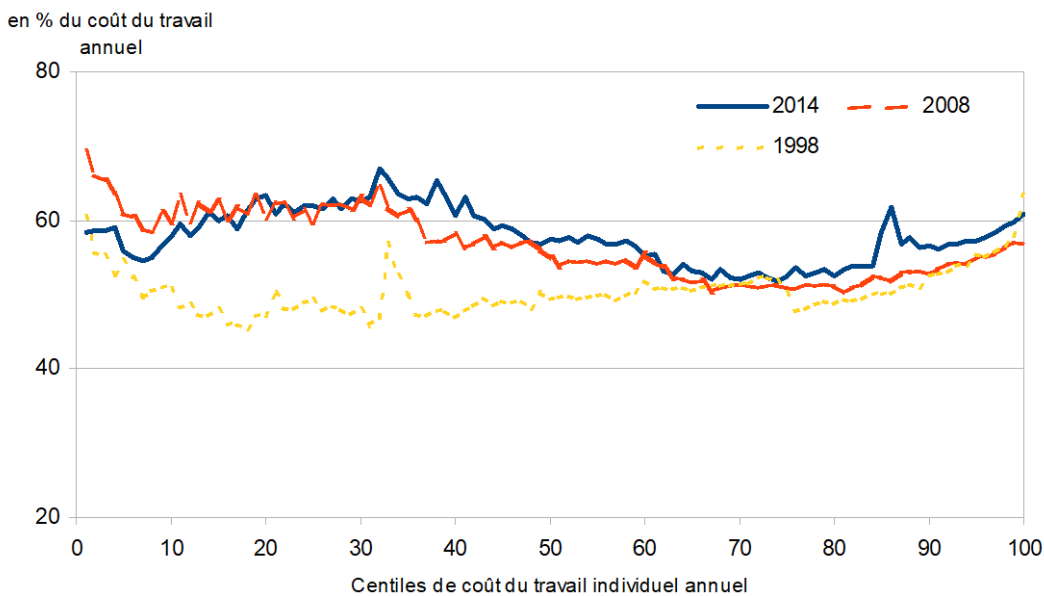
sa partie dégressive (annexe D, figure D2)¹¹⁸. Pour les TEPE, le diagnostic est différent. Ils sont plus élevés en 1998 dans tout le premier tiers de la distribution par rapport à 2014. En effet, même dans la partie dégressive de la PPE, celle-ci reste un gain par rapport à une situation de non emploi et donc la PPE augmente bien les gains de retour à l'emploi sur tout le début de la distribution (sauf au tout début, avant le seuil d'éligibilité à la PPE).

Figure 13. TMEP et TEPE selon l'année de législation et le scénario d'incidence

a. TMEP - Scénario 1

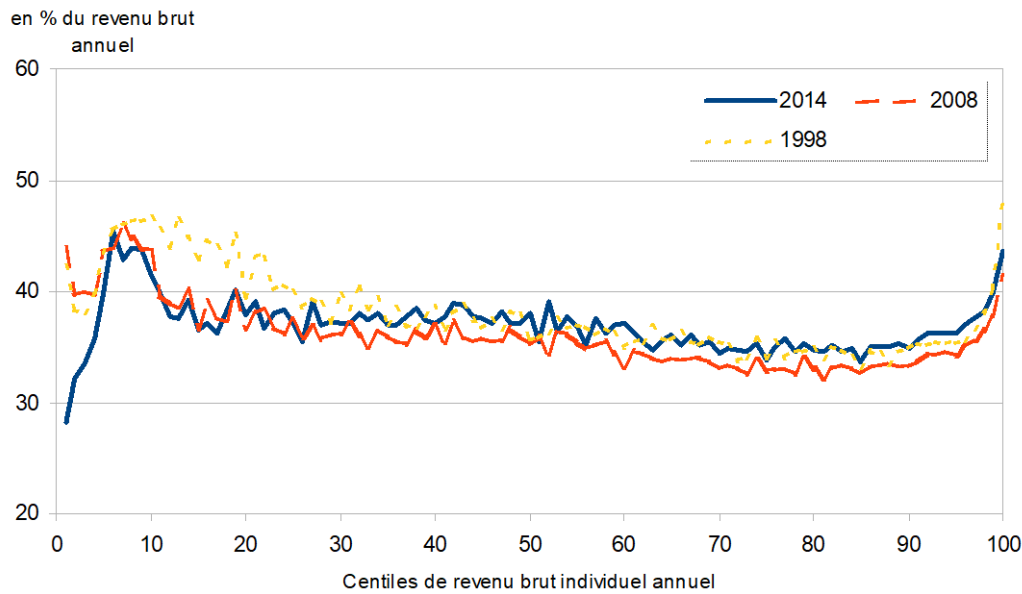


b. TMEP - Scénario 2

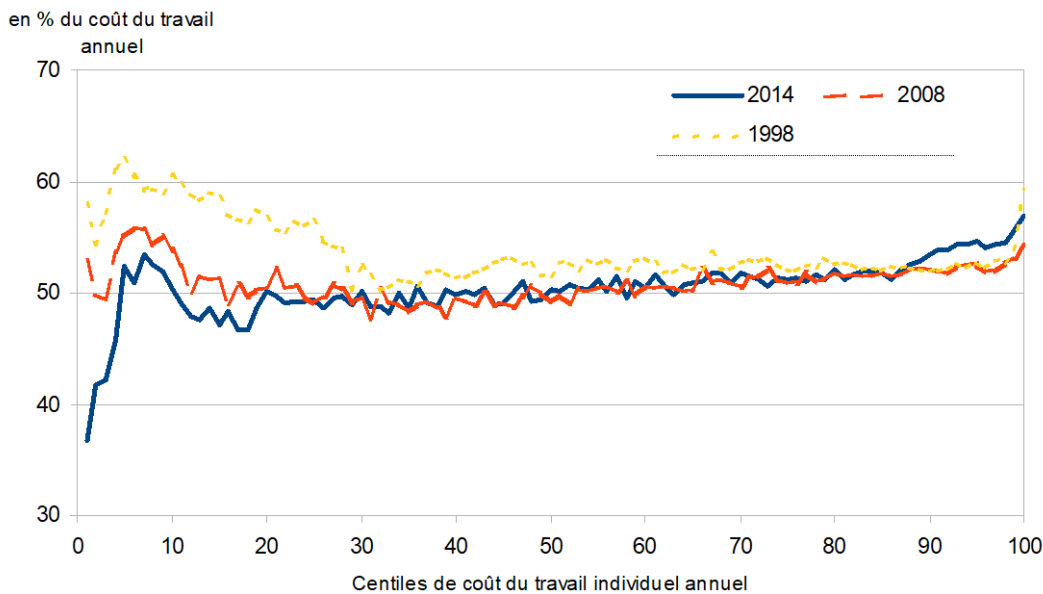


¹¹⁸ Et dans une moindre mesure, à l'augmentation de la contribution des APL (+3 points sur la période) du fait de la réforme de 2001/2002 qui a diminué les taux très élevés mais les a augmenté en moyenne.

c. TEPE - Scénario 1



d. TEPE - Scénario 2



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Au final, l'évolution entre 1998 et 2014 du profil des TMEP (de U à tilde) et des TEPE (baisse du niveau dans le premier tiers de la distribution) s'explique surtout par la mise en place de mécanismes d'incitation à l'emploi, et en particulier par celle de la PPE en 2001.

5. Discussion des résultats

Nous discutons ici quelques-uns de nos résultats sur les incitations au travail à l'aune des objectifs de politique publique, des préconisations normatives de la théorie économique, et des comparaisons internationales.

Nous avons montré qu'entre 1998 et 2014 les incitations au travail sur la marge intensive ont augmenté significativement dans l'extrême bas de la distribution (et baissé par la suite entre le 2^{ème} et le 4^{ème} décile), et que celles sur la marge extensive ont fortement augmenté dans tout le premier tiers de la distribution. Sur les deux marges, les situations de désincitations au travail (TMEP et TEPE supérieurs à 100 %) ont diminué. Ces effets sont liés à la mise en place de mécanismes d'incitation à l'emploi pour les bas salaires (RSA activité et PPE) qui ont donc atteint leur objectif. Ces réformes ont été relativement efficaces dans une optique de réduction des trappes à inactivité mais ont-elles été optimales¹¹⁹ du point de vue de la justice sociale ? Cela dépend de l'objectif d'équité recherché. Kanbur, Keen et Tuomala (1994) obtiennent que dans une optique de réduction de la pauvreté monétaire, les taux marginaux optimaux doivent être plus faibles pour les plus pauvres. Diamond et Saez (2011) concluent sur cette question que les réformes entreprises ces dernières décennies dans les pays développés pour inciter au travail sont cohérentes avec la logique de la taxation optimale car elle augmente la redistribution vers les travailleurs pauvres tout en encourageant la participation au marché du travail. En effet, Saez (2002) montre qu'un système d'incitation au travail (de type PPE) est préférable à un système d'impôt négatif¹²⁰ si les réponses dans la marge extensive sont importantes relativement à celles dans la marge intensive¹²¹, ce qui est confirmé par les études empiriques (Blundell & MaCurdy, 1999). De plus, Saez (2002, p. 1065) indique que ce résultat est sûrement renforcé lorsque le coût économique du chômage (non pris en compte dans son modèle) est élevé, comme c'est le cas dans les pays européens. Dans un modèle intégrant le marché du travail, Immervol *et al.* (2007) montrent qu'en France (et en général dans les pays européens), une réforme de l'incitation au travail concentrée sur les travailleurs pauvres est beaucoup plus désirable qu'une mesure de type impôt négatif.

Nous avons montré que les incitations au travail des femmes (TMEP et TEPE) sont relativement similaires à celle des hommes en France sur les marges intensive et extensive. Or, selon un critère théorique d'efficacité (dit « Règle de Ramsey »), les femmes devraient

¹¹⁹ Les modèles classiques de fiscalité optimale indiquent que la forme optimale des taux marginaux est en U aux États-Unis (Saez, 2001, Jacquet *et al.*, 2013) mais ces analyses prennent mal en compte les marchés du travail incomplets dans le bas de la distribution (présence du Smic, temps partiel ...) et peuvent donc mieux se comparer avec nos graphiques à partir du Smic (qui ont bien une forme en U), sans donner d'indications claires sur la forme dans l'extrême bas de la distribution. À noter que certaines simulations de Ferey (2017) sur la France à partir du modèle de Saez (2002) indiquent un profil optimal des taux marginaux en France en forme de tilde.

¹²⁰ Un impôt négatif consiste en un revenu garanti par l'état associé à un taux marginal de moins de 100 % (le RSA socle s'en approche en France).

¹²¹ A noter que ce résultat dépend du poids que le gouvernement donne aux différents groupes de la distribution des revenus et ne tient plus lorsque le gouvernement se soucie seulement du bien-être des individus ne disposant pas de revenu (Rawlsian case), ou lorsque le gouvernement ne cherche pas à redistribuer les revenus (Saez 2002, p. 1050).

être moins taxées¹²² car leur offre de travail est plus élastique¹²³. Cela a donné lieu à de nombreux débats de recherche académique sur la « gender based taxation » (par exemple Alésina *et al.*, 2011), d'autres auteurs contestant cette taxation différenciée car elle ne serait pas neutre sur les décisions de mariage et ne satisfait pas le critère d'équité entre familles (Saint-Paul, 2008). En France, le débat se focalise sur l'individualisation des transferts et notamment de l'impôt sur le revenu. Certains économistes prônent une individualisation des prélèvements (Landais *et al.*, 2011) avec pour avantage un gain d'efficacité économique du fait d'une amélioration des mécanismes d'incitation à l'activité pour le conjoint le moins rémunéré¹²⁴, dont l'élasticité à la participation serait particulièrement élevée en France (Carbonnier, 2014). D'autres économistes s'opposent à une individualisation des transferts, qui ne permet pas de tenir compte des solidarités familiales (Sterdyniak, 2004 ; Elbaum, 2007). Enfin plusieurs économistes suggèrent de modifier le mode de calcul du quotient familial plutôt que de le supprimer : prendre en compte les économies d'échelle au sein du couple¹²⁵ ; rendre l'imposition conjointe optionnelle¹²⁶, plafonner l'avantage procuré par le quotient conjugal (Allègre et Périvier 2013 et Hugounenq *et al.* 2002). Dans ces débats, les simulations d'Immervol *et al.* (2009) à partir d'un modèle théorique indiquent qu'une individualisation des transferts serait désirable en France en augmentant le bien-être global, tandis que Échevin (2003) et Jaumotte (2003) obtiennent une hausse de la participation des femmes modérée suite à des réformes de ce type.

Nous avons aussi vu que les personnes seules ont des incitations au travail beaucoup moins élevées que les autres configurations familiales (surtout dans la première moitié de la distribution). Pour juger de l'efficacité de cette situation à la lumière de la règle de Ramsey, il faut connaître les élasticités de l'offre de travail selon la configuration familiale, qui sont peu connues (voir chapitre 2¹²⁷).

Enfin, les TMEP médians français sont élevés selon nos estimations. Ils sont dans la fourchette haute des TMEP en Europe, notamment supérieurs à ceux du Royaume-Uni, de l'Espagne ou de la Suède, inférieurs à ceux de l'Allemagne, l'Italie ou de la Belgique (Leventi & Vujackov 2016) et se distinguent par la contribution importante des prestations sociales (notamment dans les deux premiers déciles selon Jara et Tumino 2013), contrepartie de leur

¹²² Dans une proportion dépendant du ratio inverse des élasticités de l'offre de travail (Boskin et Sheshinski, 1983).

¹²³ Cf. Blundell & MaCurdy (1999), et revue de littérature dans le chapitre 2.

¹²⁴ L'individualisation permettrait aussi d'éliminer une source potentielle de fraude qui consiste à cacher la situation de couple pour bénéficier de transferts plus intéressants (PPE, RSA ou aides à la garde notamment), et de clarifier la situation des jeunes de moins de 25 ans, à la frontière entre personnes à charge et individus autonomes.

¹²⁵ En effet le quotient conjugal attribue 2 parts aux couples mariés, tandis que l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée attribue 1,5 part (ou unité de consommation) aux couples. Ainsi « *le système d'imposition conjointe actuel conduit à pénaliser les célibataires ou les couples en union libre par rapport aux couples mariés ou pascés, et à pénaliser les couples biactifs par rapport aux couples mono-actifs. Il est dans ses fondements défavorables à l'émancipation économique des femmes* » (Allègre et Périvier, 2013).

¹²⁶ C'est une promesse de campagne du Président Macron. En effet, le mode de calcul actuel de l'impôt sur le revenu ne garantit en effet pas un avantage systématique à l'imposition conjointe, du fait de la décote et de la PPE ou lors de la présence d'enfants à charge (Amar et Guérin, 2007).

¹²⁷ Les estimations de du chapitre 2 (Sicsic, 2018)) indiquent que les personnes seules auraient des élasticités plus élevées en France, ce qui indiquerait que l'état des incitations au travail selon la configuration familiale ne serait pas efficace.

niveau élevé. Concernant les incitations sur la marge extensive, seules des comparaisons sur cas-type sont disponibles sur la période récente. Elles indiquent que les TEPE seraient dans la moyenne des pays européens (Commission Européenne, 2013, p. 44), et que ceux des seconds apporteurs de ressources seraient légèrement inférieurs à la moyenne européenne (CE 2013 p. 45, Rastrigina & Verashchagina, 2015).

Conclusion

L'analyse des taux marginaux et de retour à l'emploi a permis de faire un panorama des incitations au travail en France selon le niveau de revenu, par configuration familiale et par sexe. Nous montrons que la différence d'incitation au travail entre homme et femme est très faible voire nulle en moyenne (sauf dans le haut de la distribution à la défaveur des femmes mariées) et les incitations au travail sont beaucoup plus faibles pour les personnes sans conjoint que celles avec conjoint (dans la première moitié de la distribution sur la marge intensive et sur l'ensemble sur la marge extensive). L'analyse permet aussi de mettre en évidence l'évolution de la forme TMEP par centiles de revenu, passé d'un U vers un tilde entre 1998 et 2014 et la baisse des TEPE dans le premier tiers de la distribution, notamment avec la mise en place du RSA activité et de la PPE.

Deux limites à cette analyse doivent néanmoins être soulignées. Premièrement, plusieurs dispositifs conduisant à des taux marginaux non nuls existent mais ne sont pas pris en compte dans cette étude, notamment les aides et taxes locales. Leur inclusion augmenterait les TMEP dans le bas de distribution, surtout à la sortie des minima sociaux (du fait des droits connexes des bénéficiaires de minima sociaux et des exonérations de taxe d'habitation) et à certains niveaux de revenus (pour les dégrèvements partiels de taxe d'habitation, tarifs sociaux, bourses, cantines...). L'unique effet de l'ajout de la taxe d'habitation sur les TMEP et TEPE serait cependant relativement faible pour un célibataire : il augmenterait de 2 à 3 points le TMEP (selon le scénario) entre 0,4 Smic et 1 Smic et de 1 à 2 points le TEPE (cf. cas-types dans l'annexe H). Selon Anne et L'Horty (2002, 2009), l'impact de l'ensemble des prestations locales sur les gains de retour à l'emploi (mesurés par la durée de réservation pour un emploi au Smic, par rapport au revenu net¹²⁸) serait de plus de 50 % pour certaines configurations familiales. De plus, selon ces auteurs, les prestations en nature connexes au RMI ont augmenté pendant les années 2000, ce qui a pu modérer la hausse des incitations que nous obtenons.

¹²⁸ Ce chiffre est donc plus faible rapporté au revenu brut ou au coût du travail, comme ce qui est fait dans notre étude.

Deuxièmement, les incitations au travail ne dépendent pas seulement des incitations monétaires à court terme mesurées par les TMEP et TEPE. Des aspects dynamiques de l'offre de travail à moyen/long terme peuvent avoir un impact sur les incitations. En effet, même avec des taux marginaux élevés, il peut être bénéfique de travailler plus (en quotité ou intensité) en termes de gain et productivité future (promotion, retraite ou allocations chômage plus avantageuses, impact positif sur la productivité et l'employabilité...).

Malgré les limites de ces indicateurs, il serait important qu'ils soient plus régulièrement et systématiquement présentés et diffusés (par microsimulation ou par cas-types) afin de suivre dans le temps l'évolution des incitations au travail.

Annexes

Annexe A. Détail des taux marginaux par dispositif en 2014

Cette annexe complète la description de la législation 2014 par les taux marginaux faciaux de chaque dispositif et les seuils de revenus auxquels ils s'appliquent (partie 1), les taux marginaux « infinis » dans la législation (partie 2), et les distributions de taux marginaux par dispositifs (partie 3).

1. Taux marginaux faciaux par dispositifs en 2014 en France

• Cotisations sociales

Les tableaux suivants décrivent les taux marginaux associés à chaque cotisation et contribution sociale. Ils sont donnés en fonction du plafond annuel de la sécurité sociale (PASS, 37 548 euros en 2014). Ces tableaux ne concernent que les salariés du régime privé général. Les fonctionnaires et les indépendants sont inclus dans l'analyse mais leur système est complexe : pour le détail des taux marginaux et seuils auxquels ils font face, voir les fichiers de paramètres du code source du modèle Ines (<https://adullact.net/projects/ines-libre>) ou les barèmes IPP (<http://www.ipp.eu/outils/baremes-ipp/prelevements-sociaux/>). Le non renseignement du « critère » dans les tableaux signifie que le dispositif s'applique à l'ensemble du champ.

Tableau A1. Taux marginaux faciaux des contributions sociales

	critères	0-1 PASS	1-3 PASS	3-4 PASS	4-8 PASS	8- PASS
CSG		98,25% * 7,5%			7,5%	
CRDS		98,25% * 0,5%			0,5%	
Contribution exceptionnelle		0,13%				
Contribution exceptionnelle de Solidarité	Fonctionnaire	1,0%				

Champ : toutes les personnes en emploi
Source : Modèle Ines

Tableau A2. Taux marginaux faciaux des cotisations salariales (régime général)

	critères	0-1 PASS	1-3 PASS	3-4 PASS	4-8 PASS	8- PASS
Maladie, maternité, invalidité, décès		0,75%				
Assurance vieillesse		6,80%	0,25%			
Assurance chômage		2,40%			-	-
Retraites complémentaires (dont ARRCO, AGIRC, AGFF et Contribution exceptionnelle)	Non cadre	3,85%	8,95%	-	-	-
	Cadre	4,08%	8,78%		7,88%	
APEC	Cadre	0,02%				
Total	Non cadre	13,82%	12,24%	3,42%	1,02%	
	Cadre	14,05%	12,20%	12,20%	8,90%	1,02%

Champ : Salariés du secteur privé, régime général
Source : Modèle Ines

Tableau A3. Taux marginaux faciaux des cotisations patronales (régime général)

	Critères	0-1 PASS	1-3 PASS	3-4 PASS	4-8 PASS	8- PASS
Assurance maladie		12,8%				
Assurance vieillesse		8,45%	1,75%			
Chômage (dont AGS)		4,3%			-	-
Retraites complémentaires (dont ARRCO, AGIRC, AGFF et Contribution exceptionnelle)	Non cadre	5,78%	13,38%	-	-	-
	Cadre	6,00%	14,20%		0,129	-
Allocations familiales		5,25%				
Solidarité autonomie		0,30%				
Accident du travail		3,7% (variable par profession)				
APEC		0,02%	-	-	-	-
Total	Non cadre	40,60%	41,48%	26,35%	22,05%	12,80%
	Cadre	40,82%	42,30%	40,55%	34,95%	12,80%

Champ : Salariés du secteur privé, régime général

Source : Modèle Ines

Pour les cotisations patronales, les dispositifs de réduction sont indiqués dans l'article pour 2014 (réduction général « Fillon » et CICE). Dans le cadre du pacte de responsabilité, s'ajoute à partir de 2015 la réduction de cotisation familiale de 1,8 points en dessous 1,6 Smic (3,5 Smic pour les indépendants) et à partir de 2016 jusqu'à 3,5 Smic pour tous les salariés.

Pour la CSG et la CRDS, la proportionnalité des dispositifs est atténuée par l'existence d'exonération complète ou partielle sur les revenus de remplacement pour les retraités et les chômeurs les plus modestes :

- Une exonération totale de CSG sur les pensions de retraites des allocataires de l'Aspa ou de l'Asi ou si le revenu fiscal de référence en 2012 est inférieur à 10 224 euros pour une personne seule, 15 684 euros pour un couple sans enfant. Or l'Aspa ou l'Asi, et le revenu fiscal de référence, dépendent des revenus des deux membres du couple. Ainsi, dans le cas d'un couple où l'un des membres bénéficierait de l'exonération de CSG, une augmentation des revenus d'activité du non allocataire peut faire perdre le bénéfice de cette exonération à son conjoint, et ainsi entraîner un taux marginal très élevé au titre de la CSG de l'ensemble du ménage.
- Un taux réduit de CSG pour les pensions de retraite et les allocations chômage des retraités ou chômeurs dont l'impôt dû (hors crédit d'impôts) est inférieur au seuil de recouvrement de 61 euros. Dans ce cas, les taux de CSG sont minorés à 3,8 % au lieu de 6.6 % pour les retraites, 3,8 % au lieu de 6.2 % pour les allocations chômage. Ainsi, pour la même raison que pour les exonérations, cette condition crée un effet de seuil en fonction du revenu du bénéficiaire et de son conjoint.

Enfin le tableau suivant indique les principales taxes payées par les entreprises en fonction des revenus de ses salariés.

Tableau A4. Taux marginaux faciaux des taxes sur les entreprises liées aux salaires

	critères	0-1 PASS	1-3 PASS	3-4 PASS	4-8 PASS	8- PASS
Taxe de prévoyance		1,5%				-
Forfait social sur la contribution patronale de prévoyance	Taille de la firme >20			8%		
Apprentissage + contribution au développement de l'apprentissage				0,68%		
Participation à la formation	Taille <10			0,55%		
	10 <= taille <20			1,05%		
	taille >20			1,60%		
Participation à la construction	Taille >20			0,45%		
Transport (variable selon commune)	Taille >10			0,75%		
Taxe sur les salaires (pour les entreprises non assujetties à la TVA)	4 tranches suivants le salaire brut			4,25%		
				8,50%		
				13,60%		
				20%		

Source : Modèle Ines

• Impôt sur le revenu

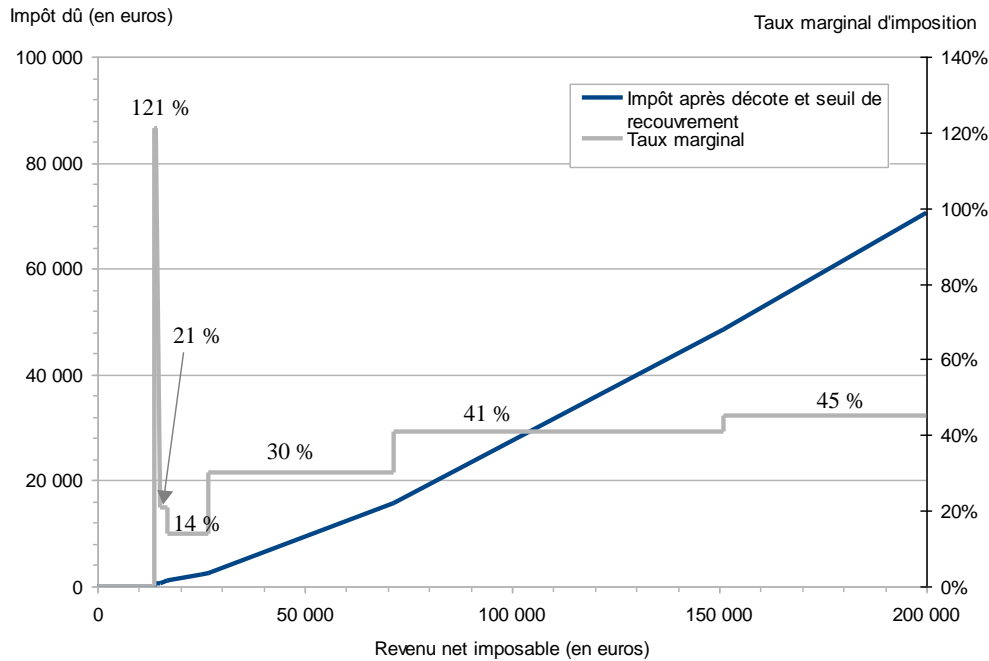
Les taux marginaux faciaux et les seuils de l'IR sont indiqués dans l'article (tableau 2). Cependant, la décote, la réduction exceptionnelle d'impôt¹²⁹ et le seuil de recouvrement modifient les taux marginaux appliqués, et différemment selon la composition familiale.

Pour un célibataire sans enfant (figure A1), la zone différentielle de la réduction exceptionnelle est incluse dans la zone de la décote, ce qui rajoute 100 % au taux marginal du barème après décote (21 %, entre 13 834 et 14 144 euros de revenu net imposable) dès le seuil de recouvrement franchi. Ainsi, la séquence des taux marginaux liés à l'impôt sur le revenu en fonction du revenu net imposable est la suivante : 0 %, puis 121 % (taux infini lié au seuil de non recouvrement non représenté ici), puis 21 % à la fin de la partie différentielle de la réduction exceptionnelle, puis 14 % (la décote n'est plus appliquée), puis 30 %, 41 % et 45 %.

En revanche, pour un couple sans enfant (figure A2), l'extinction de la décote intervient avant la sortie de la partie différentielle de la réduction exceptionnelle : le taux marginal de l'IR commence à 0 %, passe à 21 % une fois le seuil de recouvrement franchi (décote appliquée à la tranche à 14 %), puis à 14 % (la décote n'est plus appliquée), puis atteint 114 % une fois entré dans la zone différentielle de la réduction exceptionnelle (ajout de 100 % au taux marginal de la tranche), retourne à 14 % à la fin de la réduction, puis passe à 30 %, 41 % et 45 %. Pour un couple avec deux enfants, la séquence est encore différente : le taux à l'entrée dans l'IR est de 8,25 % (décote appliquée à la tranche à 5,5%), puis 108,25 % (la réduction exceptionnelle ajoute 100 % au taux), puis retour à 8,25 % à la fin de la réduction exceptionnelle, puis 21 % (décote appliquée à la tranche à 14%), puis retour à 14 % à la fin de la décote et la séquence classique de 30 %, 41 % et 45 %.

¹²⁹ Cette réduction est de 350 euros pour une personne seule ayant un revenu net imposable inférieur à 13 795 euros. Puis, entre 13 795 euros et 14 144 euros (zone différentielle) pour une personne seule, lorsque le revenu fiscal de référence augmente d'un euro, la réduction exceptionnelle baisse d'un euro également. Ce mécanisme fait ainsi passer le taux marginal après décote à 121 % dans la zone différentielle (voir figure A.1 de l'annexe A).

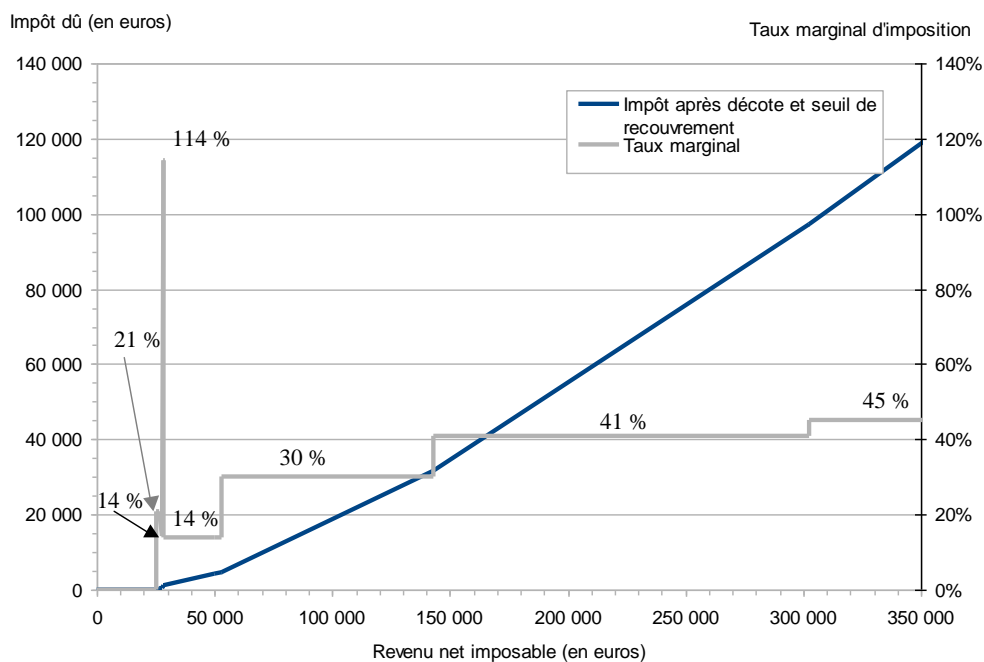
Figure A1. Cas-type de l'impôt sur le revenu de 2014 d'une personne célibataire sans enfant, hors PPE.



Lecture : pour une personne seule sans enfant dont le revenu net imposable est de 25 000 euros, l'IR calculé une fois tenu compte de la décote, du seuil de recouvrement et de la réduction exceptionnelle, est de 2 150 euros ; son taux marginal d'imposition rapporté au revenu net imposable est de 14 %.

Source : calculs de l'auteur, législation 2014.

Figure A2. Cas-type de l'impôt sur le revenu de 2014 d'un couple sans enfant, hors PPE.



Lecture : pour un couple sans enfant dont le revenu net imposable est de 50 000 euros, l'IR est de 4 300 euros ; son taux marginal d'imposition rapporté au revenu net imposable est de 14 %.

Source : calculs de l'auteur, législation 2014.

- **Prestations monétaires sous condition de ressources**

Le tableau A5 suivant donne les taux marginaux (TM, en %) de différentes prestations en fonction des ressources pris en compte dans le calcul de ces dernières (ces ressources étant différentes d'un dispositif à l'autre). Les taux marginaux sont présentés en fonction des seuils pour lesquels ils s'appliquent, exprimés en euros sur une base mensuelle¹³⁰. Pour les minima sociaux, les allocations logements et les dispositifs d'incitations au travail, ces seuils sont pour un célibataire sans enfant. Pour les prestations familiales, ces seuils sont pour un couple avec un revenu.

Les seuils de non versement sont indiqués pour certains dispositifs. Lors de la sortie de ces dispositifs, des taux marginaux très élevés peuvent exister en lien avec ces seuils de non versement.

Tableau A5. Taux marginaux (TM) en % rapportés aux ressources pris en compte dans chaque dispositif, et seuil en euros (valeur mensuelle, arrondi)

	Seuil 1	TM entre seuil 1 et seuil 2	Seuil 2	TM entre seuil 2 et seuil 3	Seuil 3	Seuil de non versement
Minima (célibataire)						
RSA socle	0	100%	499	-	-	6
Aspa	0	100%	790	-	-	-
AAH	0	100%	790	-	-	-
Allocation supplémentaire d'invalidité (ASI)	0	0	298	100%	596	-
Prestations familiales (couple avec un revenu et un enfant)						
Complément familial ¹³¹	0	0	3108	100%	3122	-
Allocation de rentrée scolaire (ARS) ¹³²	0	0	2011	100%	2042	15
PAJE (allocation de base et prime à la naissance)	Taux infinis au seuil de 2475 euros et 2957 euros					
Allocations logement (célibataire)						
Allocations logement	0	0	~ 423 ¹³³	~ 35%	~1130 ¹³⁴	15
Dispositifs d'incitation à l'emploi (célibataire)						
RSA activité	0	-62%	499	+38%	1354	6
PPE	312	-7,7% ¹³⁵	1040	+19,3%	1454	2,5

Champ : Personnes en emploi

Note : Pour les minima, les allocations logements et les dispositifs d'incitations au travail, ces seuils sont pour un célibataire sans enfant. Pour les prestations familiales, ces seuils sont pour un couple avec un revenu.

Source : Modèle Ines

Il faut noter que d'autres conditions non indiquées dans le tableau peuvent entraîner des taux marginaux élevés, comme la condition d'éligibilité à la PPE portant sur les ressources du foyer fiscal

¹³⁰ Par soucis d'harmonisation, mais il faut garder en tête que plusieurs prestations sont annuelles (notamment en général les prestations familiales et la PPE).

¹³¹ versée aux parents ayant au moins 3 enfants à charge.

¹³² versée pour les enfants de 6 à 18 ans pour les 6 à 10 ans (362 euros nets de CRDS). Chiffres donnés pour un couple avec un seul revenu.

¹³³ Dépend du loyer et la zone géographique d'habitation.

¹³⁴ Dépend du loyer et la zone géographique d'habitation.

¹³⁵ La PPE est versée à partir de 3743 euros annuel (ou 312 euros mensuel). Ce seuil d'éligibilité de la PPE de 3 743 euros crée un taux marginal négatif potentiellement infini : dès qu'une personne atteint ce seuil, elle reçoit une prime de 288 euros annuel (pour un célibataire).

(revenu fiscal de référence de 16 251 euros pour une personne seule, 32 498 euros pour un couple, majoré de 4 490 euros par demi-part supplémentaire). Cette condition constitue une cause de taux marginal élevé : si l'un des membres d'un couple touche la PPE mais qu'une faible hausse de revenu de l'un ou de l'autre fait dépasser la limite de ressources du foyer fiscal, alors la PPE est perdue, quel que soit son montant.

Ne sont pas indiqués non plus dans le tableau les dispositifs de cumul partiel et intégral. En effet, au-delà des dispositifs de cumul partiel indiqués dans l'article pour le RSA et l'AAH, le dispositif de cumul intégral permet de neutraliser l'ensemble des revenus d'activité en cas de reprise d'activité pendant une période de 3 mois suivant la reprise d'emploi (dans la limite de 4 mois par an) pour le RSA et une période de 6 mois (par période de 12 mois glissants) pour l'AAH.

Concernant les aides personnelles au logement, l'AAH et les prestations familiales sous conditions de ressources, les dispositifs de neutralisation des ressources et d'abattement¹³⁶ modèrent également les taux marginaux éventuellement élevés de ces dispositifs :

- Neutralisation totale des ressources professionnelles lorsque l'allocataire (ou son conjoint/concubin sauf pour l'AAH) cesse son activité pour se consacrer à un enfant de moins de 3 ans ou à plusieurs enfants, ou se trouve dans une situation de chômage non indemnisé, ou indemnisé au titre de l'allocation de solidarité spécifique ou d'insertion.
- Abattement de 30 % des revenus d'activité en cas de chômage indemnisé, de cessation d'activité avec avantage invalidité, vieillesse, accident du travail ; en cas de réduction de l'activité professionnelle, l'abattement est fonction du taux de réduction d'activité.

Enfin notons que certaines prestations peuvent conduire à des taux marginaux négatifs dans certains cas : les individus peuvent recevoir davantage d'une prestation particulière quand leur revenu augmente. C'est notamment le cas du dispositif du RSA car ses variations compensent généralement les variations des autres transferts, tels que les prestations familiales sous conditions de ressources et les allocations logement (lorsque le montant de celles-ci est inférieur au forfait logement du RSA). Enfin, d'autres dispositifs entraînent des taux négatifs pour des cas très particuliers de revenus et configuration familiale : la Prestation d'Accueil du Jeune Enfants (Paje) et le complément familial, les allocations logements ou encore le CLCA. Ces cas concernent en général des ménages avec des revenus plutôt faibles (cf. Fourcot & Sicsic 2017 page 22, pour plus de détails).

2. Les taux marginaux « infinis » dans la législation

Certaines discontinuités dans les dispositifs socio-fiscaux (« notches » en anglais) créent très localement des taux de marginaux infinis pour des hausses de revenu infiniment faibles. Nous les mettons en exergue dans le tableau ci-dessous en indiquant, le transfert concerné, le seuil de revenu annuel où il y a un taux infini, la raison, et l'effet sur le revenu disponible annuel¹³⁷ en euros d'une hausse de 1 euro au niveau du seuil (montant de la prestation perdue (ou la hausse de prélèvement) engendré par une hausse infime du revenu à ce seuil). Ces résultats dépendent de si la personne est en couple. Lorsque nous considérons un couple, le conjoint est Smic.

¹³⁶ À partir de 2015, un abattement sur les revenus professionnels est instauré pour l'ASPA à hauteur de 0,9 Smic pour un célibataire et 1,5 Smic pour un couple.

¹³⁷ Pour le CICE, on mesure l'effet de la hausse de prélèvement.

Notons que cela peut être aussi le cas pour les aides au logement dans certains cas très précis¹³⁸.

Tableau A4. Les taux marginaux « infinis » en 2014

Transferts	Raison du taux marginal infini	Seuil de revenu annuel	Effet sur le revenu disponible annuel en euros d'une hausse de 1€ au niveau du seuil
CICE	Fin du CICE	2,5 Smic	- 2 602 €
PPE	Seuil d'éligibilité	0,3 Smic pour une personne seule	+ 288 € pour une personne seule
PPE	Seuil de perte lié au revenu du couple	1,6 Smic pour un couple sans enfant et 2,3 Smic pour un couple avec deux enfants	-767 € pour un couple sans enfant - 839 pour un couple avec deux enfants
Allocation de base de la PAJE	Seuil de division par 2 du montant	2 Smic pour un couple avec un enfant ; 3 Smic pour un célibataire avec un enfant	-1114 €
Allocation de base de la PAJE	Seuil d'annulation de la PAJE	2,6 Smic pour un couple avec un enfant ; 3,6 Smic pour un célibataire avec un enfant	-1114 €
CLCA majoré	Interactions entre le CLCA et PAJE ¹³⁹	Seuil de perte de la PAJE d'un bénéficiaire du CLCA (cf. supra)	Montant du CLCA majoré (+2230 € au taux plein)
Complément familial (CF)	Plafond du couple avec un revenu ¹⁴⁰	Un couple monoactif gagnant 4946 € en 2012	Montant du CF (+2027 € annuel)
Impôt sur le revenu	Seuil de recouvrement	13 744 € de revenu imposable par part fiscale	- 61 €
Allocation de rentrée scolaire (ARS)	Seuil de non-versement	24 404 € pour un enfant	-15 € mensuel → -180 € annuel
Allocations logement	Seuil de non-versement	Seuil de sortie des AL : dépend de très nombreux paramètres	- 15 € mensuel → -180 € annuel
RSA	Seuil de non-versement	1,15 Smic pour une personne seule sans enfant	- 6 € mensuel → -72 € annuel
PPE	Seuil de non-versement	1,6 Smic pour une personne seule sans enfant	- 30 € annuel

Note : Lorsque nous considérons un couple, le conjoint est Smic.

Source : Législation, calcul de l'auteur

¹³⁸ Prenons le cas d'une famille bénéficiant du RSA activité, avec un enfant de 20 ans qui travaille mais gagne peu d'argent. Si le salaire du jeune augmente, il peut être plus avantageux pour lui de demander le RSA séparément de ses parents (RSAjeune). S'il devient éligible au RSA socle, le ménage va percevoir plus d'allocation logement car le calcul des allocations prévoit un abattement sur les ressources quand une des personnes du ménage est bénéficiaire du RSA socle. Ainsi, une augmentation des revenus du jeune peut impliquer un taux marginal négatif.

¹³⁹ Pour des familles initialement bénéficiaires de la PAJE et du CLCA, une augmentation de revenu peut se traduire par la fin du droit à la PAJE (le plafond dépend de la configuration familiale). Or comme il existe une majoration du CLCA, si l'allocation de base de la PAJE n'est pas perçue, le ménage touchera davantage de CLCA (« CLCA majorée »), ce qui entraîne un taux marginal négatif.

¹⁴⁰ Dans un couple, si l'un des deux conjoints exerce une activité professionnelle productrice de revenus mais que les revenus ainsi produits sont inférieurs à 4 946 euros en 2012 (année de revenus prise en compte pour les prestations familiales de 2014), alors c'est le plafond couple avec un seul revenu d'activité qui est appliqué. Cette règle crée un TMEP négatif, c'est-à-dire un gain relatif de revenu disponible supérieur au gain de coût du travail, dans la situation de franchissement de ce seuil, lorsque les revenus du couple étaient supérieurs au plafond avec un revenu, mais inférieur au plafond avec deux revenus. Dans ce cas, le couple peut se mettre à percevoir le complément familial (168,35 euros par mois à partir du 1er avril 2014) pour des revenus légèrement supérieurs. Le même type de situation existe pour les allocations sous conditions de ressources de la Paje (naissance et adoption, allocation de base).

3. La distribution des taux marginaux liés à chaque dispositif

Figure A3. Taux marginaux de l'IR (scénario 2)

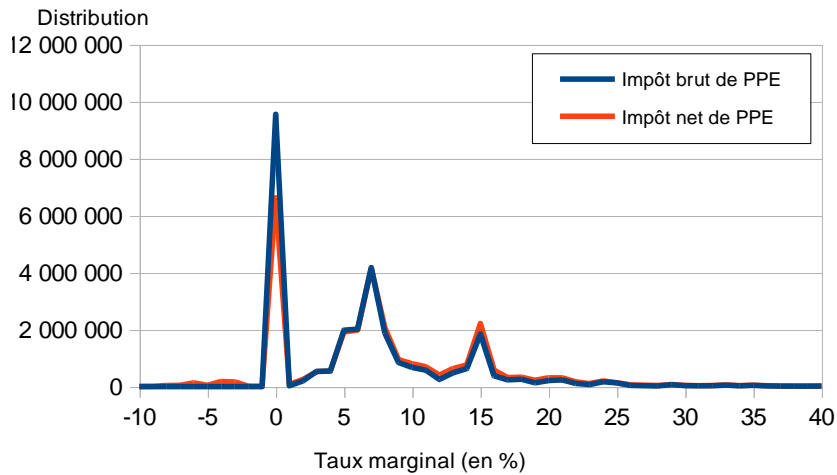
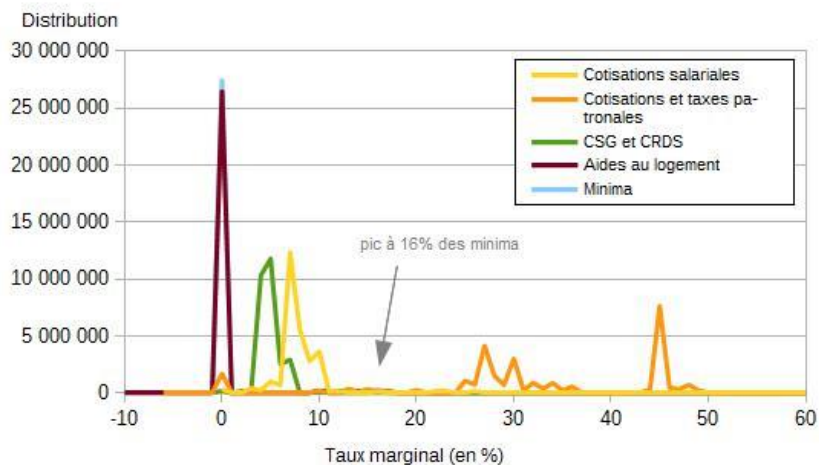


Figure A4. Taux marginaux des autres prélèvements et prestations (scénario 2)



Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

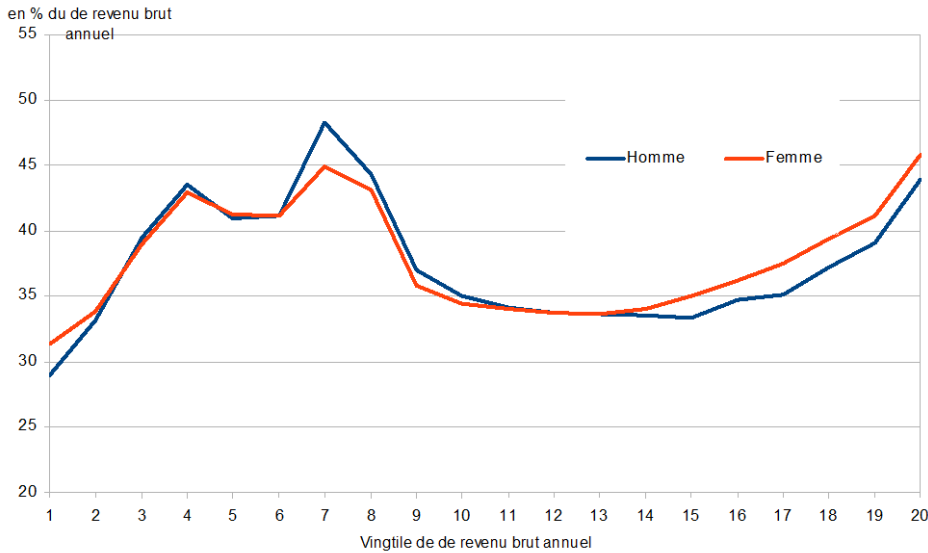
Les taux marginaux associés respectivement à la PPE, aux minima sociaux et aux prestations familiales sont nuls pour une très forte proportion des individus (respectivement 86 %, 95 % et 99 %). En effet, peu d'individus sont éligibles à la PPE et aux minima sociaux, et le caractère forfaitaire des allocations familiales conduit à un taux marginal nul. Ainsi, seuls 8 % des actifs occupés verraient leurs aides au logement diminuer, avec un taux marginal très variable (entre 2 % et 44 %). Cette variabilité s'explique par le fait que le coefficient de la participation personnelle au loyer est fonction du revenu du ménage mais aussi de la structure familiale et du ratio entre le loyer payé et le loyer de référence, lui-même fonction de la zone et de la composition familiale. Enfin, seuls 5 % des actifs occupés verraient leur minimum social diminuer suite à une augmentation de leurs revenus d'activité, avec un léger pic à 30 %, du fait de la prise en compte des revenus d'activité dans la base ressource du RSA (taux de 38% sur les revenus d'activité nets).

Annexe B. TMEP en fonction du genre et du statut marital

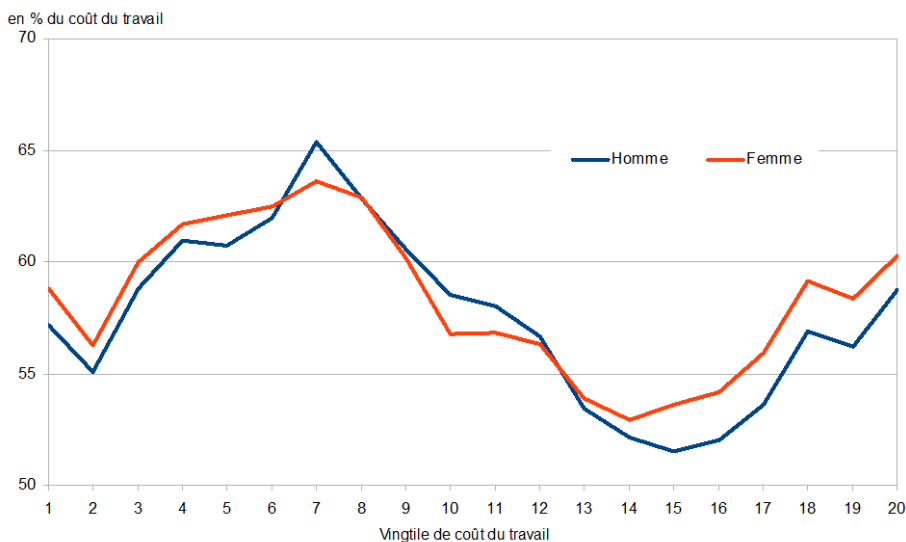
- TMEP en fonction du sexe et du statut marital

Figure B1. TMEP moyens en fonction du coût du travail selon le sexe

a. Scénario 1



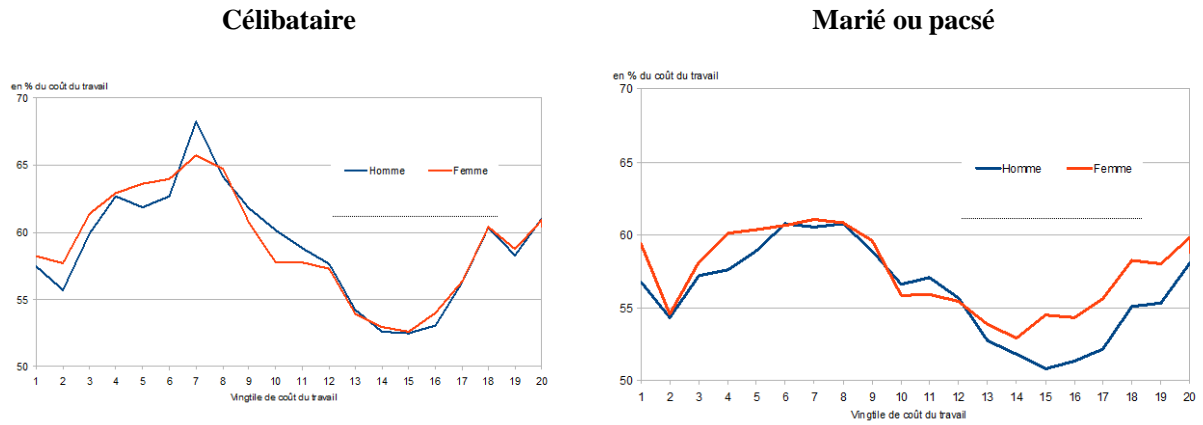
b. Scénario 2



Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Figure B2. TMEP moyens selon le sexe et le statut marital - scénario 2



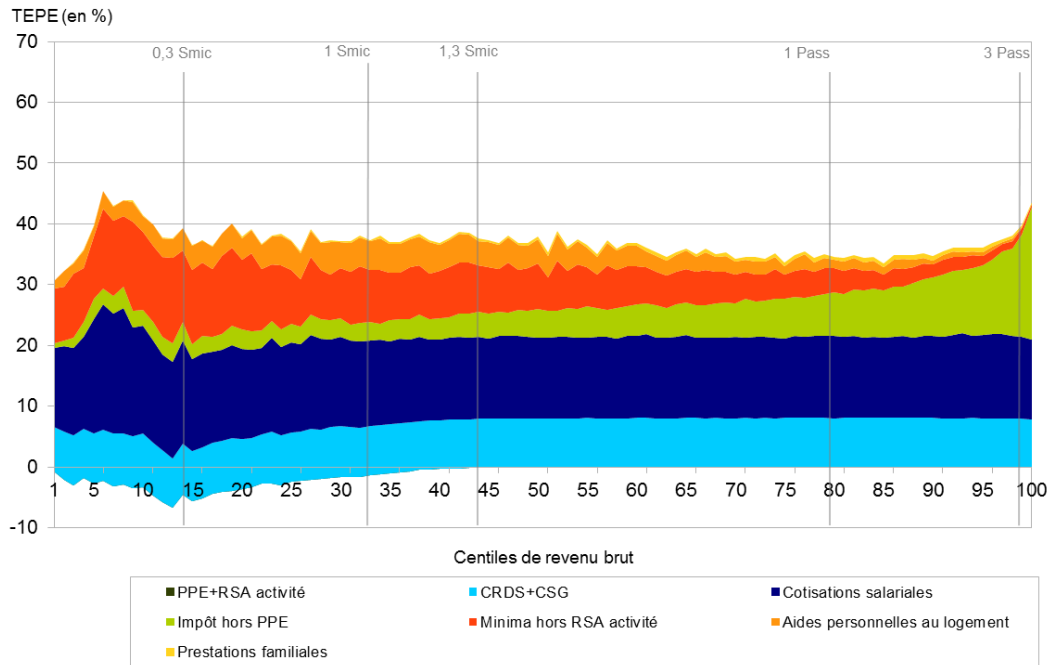
Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

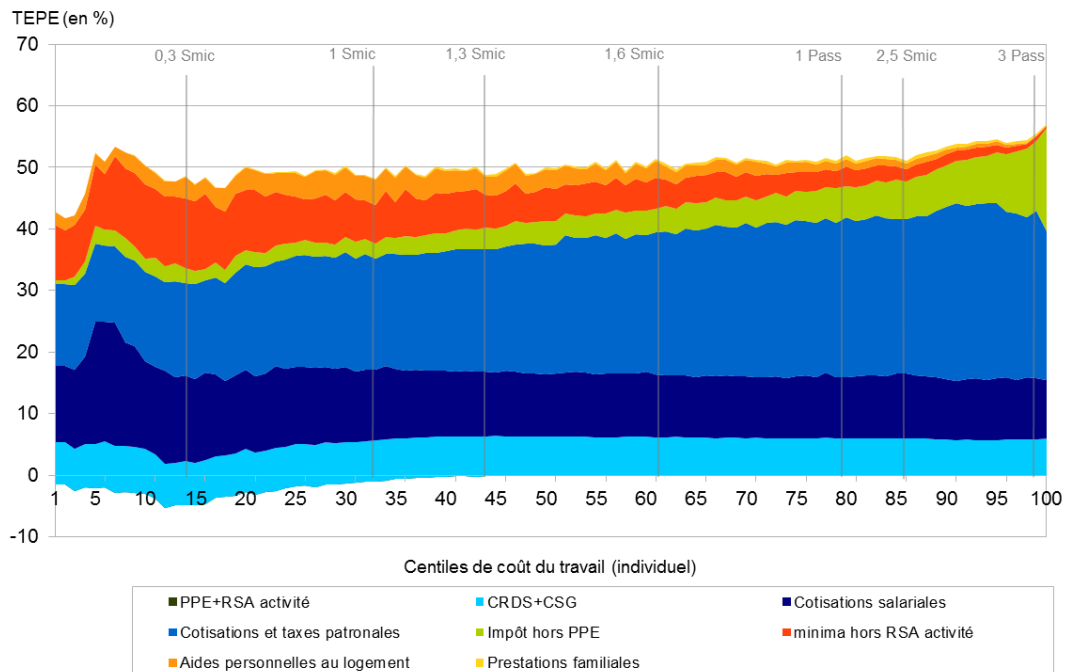
Annexe C. TEPE en 2014 : résultats complémentaires

Figure C1. Décomposition des TEPE moyens par type de transfert, en 2014

a. Scénario 1



b. Scénario 2



Note : La hausse des cotisations salariales autour du 5eme centile semble liée aux cotisations des indépendants (notamment agriculteurs), qui sont difficiles à simuler. Il faut donc faire abstraction de cette hausse.

Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine

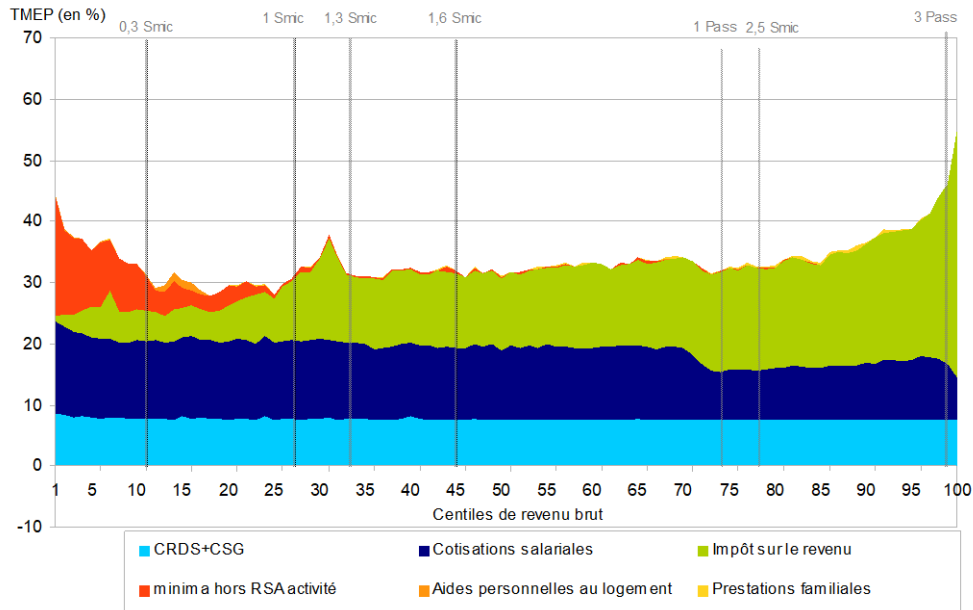
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Annexe D. TMEP et TEPE en 1998 et 2008 : résultats complémentaires

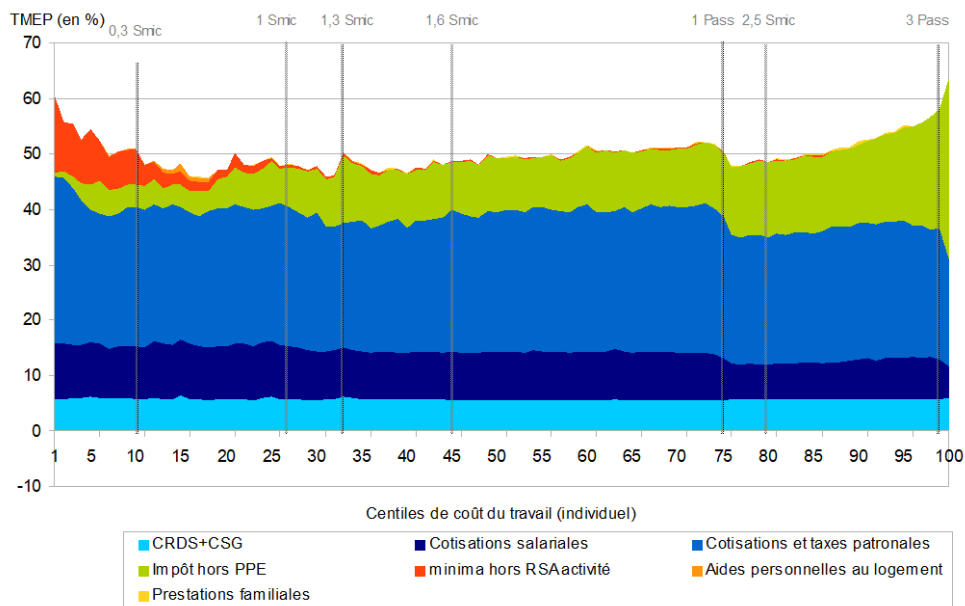
- TMEP sur l'année 1998

Figure D1. Décomposition des TMEP moyens, en fonction des centiles de revenu, en 1998

a. scénario 1



b. scénario 2



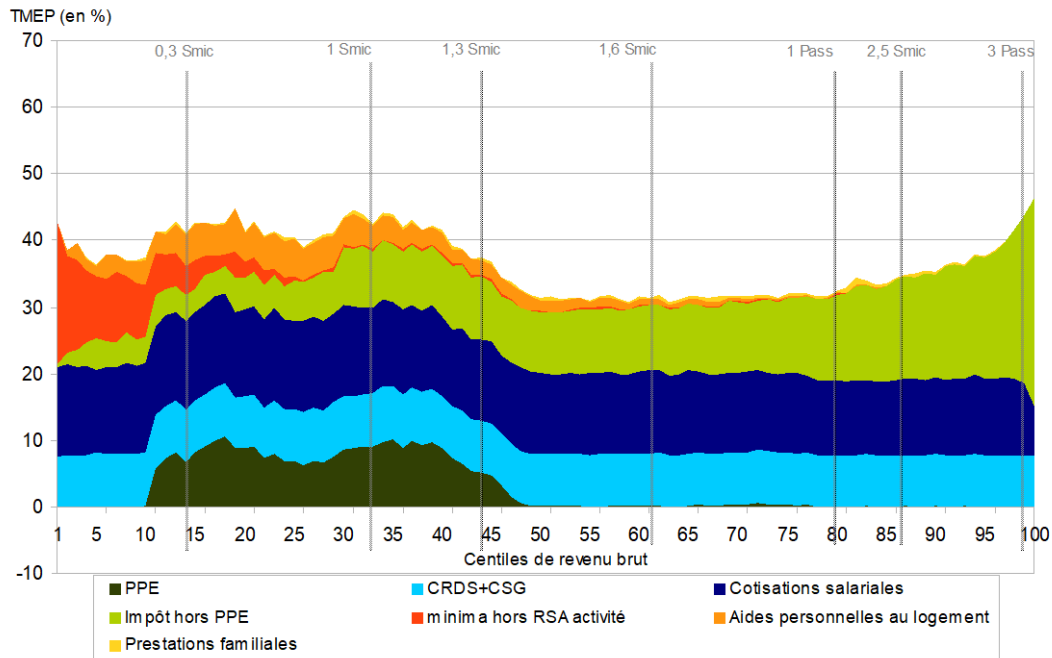
Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

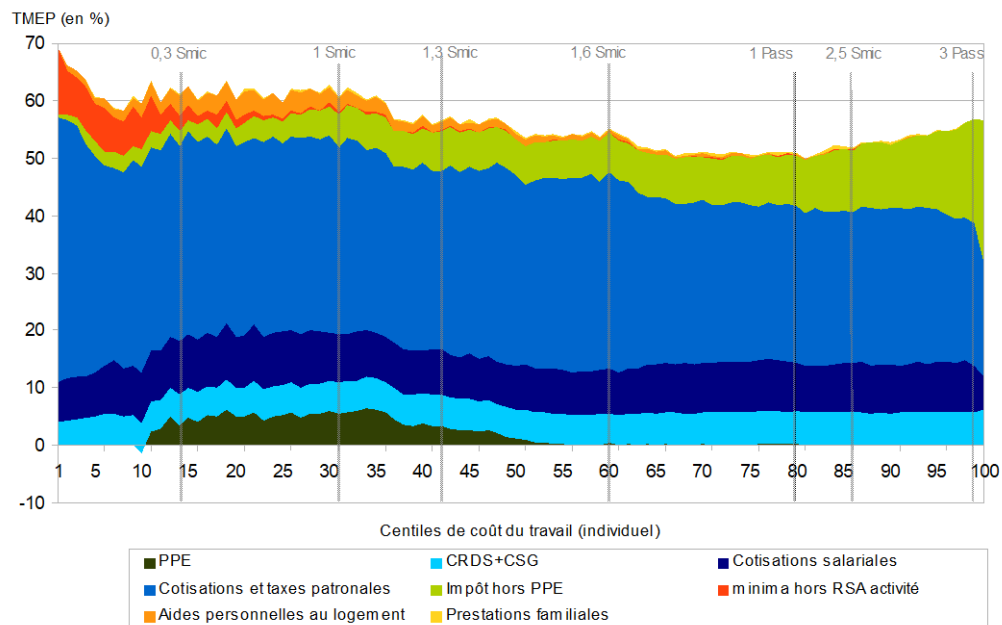
• TMEP sur l'année 2008

Figure D2. Décomposition des TMEP moyens, en fonction des centiles de revenu, en 2008

a. scénario 1



b. scénario 2



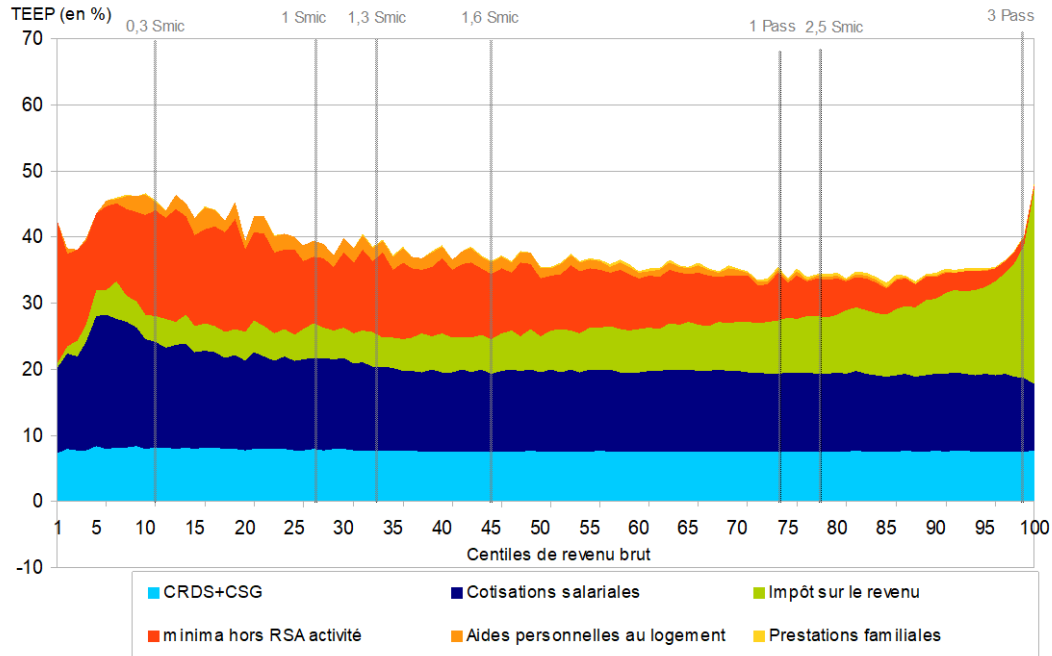
Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

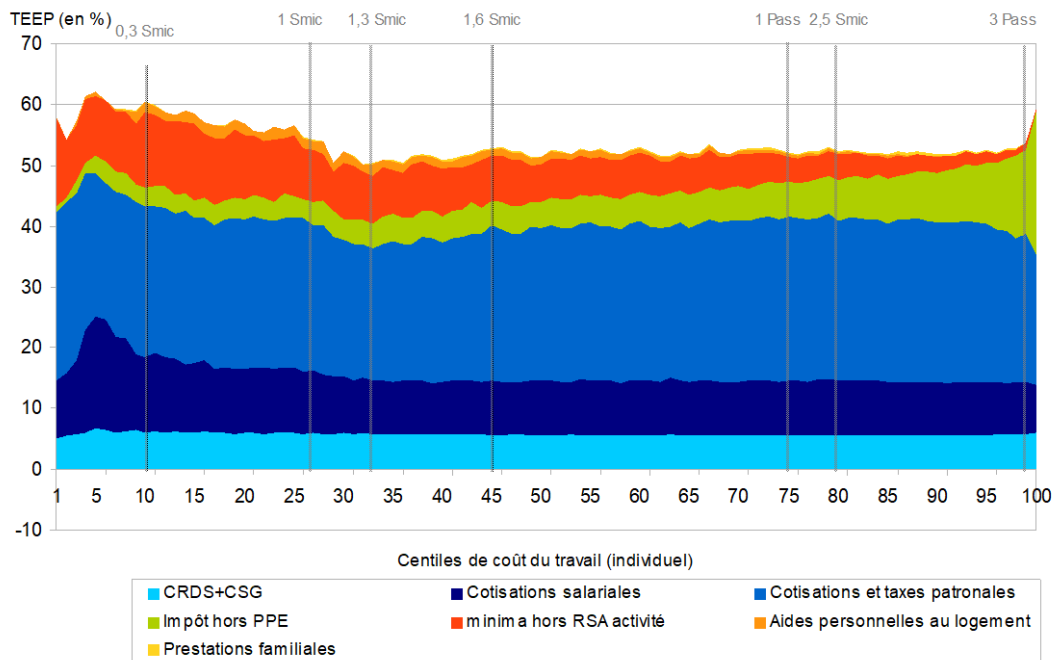
• TEPE sur l'année 1998

Figure D3. Décomposition des TEPE moyens, en fonction de revenu, en 2008

a. scénario 1



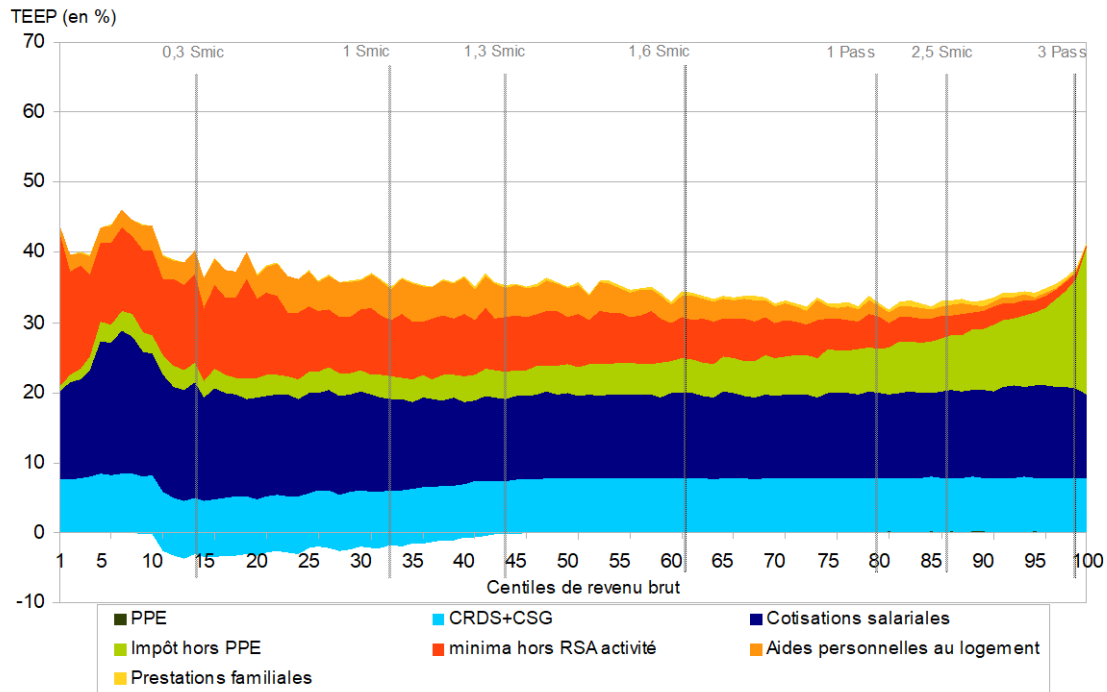
b. scénario2



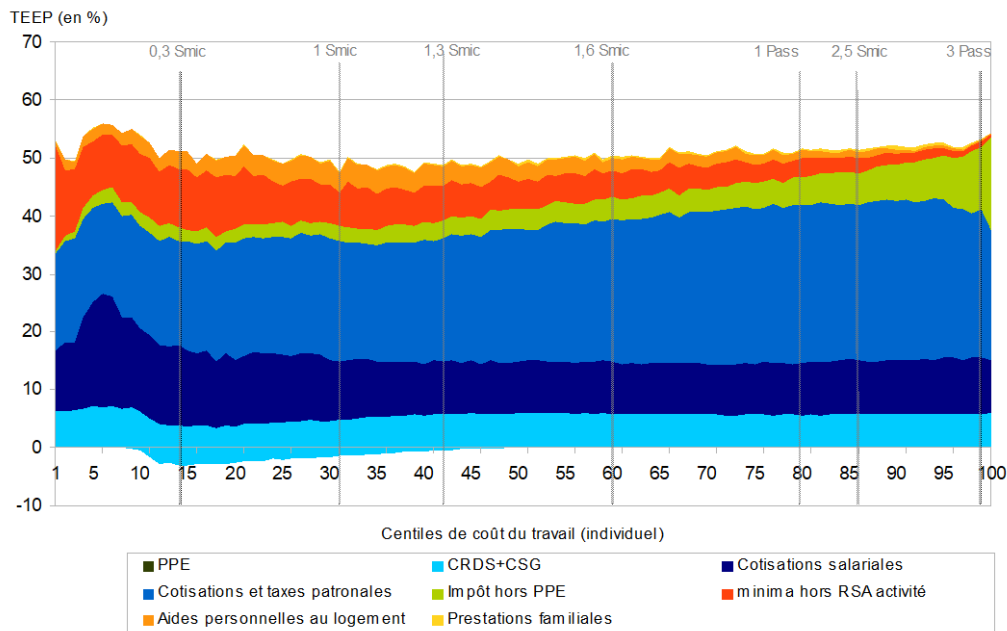
• **TEPE sur l'année 2008**

Figure D4. Décomposition des TEPE moyens, en fonction de revenu, en 2008

a. Scénario 1



b. Scénario 2

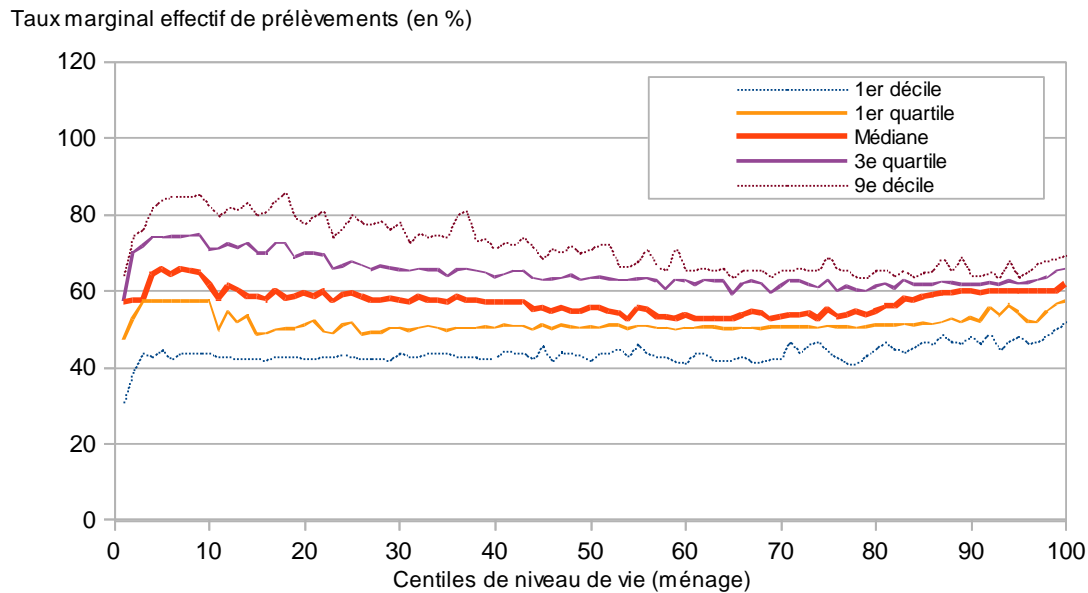


Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Annexe E. Représentation alternative des TMEP par centile de niveau de vie

Figure E1. Distribution des TMEP par centile de niveau de vie du ménage (scénario 2)

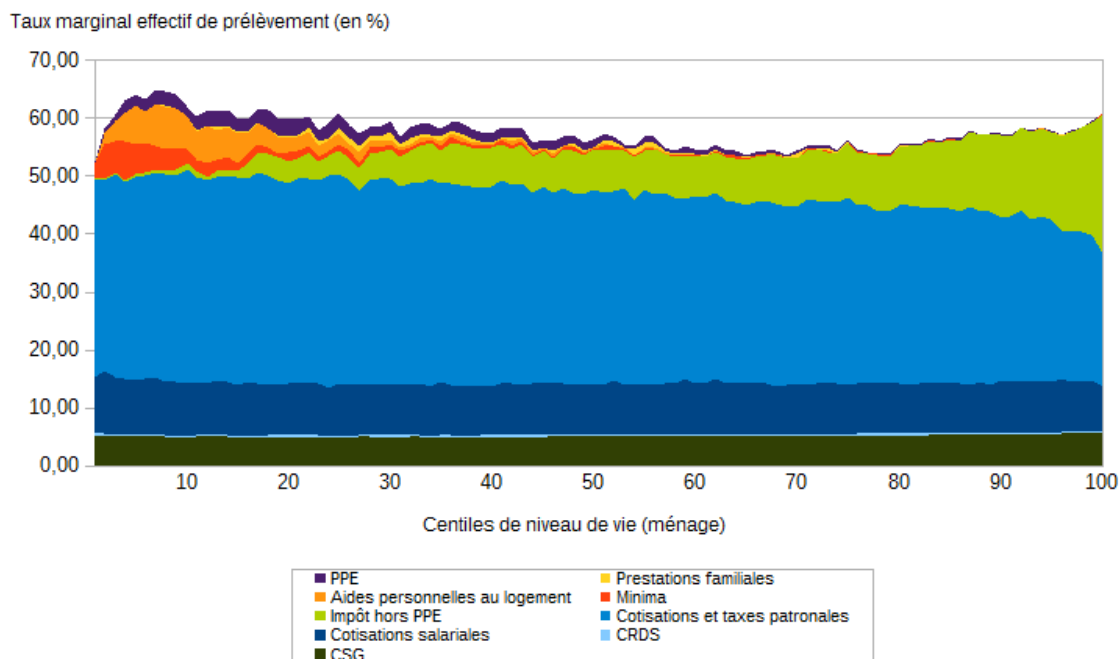


Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante (28,8 millions individus).

Lecture : parmi les 288 000 actifs occupés du 35^e centile de niveau de vie, 25 % ont un taux marginal inférieur à 50 %, 50 % un taux inférieur à 57 %, 75 % inférieur à 64 %.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Figure E2. Décomposition des TMEP moyens par transfert, en fonction du niveau de vie.



Champ : individus actifs occupés, appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine, dont le revenu est positif et dont la personne de référence n'est pas étudiante et dont le TMEP est compris entre -20 % et 150 %.

Lecture : le taux marginal moyen des actifs occupés du 20^e centile de niveau de vie, est de 60 % qui se décompose en 5 % de CSG, 0,5 % de CRDS, 9 % de cotisations salariales, 34,5 % de charges patronales, 4 % d'impôt sur le revenu, 1,5 % de minima, 2,5 % d'aides au logement et 3 % de PPE.

Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

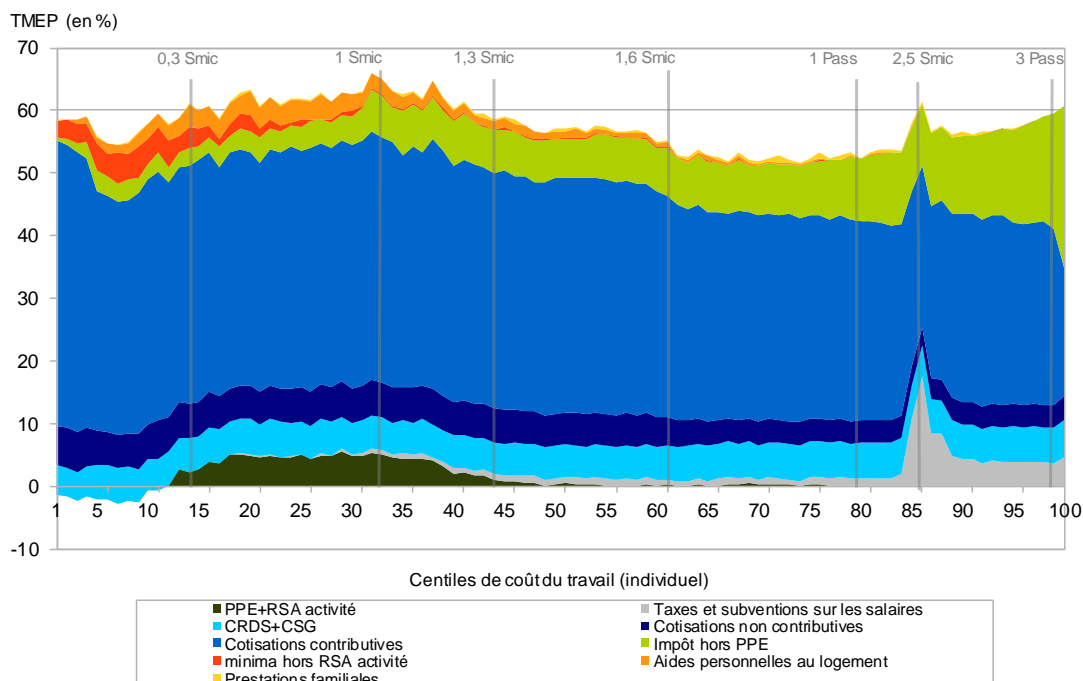
Les principales différences avec la représentation en fonction du coût du travail sont les suivantes :

- Les effets de la PPE y sont plus répartis qu'en fonction du coût du travail individuel car le niveau de vie du ménage inclut également des ressources apportées par le conjoint et des revenus autres que des revenus d'activité, qui ne sont pas pris en compte dans le calcul de ce crédit d'impôt.
- En revanche, la progressivité de l'impôt sur le revenu et le ciblage des minima sociaux et des aides personnelles au logement apparaissent plus nettement. En effet, ces deux transferts tiennent davantage compte des ressources du ménage que des ressources de l'individu seul.

Annexe F. Décomposition cotisations contributives / non contributives

Dans l'article, nous avons traité les cotisations contributives et non contributives de la même manière. Une décomposition des TMEP dans le scénario 2 est donnée en figure F1 en distinguant cotisations contributives et non contributives : elle montre l'importance des cotisations contributives dans le paysage socio-fiscal français.

Figure F1. Décomposition TMEP selon cotisations contributives/non contributives



Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Or, deux raisonnements (et donc deux scénarios) peuvent conduire prendre en compte différemment les cotisations contributives dans les TMEP. D'un côté, les cotisations contributives ouvrent des droits à un revenu de remplacement et peuvent être vues comme une assurance et non comme une taxe. Dans ce cas-là, les cotisations contributives ne sont pas prises en compte dans le calcul des TMEP, seules les cotisations non contributives (qui ne donnent pas lieu à une contrepartie) le sont. Ce sera le scénario 3. D'un autre côté, Bozio et al. (2017) montrent en évaluant trois réformes de cotisations que les cotisations contributives ont été portées par les salariés et les cotisations non contributives par les employeurs. Si on généralise ces résultats, seules les cotisations contributives pourraient affecter les TMEP, ce qui peut constituer un 4^e scénario. Il faudrait potentiellement croiser ces deux scénarios avec les 1^{er} et 2^e scénarios du chapitre, ce que nous ne faisons pas pour ne pas trop multiplier les scénarios.

Dans les deux cas, les subventions et taxes sur les salaires (y compris CICE) sont prises en compte dans les TMEP car elles auraient un effet sur les salaires. C'est notamment le cas pour le CICE selon le rapport d'évaluation synthétisant les résultats de différentes études (France Stratégie, 2018) : « *Le*

comité [de suivi du CICE] tient pour robustes les résultats des équipes qui concluent à un effet positif du CICE sur les salaires moyens et la masse salariale ».

On présente dans les graphiques suivants les scénarios 3 et 4 sur l'année 1998 et 2014.

Figure F2. Décomposition des TMEP par transfert en 1998 – scénario 3

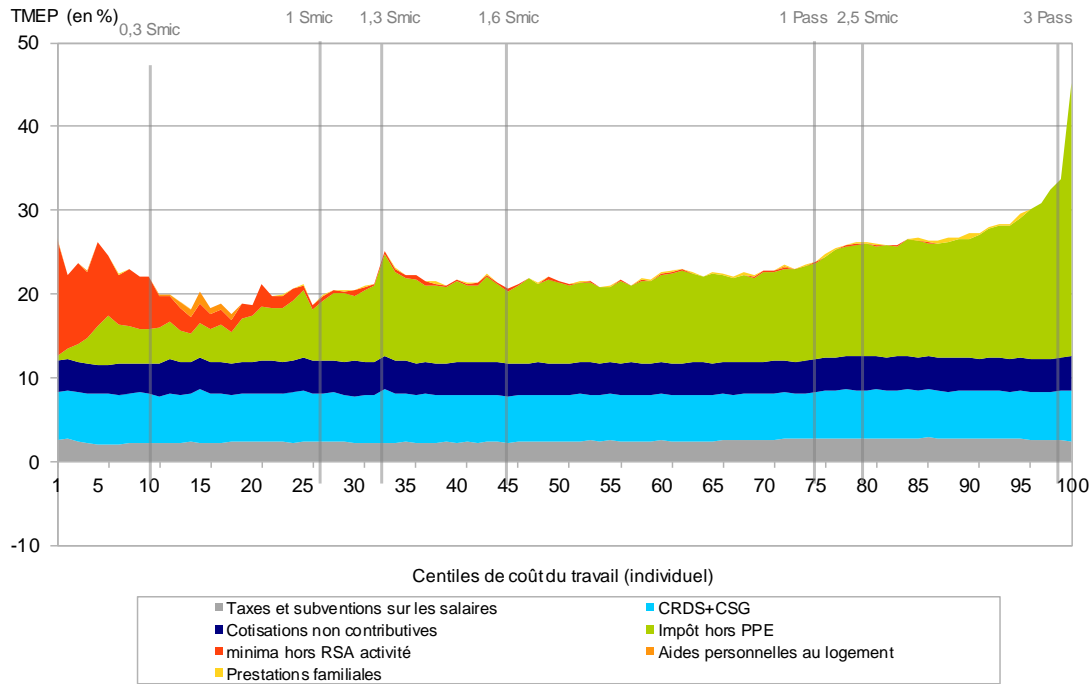
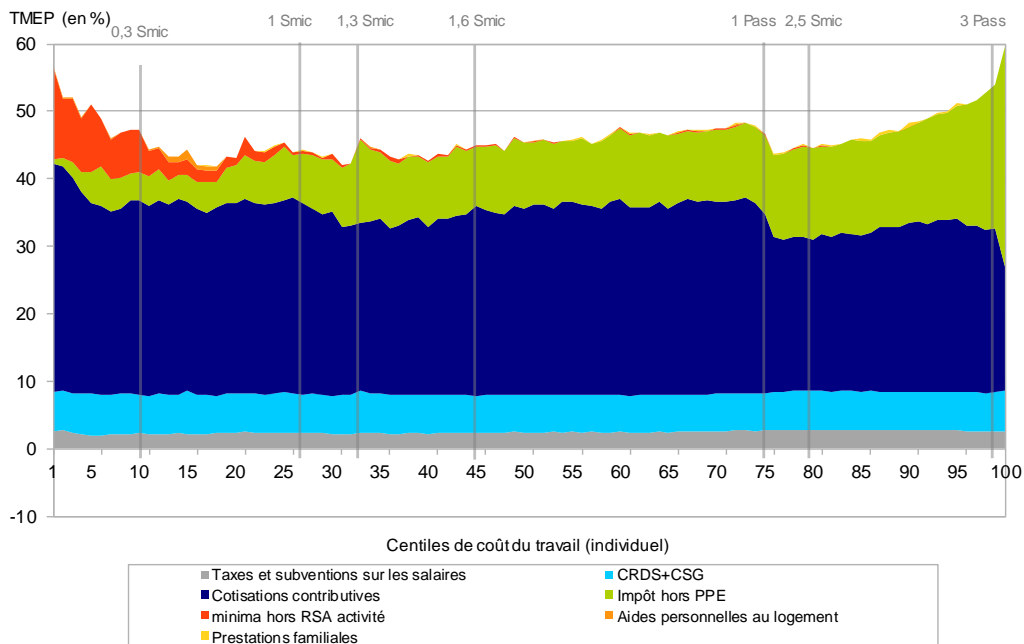
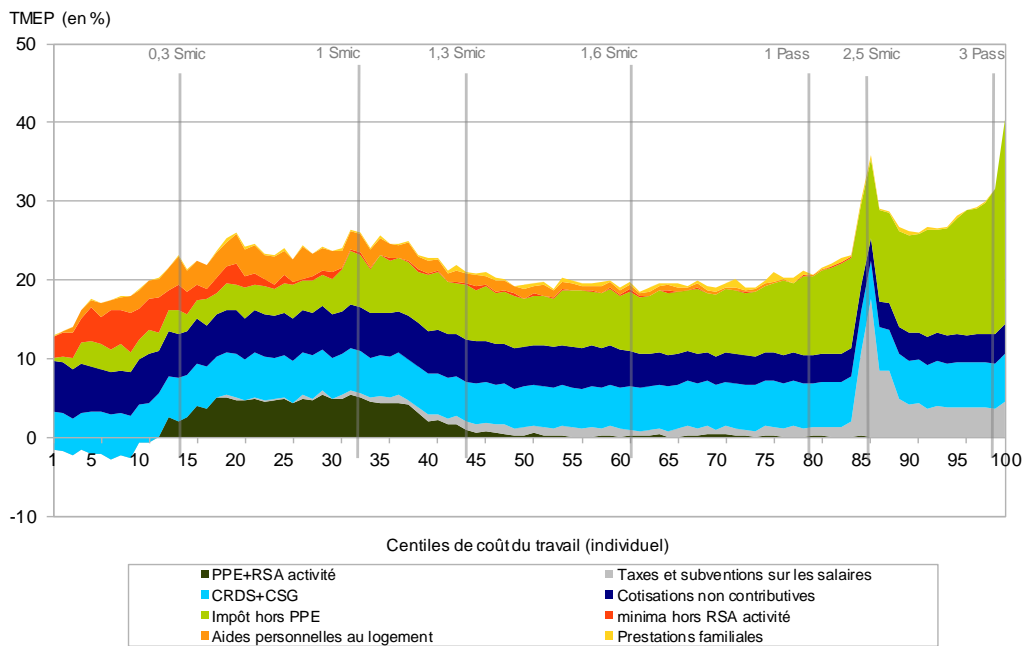


Figure F3. Décomposition des TMEP par transfert en 1998 – scénario 4



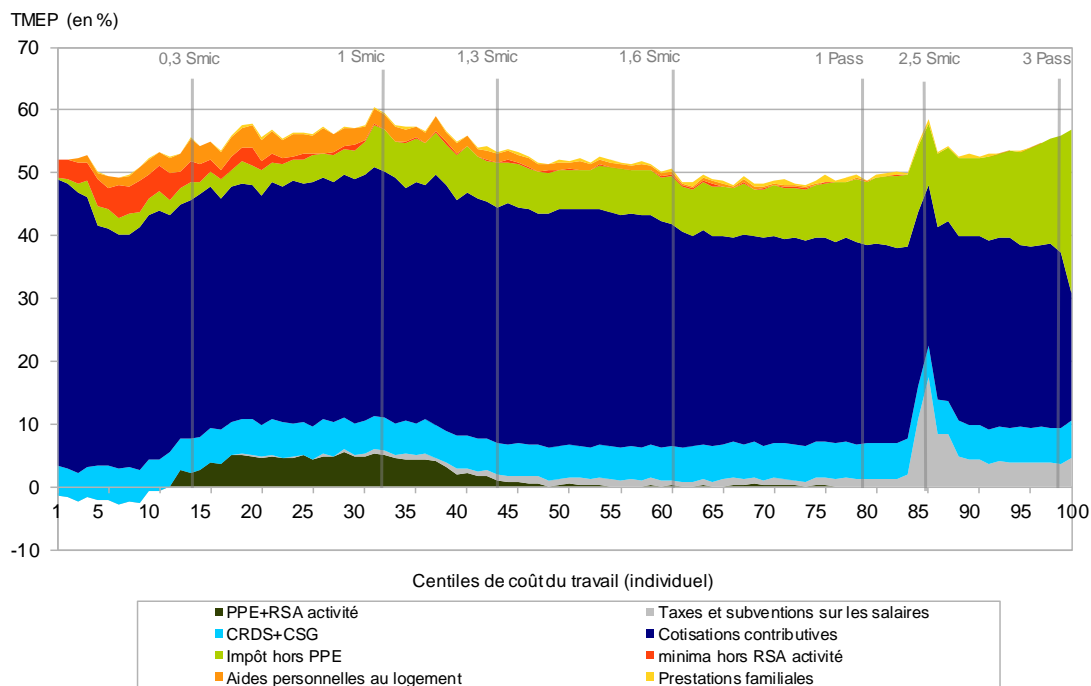
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Figure F4. Décomposition des TMEP par transfert en 2014 – scénario 3



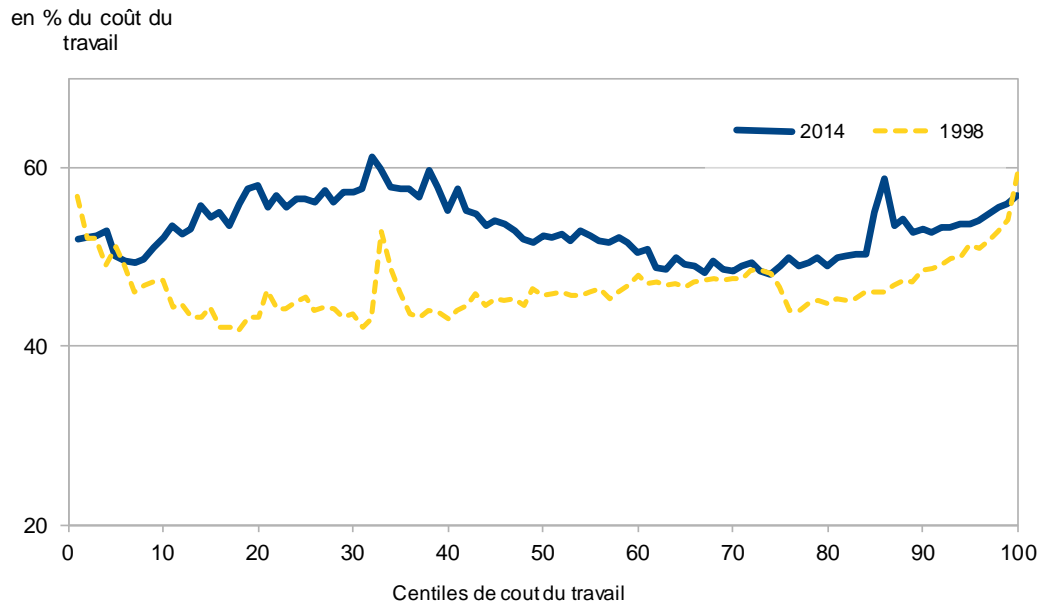
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Figure F5. Décomposition des TMEP par transfert en 2014 – scénario 4



Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Figure F6. TMEP moyens en 1998 et 2014 – scénario 4

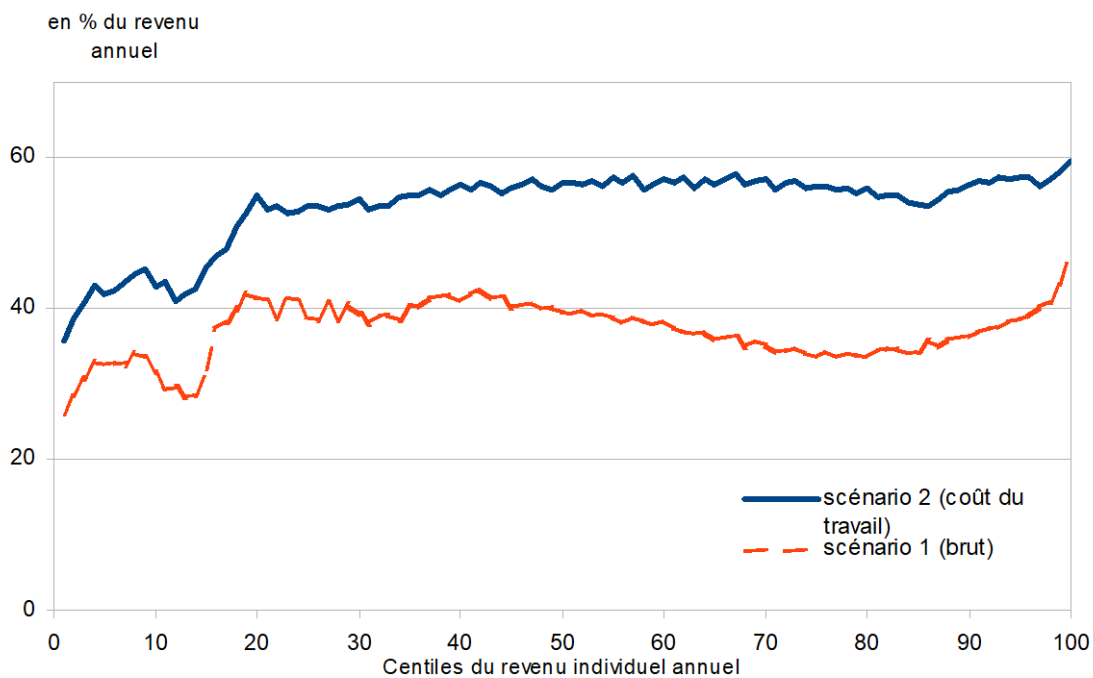


Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines 2014.

Annexe G. TEPE calculés avec une hypothèse alternative

Les TEPE présentés dans l'article sont calculés en annulant le revenu du travail de l'individu, sans simuler d'allocations chômage car le statut d'activité des deux dernières années nécessaires au calcul des allocations chômage n'est pas connu dans l'ERFS. Dans ce complément, on présente une mesure alternative pour laquelle les revenus d'activité sont diminués de 40 % pour tous les individus. On mesure ainsi ici l'effet d'une perte d'emploi d'une personne éligible aux allocations chômage (la moyenne des allocations chômage étant de 60 % du revenu net selon l'Unedic) et en supposant que les allocations chomages sont équivalentes à du salaire (on ne prend pas en compte les abattements sur les revenus du chômage dans les bases ressources des prestations), ou à une mise à temps partiel (60%).

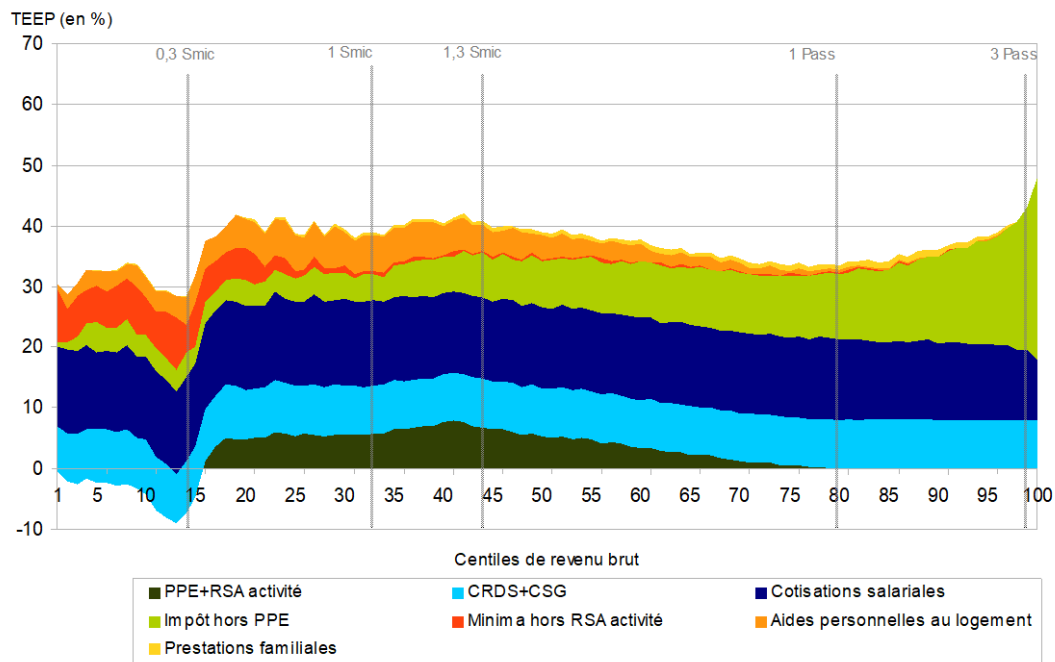
Figure G1. TEPE moyens selon le scénario



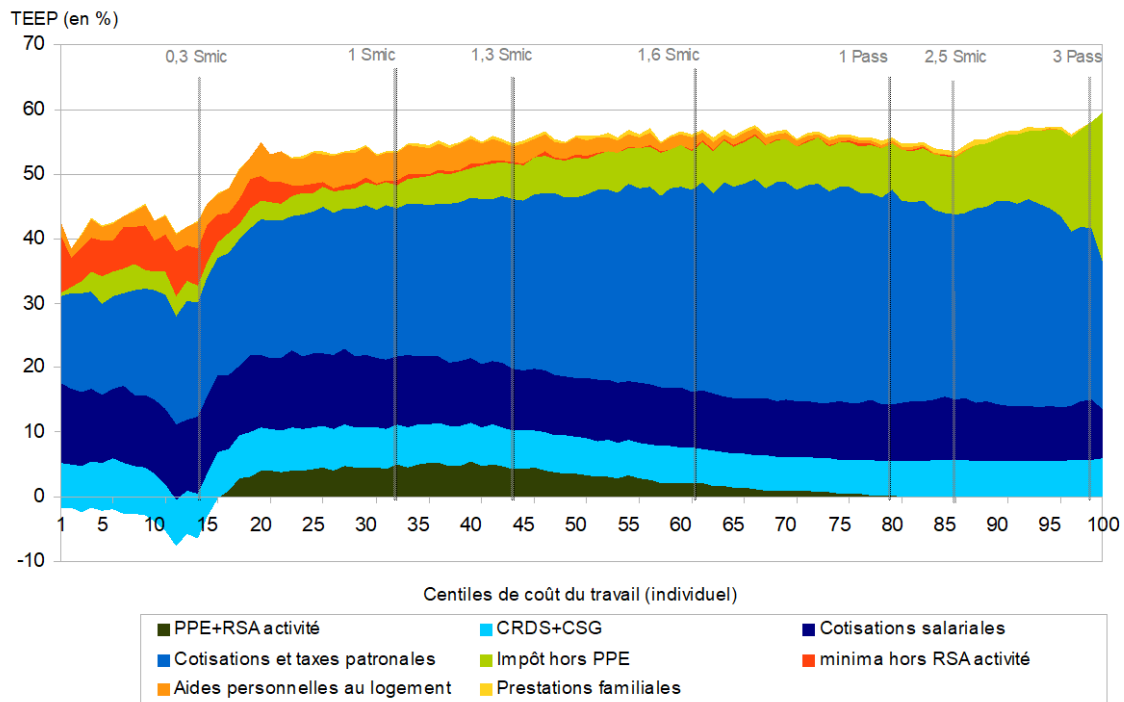
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure G2. Décomposition des TEPE moyens par type de transfert

a. Scénario 1

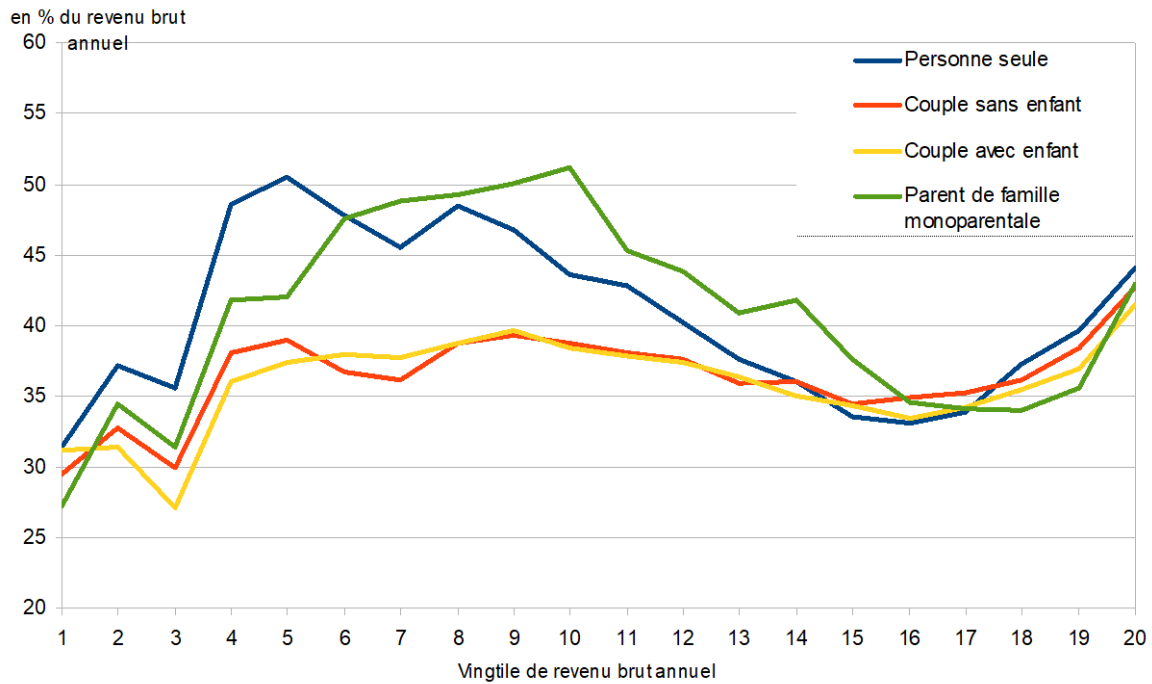


b. Scénario 2



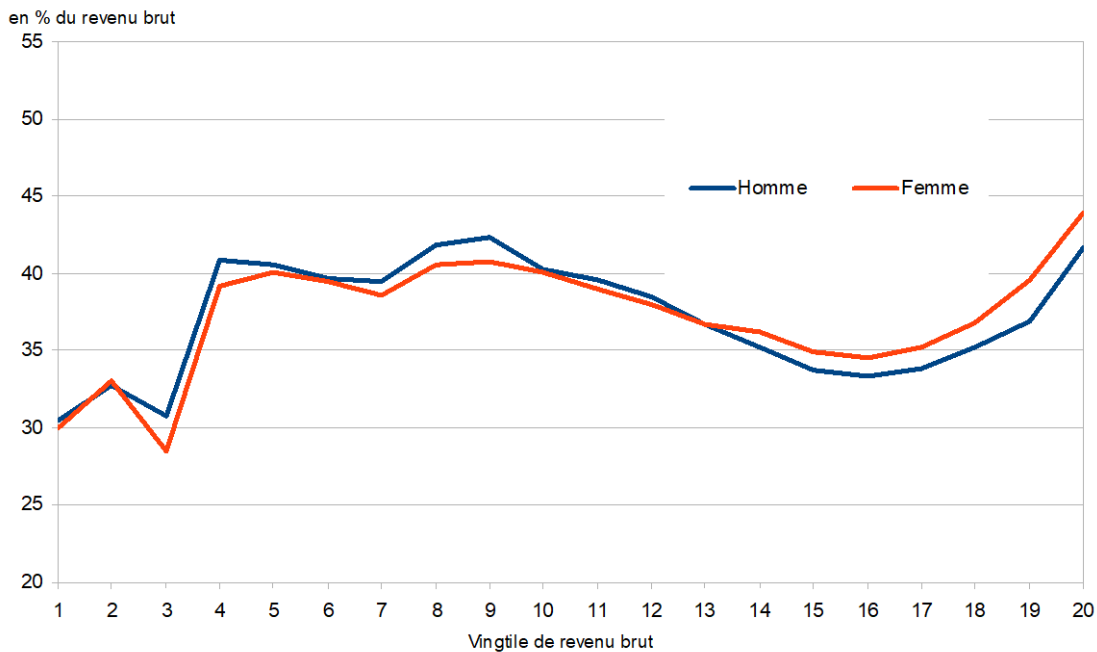
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
 Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure G3. TEPE moyens selon la configuration familiale (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

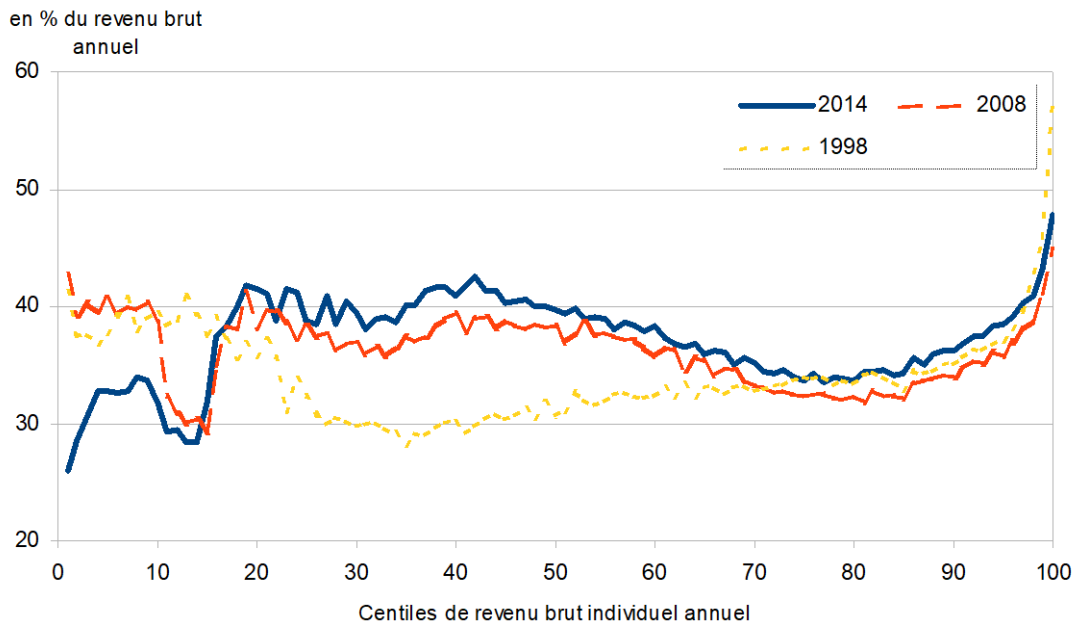
Figure G4. TEPE moyens selon le sexe (scénario 1)



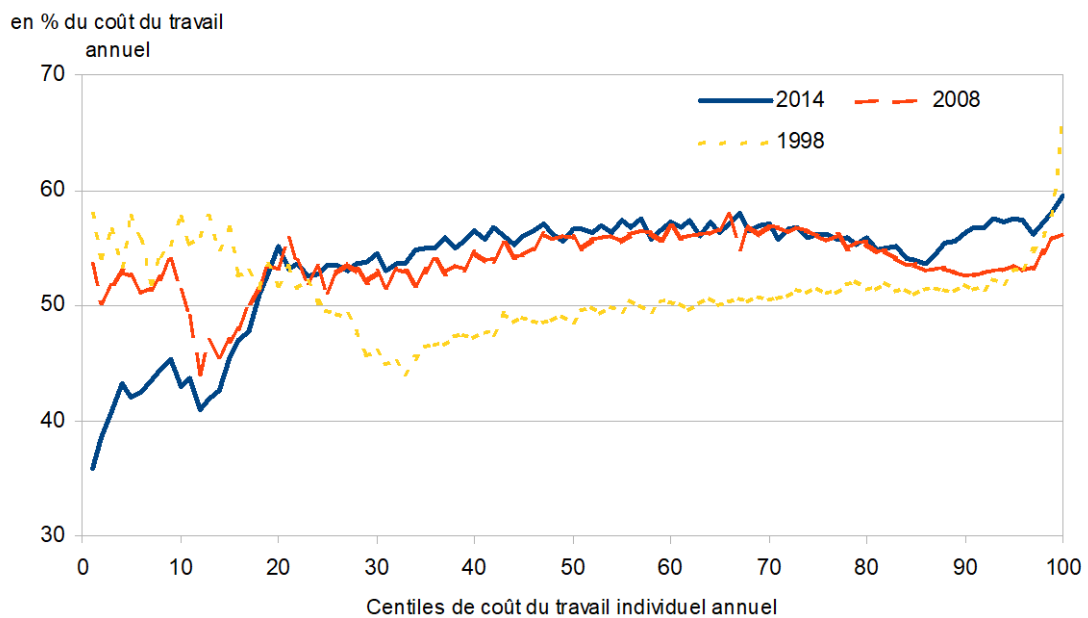
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure G5. TEPE selon l'année de législation

• **Scénario 1**



• **Scénario 2**



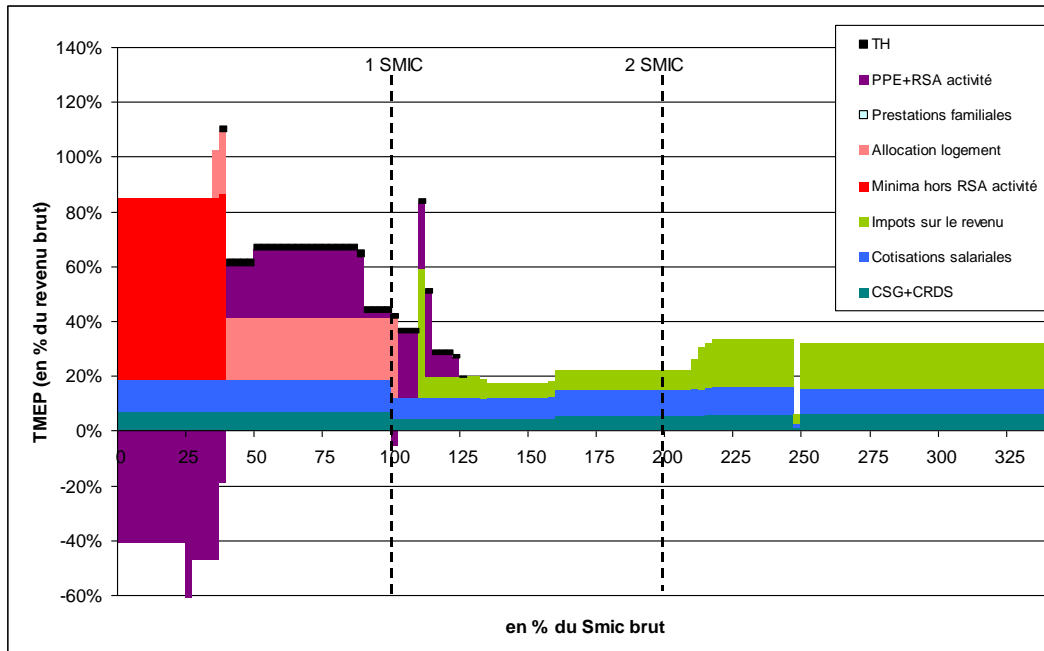
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, ERFS 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Annexe H. Effet de l'ajout de la taxe d'habitation sur les TMEP et les TEPE

L'effet de la taxe d'habitation est présenté en couleur noir dans les cas-types suivant (cas d'un célibataire). Voir la partie 1 de ce chapitre pour les hypothèses de construction de ces cas-types.

Figure H1. TMEP d'un célibataire

a. scénario 1



b. scénario 2

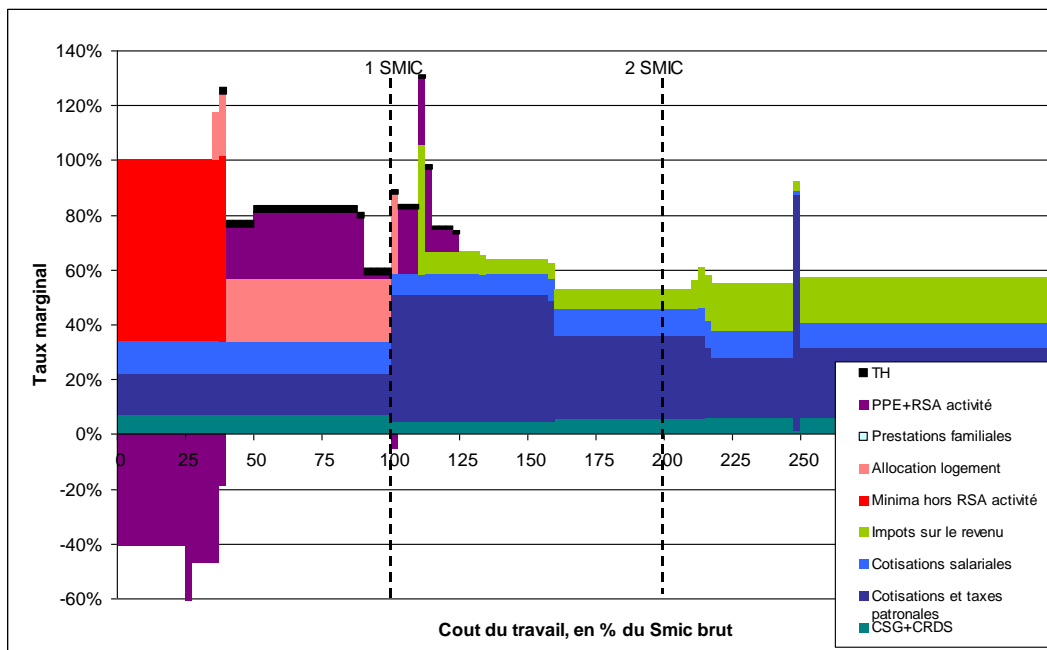
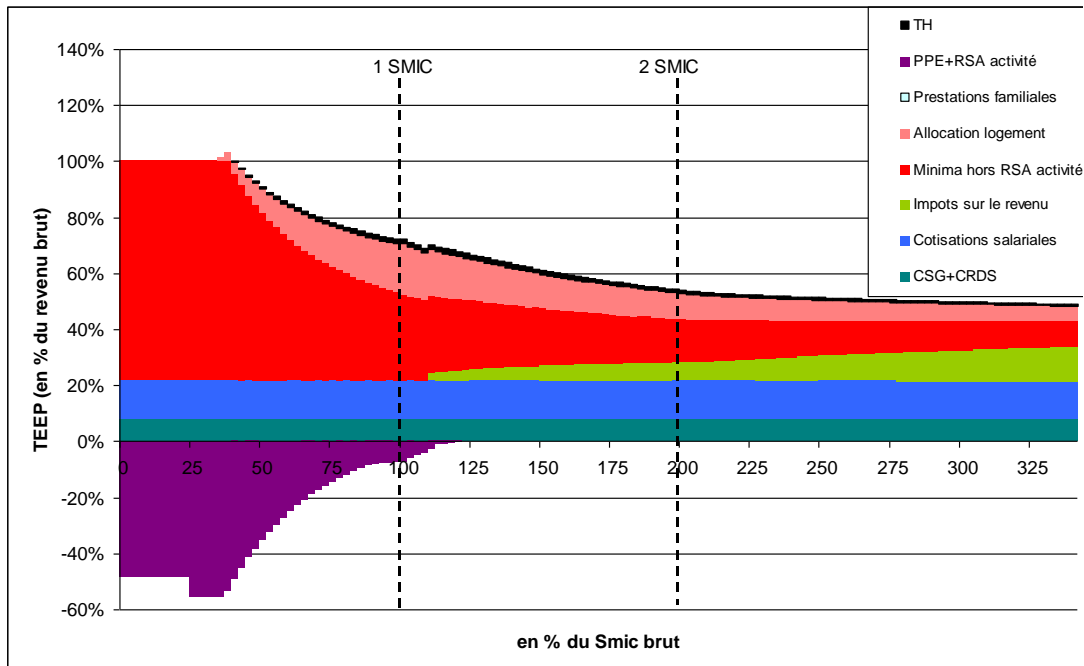
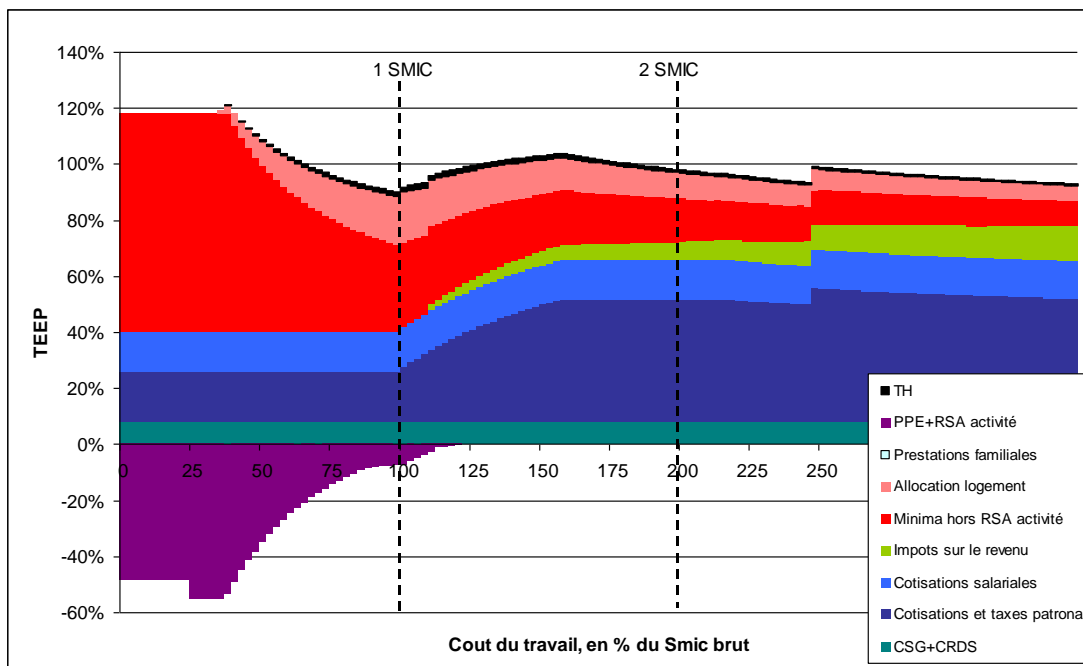


Figure H2. TEPE d'un célibataire

a. scénario 1



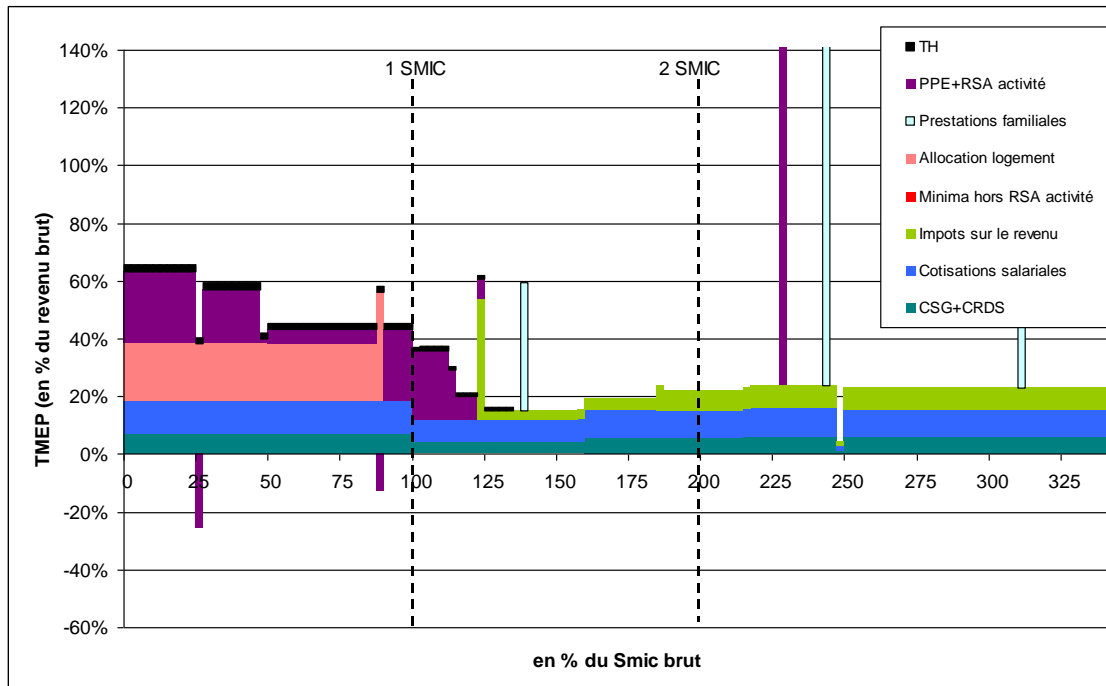
b. scénario 2



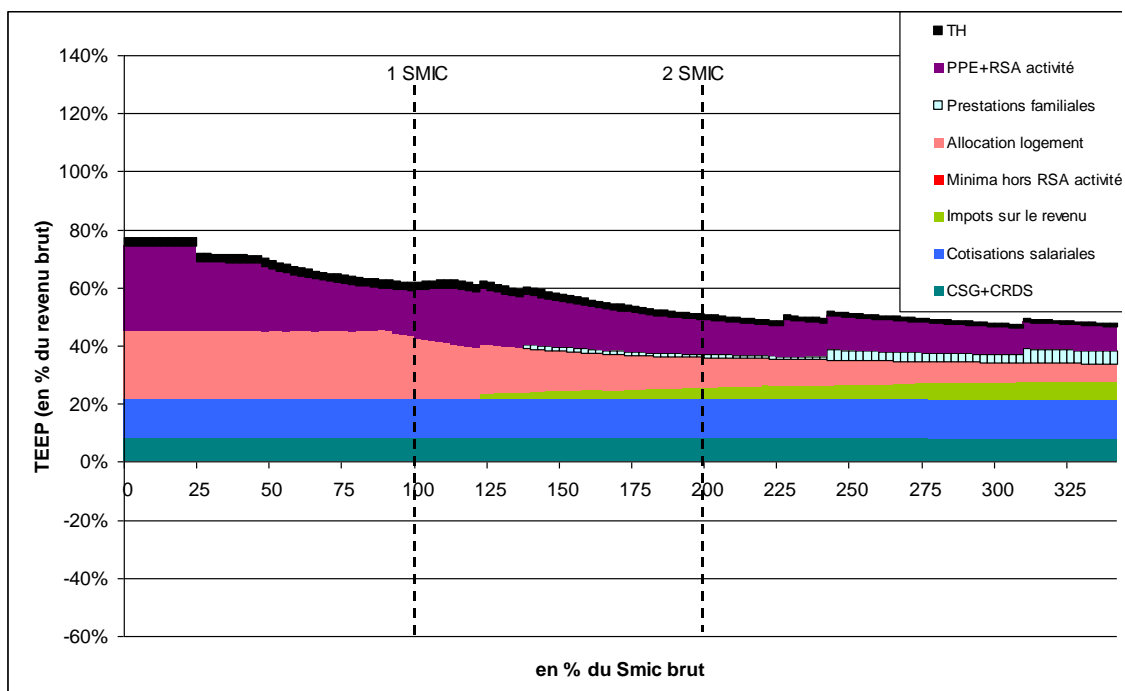
Source : auteur, à partir de la législation

Figure H3. TMEP et TEPE pour un couple avec deux enfants et conjoint au Smic - scénario 1

a. TMEP



b. TEPE



Source : auteur, à partir de la législation

Chapitre 2

L'effet des incitations monétaires au travail sur les revenus du travail en France : estimation à partir des réformes fiscales et sociales entre 2006 et 2015

Je remercie Malka Guillot, Étienne Lehmann et Laurence Rioux pour leurs commentaires sur des versions antérieures de ce travail (qui a circulé sous le titre « *The elasticity of labor income: evidence from French tax and benefit reforms, 2006-2015* »), ainsi que les participants au groupe de travail fiscalité au CRED (avril 2018), à la 67^{ème} conférence de l'ASFE (mai 2018), au séminaire interne Insee-DSDS (mai 2018), aux 16^e journées LAGV (juin 2018), aux 35^e journées de Microéconomie Appliquée (juillet 2018), et au séminaire d'économie appliquée de PSE (octobre 2018). Je remercie également Kevin Schmitt pour son aide sur les données.

Introduction

Pour évaluer l'efficacité de la fiscalité, il est nécessaire de connaître les réactions comportementales des agents par rapport à la fiscalité. En effet, sous certaines conditions, la valeur de l'élasticité compensée du revenu par rapport aux taux marginaux d'imposition est une statistique suffisante pour calculer le coût d'efficience lié à la fiscalité¹⁴¹ et les taux marginaux d'imposition optimaux (Saez, 2001, Chetty, 2009)¹⁴². Sa valeur permet également de connaître les « préférences sociales révélées » des individus (Bourguignon et Spadaro 2012, Bargain et al., 2013), et de mieux prévoir les coûts ou bénéfices d'une réforme pour le budget de l'État¹⁴³.

L'estimation de l'élasticité de l'offre de travail et du revenu fait l'objet d'une importante littérature, structurelle ou en forme réduite (voir Blundell et MaCurdy 1999 et Kean 2011 pour des revues de littérature). L'approche structurelle a été utilisée pour simuler l'effet *ex ante* des réformes fiscales affectant les incitations au travail. Ce modèle canonique d'offre de travail prédit des réponses identiques à différent type de réformes fiscales. Les élasticités peuvent également être estimées par des méthodes quasi-expérimentales avec une approche en forme réduite en exploitant les changements différentiels de traitement à la suite des réformes fiscales. Une première littérature estime ainsi les réponses aux réformes de prestations sociales, principalement sur la participation au marché du travail. Une autre littérature estime l'élasticité du revenu imposable¹⁴⁴ (ERI par la suite ; Elasticity of Taxable Income-ETI en anglais) en utilisant des réformes de l'impôt sur le revenu (voir Saez, Slemrod et Giertz, 2012). À notre connaissance, aucune étude ne compare les réactions aux réformes de l'impôt sur le revenu (IR) et aux réformes des prestations¹⁴⁵ sur la marge intensive. Or, il est important de comparer les réactions de chaque transfert pour déterminer lesquelles sont les plus efficaces pour réduire les inégalités ou accroître les recettes fiscales. Dans une analyse internationale, Doerrenberg et Peichl (2014) montrent que les dépenses sociales sont plus efficaces pour réduire les inégalités que l'impôt sur le revenu, suggérant que les réactions

¹⁴¹ Depuis l'article fondateur de Harberger (1967), le calcul de la perte sèche de l'impôt liée à l'impôt sur le revenu utilisant des élasticités a été largement utilisé ; voir notamment Auerbach (1985), Browning (1987), Feldstein (1999) et Auerbach et Hines (2001). Feldstein (1999) a obtenu la formule simple $-0.5 \cdot \text{TMP}^2 \cdot (1 - \text{TMP})^{-1} \cdot \text{élasticité}$

¹⁴² Par exemple, en considérant des élasticités de 0,25, 0,5 et 1, le taux marginal d'imposition maximal serait respectivement de 67 %, 50 % et 33 % (avec un coefficient Pareto 2 et une utilité sociale nulle au revenu maximal).

¹⁴³ Saez (2017) montre que la majeure partie des 20 % de l'augmentation des recettes fiscales prévue par la réforme fiscale de 2013 aux États-Unis a été perdue en raison des réactions comportementales. En France, Piketty (1998, p. 11) souligne que l'effet comportemental de la réforme de l'Allocation Parentale d'emploi (APE) en 2004 a été bien supérieur aux prévisions. Gietz (2009) montre que l'utilisation d'une élasticité de 0,4 plutôt que de 1 affecte les recettes fiscales de 20 %. Les réponses comportementales sont prises en compte par le gouvernement via l'estimation de l'Institute for Fiscal Studies (IFS) au Royaume-Uni et du CBO aux États-Unis (même si la méthode a été critiquée, Feldstein 2000) mais pas en France.

¹⁴⁴ Cela permet de tenir compte d'un plus large éventail de réactions aux changements des taux marginaux d'imposition (au-delà des seules heures de travail), comme l'effort, les salaires horaires et l'évitement fiscal (voir Feldstein, 1995 et 1999).

¹⁴⁵ Lehmann et al. (2013) montrent que le revenu du travail réagit différemment aux réformes de l'impôt sur le revenu et des cotisations, en contradiction avec les modèles habituels du marché du travail.

comportementales sont plus faibles pour les prestations, mais sans estimer explicitement les réponses respectives¹⁴⁶. La principale contribution de cet article est ainsi d'estimer séparément ces réponses et de pouvoir les comparer.

Dans cet article, on estime la réponse du revenu du travail en France aux réformes de l'impôt sur le revenu et aux réformes des prestations sociales sous conditions de ressources en utilisant le cadre de la littérature ETI¹⁴⁷. Ce cadre conceptuel permet d'estimer l'élasticité compensée par rapport au taux de rétention marginal (TRMa par la suite, qui est le complémentaire du taux marginal de prélèvements) qui est la statistique pertinente pour l'analyse du bien-être¹⁴⁸. Ainsi, nous estimons les élasticités du revenu du travail par rapport au TRMa (ie l'effet de substitution) et par rapport au taux de rétention moyen (TRMo). Une différence par rapport à la différence de la littérature ETI tient au fait de s'intéresser au revenu du travail¹⁴⁹, et donc à la réponse "réelle" à la fiscalité (plutôt qu'au revenu imposable, dont les déductions ne sont pas forcément négatives pour le bien-être global¹⁵⁰).

Les données utilisées sont les *enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS)* qui sont un appariement entre les données administratives fiscales et sociales et l'enquête emploi, avec un total de plus de 100 000 personnes chaque année. Les ERFS sont appariées afin de disposer de plusieurs panels de deux ans. Les taux marginaux et moyens sont simulés à partir du modèle de microsimulation Ines, développé par l'Insee et la DREES. Les données de l'ERFS permettent de contrôler l'estimation économétrique par une grande variété d'informations sur le marché du travail, l'éducation et la socio-démographie. Les réformes du système socio-fiscal entre 2006 et 2015 en France sont utilisées pour les estimations. Au-delà du fait que cette période est riche en réformes, elle est intéressante pour les questions d'identification. Premièrement, il y a eu des mouvements à la hausse et à la baisse des taux marginaux et moyens selon les années. Entre 2007 et 2010, plusieurs réformes ont visées à "rendre le travail payant", et donc à réduire les taux marginaux d'imposition. À l'inverse, à partir de 2011 la plupart des réformes visaient à augmenter les prélèvements pour rétablir les finances publiques suite à la crise des dettes souveraines et à redistribuer (augmentation des prestations sous condition de ressources, et de l'IR pour les ménages aisés), ce qui a eu pour effet d'augmenter les taux marginaux. Cette variabilité améliore l'identification des réponses aux

¹⁴⁶ Ils reconnaissent qu'il est difficile d'identifier l'effet causal et soulignent donc que "*Considering the political importance and widely held debates about (increasing) inequality around the world, the research question imposed in our paper needs further attention*".

¹⁴⁷ Étant donné que notre principale mesure du résultat est le revenu du travail plutôt que le revenu imposable, la littérature ETI est aussi appelée « *New Tax Responsiveness literature* » (introduite par Goolsbee, 1999) afin d'éviter la confusion potentielle qui découle de la référence au "revenu imposable".

¹⁴⁸ Ou une moyenne pondérée de l'élasticité compensée et non compensée selon Piketty (1999, annexe 2).

¹⁴⁹ Cela permet de comparer chaque transfert car le revenu du travail est la seule marge de réponse comparable entre tous les transferts. En effet, les bases ressources des prestations sous conditions de ressources sont différentes entre elles et sont différentes du revenu imposable. De plus, les déductions et les crédits sont pris en compte pour l'impôt sur le revenu mais pas pour les prestations.

¹⁵⁰ Chetty (2009) souligne que les déductions ne produisent pas forcément des coûts pour la société (voir même des externalités positives dans le cas des dons), de sorte que l'élasticité du revenu imposable ne constitue pas une statistique suffisante. Doerrenberg et al. (2014) l'ont prouvé empiriquement. La statistique suffisante est plutôt une moyenne pondérée d'élasticité du revenu total et du revenu imposable selon Chetty (2009).

réformes fiscales en atténuant l'effet des tendances naturelles (non fiscales) d'évolutions des inégalités de revenus, source de problème dans les études américaines (Saez, Slemrod et Giertz, 2012, Weber, 2014). Deuxièmement, les réformes du plafond des avantages liés au quotient familial ont conduit à des variations différentes de taux marginaux pour un même niveau de revenu en fonction de la composition de la famille et du nombre d'enfants, ce qui constitue une source d'identification très riche¹⁵¹. Troisièmement, la répartition des revenus est stable sur la période 2006-2015 (voir annexe A), ce qui permet d'éviter les problèmes d'évolutions hétérogènes des revenus.

La première contribution à la littérature ETI est d'estimer conjointement les réponses aux réformes de l'impôt sur le revenu et des prestations sous conditions de ressources. Travailler sur données françaises permet comparer les réponses à l'IR et aux prestations sociales car les prestations sous condition de ressources ont un poids important (supérieur à 3% du PIB, soit proche du poids de l'IR). Au cours de la période 2006-2015, les impôts et les prestations ont été largement réformés, ce permet d'estimer les élasticités par rapport au taux de rétention marginal pour les différents transferts. D'une part, le barème de l'impôt sur le revenu a été réformé à plusieurs reprises (nombre de tranches, taux marginaux d'imposition, niveau des tranches, et d'autres dispositifs tels que la décote et le quotient familial). D'autre part, un dispositif d'incitation au travail a été créé en 2009 (RSA activité), et les prestations familiales ont été largement réformées depuis 2012. Les élasticités compensées du revenu du travail obtenues par rapport aux TRMa sont de 0,2-0,3 pour les réformes fiscales (cohérent avec la littérature ETI). L'estimation des élasticités des prestations est de 0,1 pour le RSA activité et non significative pour les prestations familiales. Une explication possible aux plus fortes réactions à l'impôt sur le revenu est que les réformes de l'impôt sur le revenu sont plus saillantes que les réformes des prestations, l'impôt sur le revenu concentrant l'attention des ménages. Ceci est donc à mettre en rapport avec la littérature sur la saillance des taxes et l'inattention aux taxes (Chetty et al, 2009, Rees-Jones et Taubinsky, 2016, Chetty, Friedman et Saez 2013, Feldman et al., 2016).

Ma deuxième contribution à la littérature ETI consiste à estimer ces élasticités pour différents types de personnes (par niveau de revenu, composition familiale, éducation...). L'importance de la prise en compte des différentes élasticités selon le type de travailleurs a été mise en évidence par des études théoriques et empiriques récentes (Jacquet & Lehmann, 2018, Kumar & Liang, 2017). Jacquet et Lehmann soulignent que l'hétérogénéité multidimensionnelle affecte considérablement les taux marginaux d'imposition optimaux par un effet de composition¹⁵² et que " *nos résultats mettent l'accent sur la nécessité d'études empiriques sur*

¹⁵¹ Ce type de réforme a déjà été utilisé par Piketty (1999) et Cabannes et al. (2014) pour estimer des ERI. Elle peut être une réponse à l'appel de Saez et al. (2012, p. 43) en faveur de meilleures sources d'identification : "les chercheurs devraient chercher de meilleures sources d'identification, par exemple, des systèmes parallèles d'impôt sur le revenu qui touchent les contribuables de façon différente ...".

¹⁵² Selon les auteurs, les TMP supérieurs optimaux seraient jusqu'à 20,3 points de pourcentage plus élevés avec effets de composition par rapport au calcul avec une hétérogénéité unidimensionnelle.

des statistiques suffisantes pour différents groupes démographiques, par exemple, selon le sexe, l'âge, l'appartenance ethnique ¹⁵³. Pourtant, les recherches antérieures ont surtout estimé les élasticités pour les revenus élevés ¹⁵⁴ (parce qu'elles exploitaient principalement les changements de l'IR au sommet de la distribution des revenus ¹⁵⁵). Le calcul d'élasticités hétérogènes est permis par la variété des réformes utilisées pour l'identification, qui affectent l'ensemble de la distribution des revenus ¹⁵⁶, et différemment selon la composition familiale (réformes du quotient familial). Les élasticités obtenues sont plus élevées pour le décile supérieur et pour les indépendants, ce qui est en ligne avec les résultats de Gruber et Saez (2002) et Kleven et Schulz (2014). D'autres résultats sont nouveaux dans la littérature ETI à notre connaissance : l'élasticité est plus élevée chez les célibataires, les personnes âgées de 20 à 30 ans, ou de 50 ans et plus, les personnes ayant un emploi hautement qualifié ou un diplôme élevé ¹⁵⁷. Les réactions plus fortes de ces populations peuvent être liées au fait qu'elles sont plus flexibles sur le marché du travail.

La troisième contribution consiste à estimer la réponse d'un individu par rapport à son taux marginal mais aussi par rapport à celui de son conjoint, ce qui permet d'obtenir des élasticités croisées entre conjoint. Les élasticités sont en effet calculées pour chaque individu (et non au niveau du foyer fiscal comme dans la littérature ETI) même s'il fait partie du même ménage, puisque les taux marginaux d'imposition peuvent être différents pour chaque personne du ménage (mari, femme, enfant étudiant...) en raison de dispositifs individualisés (décote, PPE, déduction fiscale...) et de différences dans la définition du ménage selon les transferts. Il existe peu d'études sur ces élasticités croisées dans un couple à part les travaux de Gelber (2007) et Carbonnier (2014) car dans la littérature ETI l'analyse est presque toujours effectuée au niveau du foyer fiscal. L'élasticité du conjoint par rapport au TRMa obtenue est inférieure à l'élasticité individuelle, ce qui est en contradiction avec les prédictions du modèle théorique mutualiste du couple, mais conforme aux résultats de Gelber (2014). Nous mettons aussi en évidence que dans un couple, le 2^e apporteur de ressource réagit significativement au taux marginal de son conjoint, alors que ce n'est pas le cas pour le 1^{er} apporteur de ressource. Nous obtenons également que l'élasticité croisée d'une personne au taux marginal du conjoint serait significativement positive dans les couples sans enfant, ce qui pourrait s'expliquer par une complémentarité des temps de loisir (et est cohérent avec des travaux sur données française). Ce résultat ne tient pas dans les couples avec enfant, qui sont probablement plus contraints (financièrement et pour la garde des enfants). Nous estimons également des élasticités

¹⁵³ Feldstein (2008) indique ainsi que " *Les nouvelles recherches devraient distinguer la réponse selon les différents niveaux de revenu, l'état matrimonial et les groupes d'âge et de sexe* ".

¹⁵⁴ À noter cependant que Gruber et Saez (2002), Cabannes et al. (2014), Carbonnier (2014) et Kleven et Schulz (2014) estiment une élasticité différente en fonction de la distribution des revenus.

¹⁵⁵ Et en particulier, le Tax Reform Act de 1986 (TRA86) aux États-Unis (Feldstein 1995 ; Auten et Carroll 1999 ; Mofitt et Wilhelm 2000 ; Gruber et Saez 2002 ; Kopczuk 2005 ; Weber 2014). En France, Piketty (1999) s'est concentré sur les revenus les plus élevés tandis que Lehmann et al. (2013) s'est concentré sur les travailleurs pauvres.

¹⁵⁶ RSA activité, prestations familiales sous conditions de ressource en bas, impôt sur le revenu en milieu et en haut, allocations familiales en haut.

¹⁵⁷ Cela est également en ligne avec les conclusions de Kleven et Schulz (2014).

croisées du revenu du capital par rapport à la taxation du travail : elles sont négatives, surtout pour les indépendants, ce qui s'explique par des possibilités d'arbitrage entre revenu du capital et du travail pour les dirigeants-salariés.

La quatrième contribution est méthodologique. Nous testons différentes spécifications économétriques, en particulier différents contrôles du revenu initial (pour tenir compte des hétérogénéités de tendances et de retour à la moyenne) et différents instruments, et montrons que l'estimation est robuste à ces contrôles. Nous étudions également la robustesse de la méthode en testant un nouvel instrument pour lequel l'évolution du revenu du travail est modélisée au lieu d'utiliser l'inflation comme dans toutes les études précédentes. Cet instrument permet d'avoir un cadre empirique plus cohérent. Il donne des estimations proches de celles de la spécification de base.

Le reste du document est structuré comme suit. La section I décrit les travaux antérieurs d'estimation des réactions comportementales à la fiscalité. La section II présente le cadre théorique et la stratégie empirique. La section III décrit le système français socio-fiscal et les réformes utilisées pour l'identification. La section IV décrit l'ensemble des données utilisées et présente des statistiques descriptives. La section V présente les résultats empiriques et la section VI souligne certaines applications de ces résultats. La discussion et la conclusion est données dans la section VII.

1. Littérature sur les réponses comportementales à la fiscalité

Cette partie passe en revue les principales méthodes d'estimation des réponses comportementales à la fiscalité. Est synthétisée dans un premier temps la littérature utilisant des modèles structurels d'offre de travail, et plus en détail la littérature ETI mobilisée dans cette étude. Ces deux méthodes sont ensuite comparées entre elles, et d'autres méthodes sont mentionnées pour finir.

1.1. Modèles structurels d'offre de travail

La littérature la plus ancienne estimant les réponses à la taxation repose sur le modèle standard d'offre de travail. Dans ce modèle, les individus valorisent les loisirs et la consommation, et le salaire réel est le seul prix relatif (*i.e.*, la quantité de bien qui peut être consommée par heure de loisirs). L'individu maximise une fonction d'utilité en fonction du revenu disponible et des loisirs pour choisir son offre de travail. À la marge, les effets de substitution sont capturés par l'élasticité compensée de l'offre de travail. Les modèles structurels de l'offre de travail peuvent être séparés en deux grandes catégories : les modèles continus et les modèles de choix discrets.

Le modèle continue d'offre de travail est basé sur le cadre standard de l'offre de travail où les revenus après impôts dépendent du choix de l'offre de travail (Hausman 1981). L'estimation se fait par linéarisation locale de la contrainte budgétaire. Le principal problème d'identification est l'endogénéité des salaires et des revenus non gagnés (en raison de l'observabilité des préférences pour le travail), de sorte que les méthodes des variables instrumentales ont été couramment utilisées. Mais certaines difficultés pratiques limitent l'application de la méthode. Premièrement, le modèle d'Hausman se limite principalement au cas d'une contrainte budgétaire linéaire et convexe par morceaux, et la quasi concavité de la fonction d'utilité est implicitement imposée. De plus, il est difficile de gérer dans ce modèle les décisions d'offre jointe de travail au sein d'un couple, ou les décisions de participation (Bourguignon et Magnac, 1990). Plusieurs enrichissements ont donc été ajoutés pour le rendre plus réaliste en tenant compte du coût fixe du travail selon la procédure en deux étapes de Heckman, des non-convexités, de l'imperfection du marché du travail (et de l'existence du salaire minimum), des décisions intra familiales... Cependant, le modèle structurel d'offre continue devient très compliqué lorsque des spécifications de modèle plus générales et plus flexibles sont utilisées. Voir Blundell et MaCurdy (1999), Kean (2011) et Evers et al. (2008) pour des revues approfondies.

Les modèles de choix discrets d'offre de travail ont gagné en popularité depuis les travaux fondateurs de van Soest (1995), principalement parce qu'ils sont beaucoup plus pratiques que l'approche continue classique basée sur du calcul marginal. Les décisions relatives à l'offre de main-d'œuvre se réduisent à un choix parmi un ensemble discret de possibilités : inactivité, temps partiel et temps plein. Il permet ainsi de faire face plus facilement aux contraintes budgétaires non linéaires et non convexes, et d'appliquer les formes fonctionnelles générales de l'utilité. De plus, ces modèles de choix discrets incluent la non-participation comme l'une des options, de sorte que les marges extensives et intensives sont directement estimées.

Dans cette méthode, l'identification est principalement assurée par les non-linéarités, les non-convexités et les discontinuités dans la contrainte budgétaire dues aux différences d'imposition pour des personnes ayant le même salaire et à la variation du revenu en fonction de la localisation¹⁵⁸, ou du temps (Bargain et al., 2013). Mais les élasticités de l'offre de travail des modèles de choix discrets ne sont pas déduites analytiquement de la fonction d'offre et doivent être calculées numériquement en effectuant des simulations répétées un grand nombre de fois (Bargain et al., 2014). Ce calcul des élasticités peut rendre la comparaison difficile selon la méthode utilisée. De plus, la non-linéarité des modèles de choix discrets ajoute à la difficulté de les comparer : en fonction de la variation des incitations au travail prises en compte (pour simuler l'effet *ex-ante* d'une réforme du bien-être social par exemple), les résultats peuvent être différents. Pour des revues de littérature sur les modèles de choix discrets, voir Creedy et Kalb (2005) et Bargain et Peich (2013).

¹⁵⁸ Par exemple, Eissa et Hoynes (2004) ou Hoynes (1996) utilisent des règles fiscales différentes selon les États pour l'EITC aux États-Unis.

Résultats. Les résultats sont variables selon les études du fait de la période prise en compte, de la variable d'intérêt, de différences méthodologiques (sélection des données et période, méthode d'estimation et estimation et spécification du modèle, etc) ou encore de préférences de travail entre les pays. Selon Bargain et Peich (2013), la très grande variance des estimations dans toutes les études disponibles est due en partie à l'utilisation de l'approche de Hausman, qui semble surestimer les élasticités par rapport à ce que l'on trouve dans les modèles de choix discrets.

Les revues de littérature (Blundell et MaCurdy 1999 par exemple, et Briard 2017 sur la France¹⁵⁹) font en général état d'une élasticité des heures travaillées plus élevée pour les femmes par rapport aux hommes. L'étude d'Evers et al. (2008) montre une élasticité médiane de 0,27, 0,1 pour les hommes et 0,5 pour les femmes. Bargain et Peich (2013) montrent que l'élasticité moyenne des heures totales de travail (dans les pays européens et aux États-Unis¹⁶⁰) est de 0,27 pour les femmes mariées et 0,1 pour les hommes mariés. Ils rapportent que l'élasticité des femmes mariées est plus élevée dans les pays où le taux de participation est faible (Irlande et Italie, par opposition aux pays nordiques). Ils montrent également que les réponses sont généralement plus importantes pour les travailleurs aux revenus les plus faibles sur la marge extensive, et que ces réponses sont particulièrement importantes en Europe du Sud, en Irlande et en Belgique (et faibles en France, Europe orientale et dans les pays nordiques).

Cependant, cette différence selon le genre n'est plus si tranchée récemment et les élasticités selon le genre auraient convergé. Quatre explications peuvent être données :

(i) D'abord, Blau et Kahn (2007) et Heim (2007) ont montré que l'élasticité a diminué pour les femmes mariées dans le temps aux États-Unis (et Bishop et al. 2009 pour les femmes seules), ce qui est confirmé par les études de Bargain et Peich (2013) en Europe et Kumar et Liang (2016). Les élasticités selon le genre auraient donc convergé. (ii) Deuxièmement, la littérature utilisant les modèles structurels estime principalement des réponses sur la marge extensive (et les personnes mariés), qu'il est difficile d'extrapoler à la marge intensive (ou aux personnes célibataires). Bargain et al. (2014) estiment l'élasticité compensée du nombre total d'heures (donc sur la marge intensive) et constatent que l'élasticité est un peu plus élevée chez les hommes seuls que chez les femmes seules (0,14 VS 0,12)¹⁶¹. Bargain et Peich (2013) montrent que les élasticités selon le genre seraient proches pour les célibataires (iii) Thoresen et Vatto (2015) montrent que la différence selon le genre n'est pas robuste selon la méthodologie et le concept utilisé : si les simulations du modèle de l'offre de travail sont

¹⁵⁹ Briard (2017) a fait un tour d'horizon de la littérature en France : elle souligne que les études montrent généralement que l'élasticité est plus élevée pour les femmes que pour les hommes, mais que les résultats diffèrent sur la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à celle de leur conjoint.

¹⁶⁰ Pour mesurer les différences d'élasticité à l'échelle internationale, il faut utiliser une approche uniforme pour de nombreux pays, ce qui a été fait par Bargain et al. (2013) pour l'UE et les États-Unis.

¹⁶¹ Chetty (2009) rapporte également une élasticité plus élevée chez les hommes que chez les femmes (0,20 VS 0,09) par Eissa et Hoynes (1998) étudiant l'effet des expansions de l'EITC aux États-Unis.

converties en estimations de l'ETI, les élasticités des hommes seuls sont plus grandes. De plus, alors que les élasticités des hommes en couple sont inférieures à celles des femmes pour les heures de travail dans la méthode ETI, elles sont plus grandes sur le revenu total. (iiii) Si les estimations pour les hommes sont généralement positives et faibles à quelques exceptions près (par exemple en Irlande et dans certaines études allemandes), Kean (2011) a montré cependant que l'élasticité des hommes serait de 0,3, supérieure à celles estimées dans le passé du fait de problèmes méthodologiques.

Les estimations selon différentes configurations familiales ont moins fait l'objet d'étude. Bargain et Peich (2013) montrent que les élasticités sont plus hétérogènes pour les célibataires que pour les personnes mariées : entre 0,1 et 0,5 pour les femmes seules et 0 et 0,4 pour les hommes seuls. Certaines études pour les États-Unis et le Royaume-Uni (mais pas toutes) indiquent des élasticités substantielles pour les familles monoparentales, alors que les estimations pour les célibataires sans enfants sont généralement absentes.

Le résultat classique est que les réponses sur la marge extensive (c'est-à-dire sur la participation au marché du travail), sont supérieures, à celles sur la marge intensive (sur les heures travaillées) (voir Blundell et MaCurdy 1999, Blundell et al. 2009, Kean 2010). Heim (2007) a cependant montré que les élasticités sur la marge extensive auraient très fortement baissé, de 0,66 en 1980 à 0,03 en 2000 (et moins sur la marge intensive : de 0,36 à 0,14), ce qui est confirmé par la méta-analyse de Lundberg et Norell (2018) centrée sur la marge extensive, qui conclut « *we believe that the policy-relevant full population elasticity is in the range 0,1-0,2* ». Cet ordre de grandeur se rapprocherait des résultats sur la marge intensive qui sont estimés en général sur l'ensemble de la population. Blundell, Bozio et Laroque (2013) et Kline et Tatari (2016) montrent que les réponses sur la marge intensive jouent un rôle important sur les heures travaillées au niveau agrégé.

1.2. Littérature ETI

Cadre conceptuel général. L'approche adoptée dans la littérature ETI part d'un comportement sous-jacent de maximisation de l'utilité similaire à celui des modèles d'offre de travail standards (voir Saez, Slemrod et Giertz, 2012) mais avec deux différences principales : (1) les élasticités sont estimées en forme réduite et les primitives du modèle ne sont pas estimées (2) les réactions sont estimées sur le revenu imposable et non le nombre d'heures travaillées. En effet, dans deux articles influents, Feldstein (1995 et 1999) a souligné que d'autres marges de réaction comportementale aux taux marginaux d'imposition que la durée du travail doivent être prises en compte pour mesurer le coût réel de l'efficacité de la fiscalité (comme l'effort, le salaire horaire, le changement d'emploi, l'évitement fiscal, l'évasion fiscale etc). Feldstein (1999) montre que l'élasticité du revenu imposable (ERI) par rapport au taux de rétention marginal (complémentaire du taux marginal d'imposition, TRMa) permet de calculer la perte sèche de taxation. Dans ce cadre, l'individu maximise une fonction d'utilité en fonction positivement du revenu disponible et négativement du revenu imposable. Cela

génère une fonction de revenu imposable en fonction du TRMa et un revenu non salarial virtuel. La stratégie d'identification exploite le fait que les réformes fiscales peuvent être considérées comme des quasi-expériences et utilise donc les différences de traitement fiscal¹⁶². L'élasticité est estimée au moyen d'équations en forme réduite en comparant les variations relatives du revenu imposable de différents groupes entre deux périodes aux variations relatives de leurs taux après impôts. Cette méthode utilise donc le cadre quasi expérimental, mais par rapport à de simples études de différence-de-différence, l'un des avantages de la méthode ETI est de pouvoir estimer une élasticité compensée et donc donner des implications sur le bien-être. Par conséquent, cette méthode fournit une statistique suffisante (Chetty, 2009) sous certaines hypothèses (Saez et al., 2012) et permet de faire "*un pont entre la méthode structurelle et la méthode de forme réduite*" selon Chetty (2009).

Estimation. Dans ce cadre commun, les élasticités ont été estimées selon différentes méthodes.

Analyse longitudinale avec données en coupe. Dans des premières publications, les comparaisons des parts de revenu fondées sur les groupes (test et de contrôle) ont été effectuées à l'aide de séries chronologiques longitudinales agrégées (Lindsey 1987, Feenberg et Poterba, 1993, Slemrod 1996, Piketty 1999, Saez 2004). Mais le risque est que la composition du groupe traité ne change avec le temps (l'arrivée de nouvelles personnes dans le groupe), ce qui peut biaiser l'estimation. Piketty (1999) a enrichi la stratégie en faisant des triples différences en comparant aussi selon le nombre d'enfant (du fait des réformes du quotient familial). Une récente étude de Mertens et Montiel-Olea (2017) utilisant des séries temporelles avec des spécifications plus robustes estime des élasticités plus élevées (1,2) que les études précédentes, et pas seulement significatives dans le haut de la distribution.

Données de panel. Du fait du problème lié aux effets de composition, les études ETI ont de plus en plus utilisé des données de panel permettant de suivre dans le temps les individus, depuis l'étude séminale de Feldstein (1995). Dans cette étude, Feldstein compare l'évolution des revenus de groupes de contribuables en fonction de leurs niveaux de revenu antérieurs, et obtient que, pour ceux pour lesquels les taux marginaux ont le plus baissé suite à la réforme de 1986 (Tax Reform Act, TRA86), le revenu imposable a le plus augmenté. Il estime des ERI allant de 1 à 3, avec une estimation centrale de 2,14. Cependant plusieurs problèmes ont été soulevés par ces estimations. Premièrement, la méthode de Feldstein n'est cohérente que si les deux groupes (traité et témoin) ont des élasticités identiques, ce qui n'est pas le cas¹⁶³. Pour traiter ce point, les études ultérieures par panel ont utilisé plutôt un traitement continu en exploitant les variations du taux de taxation sur l'ensemble de l'échelle des revenus plutôt que la comparaison de groupe prédéfini. Ces études exploitent le fait que les réformes fiscales entraînent souvent des changements fiscaux substantiels pour certains contribuables, alors que

¹⁶² Cette méthode est en forme réduite, mais par rapport à des études utilisant les différences de différences, l'avantage de la méthode ETI est de pouvoir donner des indications sur les implications du bien-être.

¹⁶³ Navratil (1995) et Saez et al. (2012, p.26) l'ont noté.

d'autres sont plus ou moins affectés. Une deuxième préoccupation au sujet du travail de Feldstein est que la taille du groupe traité était très petite. Enfin mais de façon plus générale dans la littérature ETI, des problèmes de retour vers la moyenne (classique dans les données de panel) et d'évolutions hétérogènes des revenus non liées à la taxation ont pu biaiser l'estimation (voir paragraphe suivant). Avec l'amélioration des méthodes d'estimation et des données plus riches, les études suivantes ont obtenu des élasticités beaucoup plus basses (cf. Saez et al., 2012).

Questions d'estimation. Une importante question concernant l'estimation des élasticités est l'endogénéité du taux marginal d'imposition. En effet, le taux marginal de prélèvements (TMP) est corrélé positivement avec le niveau de revenu d'un contribuable lorsque le barème de l'impôt sur le revenu est progressif, ce qui crée une corrélation fallacieuse entre TMP et les variations du revenu. Par conséquent, il est nécessaire de trouver des instruments corrélés avec le TMP, mais non corrélés avec le revenu potentiel, pour identifier l'élasticité. L'instrument utilisé depuis Auten et Carroll (1999) est la variation « mécanique » du taux de rétention marginal s'il n'y a pas eu de réaction comportementale, c'est-à-dire si le revenu est maintenu à l'année de référence (appelé revenu initial ou pré-réforme par la suite).

Mais, même si les variations mécaniques utilisées comme instruments sont exogènes aux revenus post-réforme, elles dépendent des revenus pré-réforme. Ainsi, les instruments peuvent être corrélés avec le terme d'erreur si le niveau de revenu avant la réforme est corrélé avec le terme d'erreur. Cela peut arriver dans deux cas : (1) lorsqu'il y a des changements non fiscaux dans les revenus du travail qui peuvent affecter différemment des groupes ; (2) ou du fait d'un phénomène de retour vers la moyenne. Tout d'abord, différents groupes de personnes peuvent faire face à des tendances de revenus hétérogènes non liés à la fiscalité, en raison par exemple du progrès technique biaisé résultant de la mondialisation. Le risque est ainsi d'attribuer ces variations de revenu à la réforme, ce qui entraîne un biais dans l'estimation. C'est par exemple le cas pour la réforme TRA86 aux États-Unis (étudiée par une grande partie de la littérature) qui a réduit les taux d'imposition marginaux pour les revenus les plus élevés : la tendance à l'accroissement de l'inégalité des revenus aux États-Unis peut conduire à attribuer à la réforme TRA86 le fait que le revenu a augmenté davantage dans le groupe test que dans le groupe témoin, surestimant ainsi l'effet de la réforme. Deuxièmement, du fait de chocs transitoires qui affectent le revenu avant réforme il y a souvent une corrélation négative entre le niveau de revenu et sa variation à la période suivante, ce qui crée un problème de retour vers la moyenne. Par exemple, une personne tombée au chômage à la période $t-1$ et ayant donc un revenu du travail anormalement bas est susceptible d'avoir un revenu supérieur en t si elle retrouve un emploi. Ces causes non fiscales peuvent être absorbées dans l'élasticité estimée si elles ne sont pas prises en compte.

Par conséquent, toutes les études qui utilisent cet instrument ont également inclus une fonction du revenu initial afin d'éviter ces deux sources d'endogénéité restante de l'instrument : Auten et Carroll (1999) ont seulement ajouté le niveau initial de revenu dans la

régression, Gruber et Saez (2002)¹⁶⁴ ont affiné le contrôle en ajoutant des splines (fonction linéaire par morceaux, 10 pour Gruber et Saez) du niveau initial de revenu (en t), et Kopczuk (2005) a pris en compte des splines de la variation de revenu initial et l'année précédente. Kopczuk (2005) et Giertz (2008) ont montré que les estimations ne sont pas robustes à l'ajout de ces contrôles qui donnaient des élasticités allant de -1 à 1 selon les spécifications choisies. L'une des difficultés tient au fait que ces contrôles et les instruments dépendent de la même variable (le revenu de l'année de base), ce qui peut « détruire l'identification » (Gruber et Saez, 2002). Cela peut être atténué par l'inclusion : (1) de plusieurs années avec des variations différentes des TRMa (Goolsbee 2000, Gruber et Saez 2002)¹⁶⁵, (2) de hausse et de baisse des TRMA et des variations des TRMA indépendantes des niveaux de revenu (Kleven et Schulz, 2014), (3) et/ou en utilisant des années avec et sans modifications fiscales (Thoresen et Vatto, 2015).

La question de la validité des instruments continue de faire l'objet de beaucoup d'attention dans la littérature (voir, par exemple, Carroll 1998 ; Kopczuk 2005 ; Blomquist et Selin 2010 ; Lehmann et al. 2013 ; Weber 2014) et d'autres instruments ont été proposés pour être plus exogènes. Giertz (1998), Blomquist et Selin (2010) et Weber (2014) ont utilisé le même type d'instrument donnant une évolution « mécanique » du TRMa mais en remplaçant le revenu initial par, respectivement, une moyenne du revenu avant et après réforme fiscale, le revenu de l'année au milieu de la première et deuxième période, ou des revenus retardés de l'année de référence. La méthode de Weber (2014), utilisée par de nombreuses études depuis (Doerrenberg et al. 2014, Hermle et Peich 2018) conduit à des élasticités plus grandes que l'estimation de Gruber-Saez. Aronsson et al. (2017) comparent les deux méthodes et montrent que l'approche Weber conduit à un biais moindre par rapport à l'estimateur de Gruber-Saez, mais à une forte baisse de précision. D'autres instruments suggérés dans la littérature utilisent les variations fiscales locales (Matikka, 2015), l'inférence indirecte (Aronsson, Jenderny et Lanot, 2017) ou des pondérations par des densités de probabilité observées par niveau de revenu pour mieux prendre en compte l'hétérogénéité des élasticités (Kumar et Liang, 2017)¹⁶⁶.

Résultats. Selon le pays et la période, les études ont estimé des élasticités du revenu imposable (ERI) très variables, de négative à 3¹⁶⁷. Une première source d'hétérogénéité concerne les questions de méthodologie mises en évidence précédemment¹⁶⁸. Mais au-delà de

¹⁶⁴ Une autre contribution de Gruber et Saez (2002) consiste à décomposer les réactions comportementales en effets de substitution et de revenu. En effet, une augmentation des gains financiers peut créer à la fois des effets de revenu et de substitution parce que les individus peuvent aussi valoriser les loisirs.

¹⁶⁵ Gruber et Saez (2002) ont regroupé plusieurs panels en différence première pour pouvoir ajouter les splines de revenus sans « détruire l'identification ».

¹⁶⁶ Ces derniers auteurs soulignent que les instruments de Weber et Blomquist et Selin sont aussi endogènes à l'hétérogénéité de l'élasticité, et proposent ce dernier instrument pour permettre de prendre en compte cette hétérogénéité de l'élasticité.

¹⁶⁷ Et 90% des estimations se situent dans un intervalle de -1 et 1 selon Neisser (2018). Mais cela peut aussi être lié à des questions techniques (cf. supra).

¹⁶⁸ Notons aussi la question de la sensibilité à la période de variations des revenus prises en compte (Weber, 2014).

ces questions d'estimation, la variabilité est compréhensible car qu'il n'y a aucune raison de s'attendre à un paramètre structurel universel unique (Slemrod et Kopczuk 2002 et Kopczuk 2005) et il est normal que les élasticités dépendent des pays, des réformes, et des périodes. En effet, l'ERI ne dépend pas seulement des préférences, mais aussi de plusieurs facteurs liés au système fiscal comme la temporalité des réponses (Goolsbee 2000, Sammartino et Weiner 1997, Kreiner et al., 2016, Saez, 2017), les possibilités de transferts de revenus travail/capital (« income shifting », Slemrod 1996, Gordon et Slemrod 2000, Saez 2004, Kleven et Schulz 2014), la définition de l'assiette fiscale et ses modifications (Slemrod 1995, Slemrod et Kopczuk 2002, Gruber et Saez 2002, Giertz, 2007). Un des résultats robustes dans la littérature ETI est une réaction plus forte des indépendants et des plus hauts revenus (Kleven et Schulz, 2014 ; Saez, 2010). En effet, ces populations pourraient davantage éviter les taxes, en utilisant les déductions fiscales pour les hauts revenus ou en transférant leur revenu du travail en revenu du capital ou l'inverse en fonction de la taxation pour les indépendants. Gruber et Saez (2002) obtiennent une élasticité trois fois plus élevées pour le dernier décile par rapport aux revenus du bas de la distribution. Goolsbee (2000) et Saez *et al.* (2012) obtiennent, comme Gruber et Saez (2002) ¹⁶⁹, une ERI d'environ 0,6 pour les hauts revenus, tandis que Saez (2017) obtient une ERI de 1,34 pour le 0,01 % supérieur.

Si cette littérature a initialement et principalement estimé l'effet de l'impôt sur le revenu imposable, d'autres études ont estimé les effets sur des mesures connexes du revenu, ce qui peut expliquer différents résultats : revenu total « AGI » (Feldstein 1995, Auten et Carroll 1999, Moffitt et Wilhelm 2000, Gruber et Saez 2002, Gruber et Saez 2002...), revenu du travail (Blomquist et Selin 2010, Kleven and Schulz 2014, Lehmann et al. 2013), rémunération horaire (Blomquist et Selin 2010). Les estimations sont plus élevées pour le revenu imposable que pour le revenu total et du travail du fait des possibilités d'évitement en utilisant les déductions fiscales (pris en compte dans le revenu imposable). Weber (2014) obtient ainsi une élasticité de 0,86 par rapport au revenu imposable et de 0,48 par rapport au revenu brut.

Alors que les études initiales utilisaient des données américaines, des études récentes estiment l'ERI dans différents pays, notamment les pays scandinaves (Hansson 2007, Blomquist et Selin 2010 ; Gelber 2012, Kleven et Schulz, 2014, Matikka, 2015, Thoresen et Vatto, 2015), le Canada (Sillamaa et Veall 2001 ; Saez et Veall 2005), l'Allemagne (Jenderny et Werdt, 2015 ; Doerrenberg et al., 2017, Hermle et Peich, 2018), la France (Piketty, 1999, Lehmann et al, 2013 Cabannes et al, 2014¹⁷⁰) et le Japon (Miyazaki et Ishida, 2016). Une conclusion de

¹⁶⁹ Mais avec une méthode différente, en comparant des parts de revenus de différents groupes d'individus.

¹⁷⁰ En France, Piketty (1999) estime l'ERI des contribuables à revenu élevé à l'aide de réformes axées sur les taux marginaux supérieurs d'imposition du revenu entre 1970 et 1996 (principalement l'augmentation de 1981 et la diminution de 1986) et constate une élasticité autour de 0,1-0,2. Lehmann et al. (2013) estiment l'élasticité à l'aide de la réforme de la prime pour l'emploi (donc sur les travailleurs pauvres) et trouvent une élasticité de 0,2, tandis que Cabannes et al. (2014) estiment l'ERI en utilisant les réformes fiscales françaises entre 1998 et 2006, trouvant une élasticité entre 0,02 et 0,3 selon le revenu.

ces différents travaux est que des élasticités plus importantes sont estimées aux États-Unis, plus faibles dans les pays scandinaves (et au Japon), et intermédiaires pour les pays continentaux. En effet, aux États-Unis, Weber (2014) et Kumar et Liang (2017), utilisant deux nouveaux instruments, trouvent respectivement une ERI de 0,86 et 0,7, et 0,48 et 0,2 pour le revenu général¹⁷¹. Des études récentes dans les pays scandinaves et au Japon obtiennent de faibles élasticités pour le revenu total : 0,02-0,05 en Norvège (Thoresen et Vatto, 2015), 0,06 au Danemark (Kleven et Schultz, 2014), 0,09-0,15 en Suède (Gelber, 2014), 0,16 en Finlande (Matikka, 2015) et 0,07 au Japon (Miyazaki et Ishida, 2016). Selon Jongen et Stoel (2016) "*Il apparaît que l'élasticité du revenu total dans les pays d'Europe continentale occupe une position intermédiaire entre les pays anglo-saxons et scandinaves*", avec des estimations du revenu total de 0,22 en France par Lehmann et al. (2013), 0,16-0,28 en Allemagne par Doerrenberg et al. (2016)¹⁷² et 0,24 aux Pays-Bas par Jongen et Stoel (2016). Il est à noter que la littérature donne des résultats ambigus sur la tendance des élasticités dans le temps : Saez et al. (2012) et Kleven et Schulz (2014) montrent qu'elle a diminué depuis les années 1980, tandis que Piketty, Saez et Stantcheva (2014) constatent une augmentation entre les périodes 1960-80 et 1981-2010 en utilisant une analyse internationale, et Klemm et al. (2018) ne trouvent aucune tendance claire dans une analyse transnationale également.

Au final, selon la revue de littérature de Saez et al. (2012), les meilleures estimations récentes disponibles de l'ERI vont de 0,12 à 0,40, avec un point médian de 0,25. Enfin, Neisser (2018) a effectué une méta-analyse récente et a constaté que la distribution de l'estimation a un pic autour de 0,3 et une masse excédentaire entre 0,7 et 1, avec une estimation moyenne de 0,33 pour le revenu avant déduction et 0,40 après déduction. Elle trouve également des élasticités plus importantes avant déduction pour les revenus élevés, les salariés (par opposition aux indépendants) et les études centrées sur les États-Unis (VS "Scandinavie" et "autres pays"). L'estimation la plus proche par rapport à notre travail est l'estimation moyenne dans "les autres pays" et "avant déduction", de 0,252.

1.3. Comparaison entre les méthodes structurelles et ETI

Par rapport aux estimations en forme réduite, l'avantage de l'approche structurelle est que le modèle peut être utilisé pour toute réforme fiscale hypothétique et donc s'applique plus largement. Cependant, de sérieux doutes ont été soulevés quant à la capacité des modèles structurels à bien prévoir les changements de fiscalité (LaLonde 1986, Imbens 2010, Keane 2010).

¹⁷¹ Ces estimations plus élevées peuvent également être dues au nouvel instrument utilisé dans ces documents. En effet, Weber (2014) montre que sa méthode conduit à des estimations plus élevées que celles de Gruber et Saez. Mais, utilisant la même méthode que Weber, Hermle et Peich (2018) trouvent une ERI de 0,54 en Allemagne, inférieure à l'estimation de Weber pour les États-Unis, qui confirme que l'ERI semble plus faible en Europe continentale qu'aux États-Unis.

¹⁷² En Allemagne également, Hermle et Peich (2018) trouvent une ETI de 0,38 (pour le revenu imposable et non pour le revenu total).

La comparaison entre la méthode structurelle et la méthode ETI est compliquée en raison des différences de méthodologie et de concept. Le cadre des modèles structurels de choix discret implique qu'une distribution de probabilité est générée pour différentes options de temps de travail. En revanche, la littérature ETI donne les réponses moyennes des personnes "traitées", par rapport à celles qui sont moins ou pas traitées. De plus, la méthode structurelle donne des résultats sur les heures de travail tandis que la méthode ETI sur le revenu ; et la méthode structurelle se décompose généralement entre marge intensive et marge extensive, et entre groupes (sexe, célibataires/mariés...).

Par conséquent, pour disposer de mesures comparables, les simulations du modèle de l'offre de main-d'œuvre doivent être converties en estimations ETI. Ces travaux ont été réalisés par Thoresen et Vatto (2015). Ils simulent d'abord un modèle structurel, l'utilisent pour simuler les heures de travail avant et après une réforme, et la variation du temps de travail obtenue est utilisée dans une régression semblable à la littérature ETI¹⁷³. Sur la même base de données et la même période, ils estiment les élasticités avec l'approche ETI sur les heures de travail et le revenu brut ; le résultat sur les heures de travail peut donc être comparé avec les estimations ETI de la simulation de l'offre de travail. Les mesures de l'élasticité par la méthode ETI pour les heures de travail sont proches des mesures obtenues à partir des simulations du modèle structurel, un peu plus grandes pour la méthode ETI en moyenne (0,028 VS 0,026), mais plus élevées pour la méthode structurelle pour les hommes seuls. Il convient de noter que, bien que l'élasticité totale des hommes célibataires soit inférieure à celle des femmes célibataires dans le modèle structurel de l'offre de travail, la conclusion est inversée si cette simulation est convertie en estimations ETI, ce qui met en évidence la sensibilité aux méthodes d'estimation.

1.4. Autres méthodes en forme réduite

Deux autres méthodes permettent d'estimer la réponse à la fiscalité avec l'avantage de fournir une bonne source d'identification mais les inconvénients de se concentrer sur une population très spécifique, ce qui limite leur champ d'application.

Bunching. Contrairement à la littérature qui utilise les réformes fiscales pour estimer les réponses au revenu imposable, une autre littérature estime les réponses au revenu imposable à l'aide de discontinuités dans le profil des taux de taxation depuis Saez (2010) et Kleven et Wassem (2013). Alors que les méthodes de régression reposent généralement sur une linéarisation de la contrainte budgétaire à l'aide de modification des taux d'imposition, les méthodes de *bunching* utilisent des informations en coupe et exploitent les incitations à ajouter son revenu en deçà des discontinuités des taux marginaux (« coudes ») ou moyens (« encoches »). Ces incitations conduisent à des phénomènes d'accumulation immédiatement avant le seuil où il est préférable d'abaisser son offre de travail. Saez (2010) trouve une élasticité de 0,2 pour les indépendants au premier coude mais de zéro à l'autre coude, et pour

¹⁷³ L'instrument est calculé de la même manière à partir des simulations des heures travaillées du modèle structurel.

toute la population. En général, les réponses obtenues sont très faibles (par rapport à la méthode ETI notamment), ou significatives sur une population très spécifique (principalement les travailleurs indépendants). L'une des explications est la présence de frictions d'optimisation telles que les coûts d'attention et de changement, combinée au fait que le gain de revenu au *bunching* est faible en général (Chetty et al. 2011 ; Chetty 2012). Bien que cette méthode constitue une source convaincante d'identification, ces estimations sont de nature très locales, ce qui en limite la portée. Une revue de littérature de cette méthode a été faite par Kleven (2016), et une comparaison avec l'approche ETI par Aronsson et al. (2017¹⁷⁴). Des applications pour la France ont été réalisées par Lardeux (2018) sur la déduction fiscale liée à l'aide alimentaire, et par Aghion et al. (2017) pour les auto-entrepreneurs.

Expériences naturelles. Une autre approche consiste à exploiter des expériences quasi-naturelles à partir de réformes fiscales et sociales en comparant des groupes d'individu. Deux principales méthodes ont été utilisées dans la littérature sur la taxation : la méthode de Différence de différences (DiD) et de régression sur discontinuité (RD). La méthode par DiD compare l'évolution d'un groupe « traité » et un groupe « témoin » qui a des caractéristiques similaires entre deux ou plusieurs périodes. Ces méthodes ont été largement utilisées pour estimer les réformes d'incitation au travail. Eissa et Liebman (1996) utilisent les DiD pour identifier l'impact des réformes de l'EITC et montrent que les mères célibataires ont rejoint le marché du travail en réponse à la réforme (voir aussi les études de Meyer et Rosenbaum, 2001, Hotz et Scholz, 2003, Eissa et Hoynes 2004, Chetty et Saez 2013, Chetty et al, 2013). L'effet des réformes d'incitation au travail a été étudié dans d'autres pays, notamment les réformes du WFTC au Royaume-Uni (Blundell et al. 1998, Blundell et Hoynes 2000), la création du Prime Pour l'Emploi en France (Stancanelli, 2008, Arnaud et al, 2008, Lehmann et al, 2013) et du RSA activité (Briard et Sautory, 2012, Simonnet et Danzin (2014)). La majorité des études constatent un impact significatif de ces réformes sur le taux de participation des femmes, tandis que les résultats sont plus contrastés sur le RSA en France : Simonnet et Danzin (2014) constatent un impact positif sur le retour au travail des mères célibataires avec de jeunes enfants, tandis que Briard et Sautory (2012) ne trouvent aucune preuve de réaction de l'offre de travail au RSA activité. De nombreuses études ont évalué par DiD l'effet du « Self-Sufficiency Project » au Canada (et trouvé un effet positif sur le taux de participation) qui consistait à donner à un groupe traité (défini aléatoirement) une subvention en compensation d'une rentrée sur le marché du travail à temps plein (par exemple Card et Robins, 2005, Card and Hyslop, 2005). Bianchi et al. (2001) et Martinez, Saez et Siegenthaler (2018) évaluent l'effet de la réforme du prélèvement à la source en Islande et en Suisse respectivement, à l'aide de doubles différences. Les réformes des prestations familiales ont également été évaluées à l'aide de doubles différences (voir les études de Piketty (1998) et Givord et Marbot (2016) en France).

¹⁷⁴ Ils montrent que la méthode par *bunching* est plus précise que les estimateurs de régression (basés sur l'approche de Weber).

Par rapport au modèle structurel, l'approche à forme réduite est de plus en plus utilisée parce que les expériences naturelles offrent les meilleures sources d'identification. Toutefois, ces études n'exhibent que très rarement des élasticités cohérentes avec un cadre théorique. De plus, ces études ne donnent des résultats que pour un groupe démographique particulier, comme les femmes célibataires avec enfants, ce qui limite leur portée. Enfin, la définition des groupes témoins pose problème dans les approches en doubles différences lorsque les groupes traités et de contrôles sont affectés par des tendances préexistantes différentes (ce qui est par exemple le cas des femmes seules avec ou sans enfants pour l'évaluation de l'EITC aux États-Unis, voir Hotz et Scholz, 2003). En ce qui concerne cette question, les estimations de Régression sur Discontinuité (RD) sont meilleures puisque de part et d'autre de la discontinuité, "*the nature of individuals is as good as random*" (cf. Lemieux et Milligan, 2008). En France, Bargain et Vicard (2014) ont estimé par RD l'effet du RSA et obtiennent un effet non significatif. Carbonnier (2014) montre par RD un effet très négatif du taux d'imposition du 2^e apporateur de ressource sur son taux de participation sur le marché du travail.

2. Cadre conceptuel

2.1. Modèles théoriques

2.1.1. Modèle

Modèle avec n transferts pris en compte

L'objectif de cette section est d'expliquer la relation entre le revenu du travail et le taux marginal de prélèvements (TMP). Nous suivons le cadre de la littérature ETI (voir Saez et al., 2012), et en particulier le cadre de Lehmann et al. (2013). Tandis que ce cadre s'applique à l'impôt sur le revenu dans la littérature, nous le généralisons avec n différents types de barèmes d'imposition, en particulier les prestations monétaires sous conditions de ressources. On ne tient pas compte des cotisations sociales dans ces n transferts car les revenus bruts et super bruts (dont dépendent les cotisations sociales) ne sont pas disponibles dans les données¹⁷⁵.

¹⁷⁵ De plus, au cours de la période considérée, il n'y a pas eu de bonne réforme pour identifier l'élasticité des cotisations sociales (voir section 5.2.4). Par ailleurs, notons que l'élasticité des cotisations sociales a été estimée en France par Lehmann et al. (2013) et Bozio et al. (2017). Il convient également de noter que, pour tenir compte des cotisations, il faut modifier le cadre conceptuel pour tenir compte des différentes assiettes fiscales, comme le font Lehmann et al. (2013).

Les individus choisissent (c, z) où c est le revenu disponible et z le revenu net du travail ¹⁷⁶. Les individus maximisent une fonction d'utilité $U(c, z)$ qui augmente avec c et diminue avec z (car gagner un revenu du travail z plus élevé exige que le travailleur travaille plus, augmentant l). L'individu est soumis à une contrainte budgétaire que nous définissons par la suite. Le système socio-fiscal se compose de n transferts dépendant du revenu du travail net : impôt sur le revenu, minima sociaux, prestations familiales et de logement, etc. (voir la section suivante sur le contexte institutionnel en France). y^j est le revenu du travail moins le $j^{\text{ème}}$ transfert ($T^j(z)$). On a donc $y^j = z - T^j(z)$. Le taux de rétention marginal (TRMa) du transfert j est τ^j , et le taux de rétention moyen (TRMo) du transfert j est ρ^j avec $j= 1$ à n . C'est un modèle statique où il n'y a pas d'épargne et où la consommation est égale au revenu disponible.

Sur la partie linéaire de chaque barème d'imposition, en notant le revenu virtuel (hors revenu du travail) R^j , nous avons pour $j=1$ à n :

$$y^j = z\tau^j + R^j$$

$$\rho^j = \frac{y^j}{z} = \tau^j + \frac{R^{j-1}}{z}$$

Ainsi, le montant de l'impôt pour chaque transfert est pour j de 1 à n :

$$T^j(z) = z - y^j = (1 - \tau^j)z - R^j$$

Le revenu disponible est donc :

$$c = z - \sum_{j=1}^n T^j(z) = z - \sum_{j=1}^n \{(1 - \tau^j)z - R^j\} = z \left\{ 1 - n + \sum_{j=1}^n \tau^j \right\} + \sum_{j=1}^n R^j \quad (1)$$

Le revenu du travail est déterminé par la fonction comportementale marshallienne :

$$z = Z(\tau^1, \tau^2, \dots, \tau^n, R^1, R^2, \dots, R^n)$$

$$\text{La différentiation de cette fonction conduit à : } \Delta z = \sum_{j=1}^n \left(\Delta \tau^j \left(\frac{\partial z}{\partial \tau^j} \right) + \left(\Delta R^k \frac{\partial z}{\partial R^j} \right) \right)$$

Et donc en divisant par Z :

$$\frac{\Delta z}{z} = \sum_{j=1}^n \left(\frac{\Delta \tau^j}{\tau^j} \left(\frac{\tau^j}{z} \frac{\partial z}{\partial \tau^j} \right) + \left(\frac{\Delta R^j}{z} \frac{\partial z}{\partial R^j} \right) \right) \quad (2)$$

avec $\left(\frac{\tau^j}{z} \frac{\partial z}{\partial \tau^j} \right)$ l'élasticité non compensée par rapport au $j^{\text{ième}}$ taux de rétention marginal τ^j

Nous nous intéressons à l'élasticité compensée par rapport au TRMa qui est le paramètre pertinent pour les analyses de bien-être et de fiscalité optimale. Une réforme fiscale compensée est définie comme une modification simultanée du TRMa ($\Delta \tau^j$) et du revenu

¹⁷⁶ Notons que dans la littérature classique sur l'offre de travail, on s'intéresse aux heures de travail l . Le revenu du travail qui nous intéresse peut s'écrire $z=wl$ où w est le salaire horaire. Si dans la littérature sur l'offre de travail, w est exogène, il dépend de l'effort et des taux d'imposition (Blomquist et Selin, 2010) et peut être considéré comme endogène.

virtuel (ΔR^j), de sorte que le montant de l'impôt payé au revenu du travail initial z reste inchangé. Ainsi, si la réforme est compensée pour $j=k$ alors $\Delta R^k = -\Delta \tau^k z$, et si $j \neq k$ alors $\Delta \tau^j = \Delta R^k = 0$. Ensuite, en remplaçant dans (2) et en réarrangeant, nous avons

$$\frac{\Delta z}{z} = \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} \left(\frac{\tau^k}{z} \frac{\partial Z}{\partial \tau^k} - \tau^k \frac{\partial Z}{\partial R^k} \right)$$

En définissant β_τ^k l'élasticité compensée par rapport au TRMa du transfert k par l'expression de la parenthèse on retrouve l'équation de Slutsky :

$$\beta_\tau^k = \frac{\tau^k}{z} \left(\frac{\partial Z}{\partial \tau^k} \right) - \tau^k \frac{\partial Z}{\partial R^k} \quad (3)$$

Et réarrangeant l'équation (3), on a :

$$\begin{aligned} \frac{\tau^k}{z} \left(\frac{\partial Z}{\partial \tau^k} \right) &= \beta_\tau^k + \tau^k \frac{\partial Z}{\partial R^k} \\ \frac{\tau^k}{z} \left(\frac{\partial Z}{\partial \tau^k} \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} \right) &= \beta_\tau^k \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} + \frac{\partial Z}{\partial R^k} \Delta \tau^k \quad (4) \end{aligned}$$

En mettant l'équation (4) dans (2), on obtient :

$$\frac{\Delta z}{z} = \sum_{k=1}^n \left(\beta_\tau^k \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} + \frac{\partial Z}{\partial R^k} \left(\Delta \tau^k + \frac{\Delta R^k}{z} \right) \right) \quad (5)$$

Puis, en utilisant $\rho^k = \frac{y^k}{z} = \tau^k + \frac{R^k}{z}$ on a : $\Delta \rho^k = \Delta \tau^k + \frac{\Delta R^k}{z} - \frac{R^k}{z} \frac{\Delta z}{z}$

Il faut toutefois maintenir le revenu du travail à sa valeur initiale z^* pour avoir une réforme compensée (Lehmann et al. 2013), ce qui conduit à définir la variation du taux de rétention moyen du transfert k calculé en maintenant le revenu du travail fixé à sa valeur initiale $\Delta \bar{\rho}^k$ de la façon suivante :

$$\Delta \bar{\rho}^k = \Delta \tau^k + \frac{\Delta R^k}{z^*} \quad (6)$$

Donc en mettant l'équation (6) dans (5), on obtient

$$\frac{\Delta z}{z} = \sum_{k=1}^n \left(\beta_\tau^k \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} + \frac{\partial Z}{\partial R^k} \Delta \bar{\rho}^k \right)$$

Cela donne l'équation finale suivante, en définissant l'élasticité compensée par rapport aux TRMa du transfert k par : $\beta_\rho^k = \rho^k \frac{\partial Z}{\partial R^k}$ (7)

$$\frac{\Delta z}{z} = \sum_{k=1}^n \left(\beta_\tau^k \frac{\Delta \tau^k}{\tau^k} + \beta_\rho^k \frac{\Delta \bar{\rho}^k}{\rho^k} \right) \quad (8)$$

Modèle avec une fonction fiscale unique

Il est aussi possible de regrouper tous les transferts dans une fonction de taxe unique. Dans ce modèle, z est déterminé par la maximisation de $U(c, z)$ sous la contrainte budgétaire $c = z\tau + R$, où les paramètres qui comptent sont le TRMa global τ et le revenu virtuel global R .

Ces deux paramètres prennent en compte tous les transferts entre le revenu du travail z ¹⁷⁷ et le revenu disponible c . Par le même calcul que dans la section précédente, nous avons :

$$\frac{\Delta z}{z} = \beta_{\tau} \frac{\Delta \tau}{\tau} + \beta_{\rho} \frac{\Delta \bar{\rho}}{\rho} \quad (9)$$

Modèle pour les couples

Dans cette section, le cadre théorique est élargi pour permettre à chaque conjoint(e) de dépendre non seulement de son propre taux d'imposition et revenu virtuel, mais de ceux de son conjoint. En effet, les taux d'imposition moyens ou marginaux peuvent être différents pour chaque personne du ménage (mari, femme, enfant étudiant...) en raison de dispositifs individualisés (cotisations, *décote*, prime pour l'emploi, certaines déductions fiscales...) et de différences dans la définition du ménage selon les transferts. Par souci de simplicité, nous ne considérons dans cette section qu'un seul transfert qui est la somme de tous les transferts (impôt sur le revenu et prestations). Le revenu du travail du conjoint (z) est spécifié comme une fonction (marshallienne) du TRMa propre τ^s , du TRMa du conjoint, τ^{-s} , du revenu virtuel propre, R^s , et de celui du conjoint, R^{-s} (Gelber, 2014) :

$$z = Z(\tau^s, \tau^{-s}, R^s, R^{-s})$$

Le même calcul que dans la section 2.1.1.1.a (mais avec s et $-s$ au lieu de $2\dots n$) conduit à l'équation (10) :

$$\frac{\Delta z}{z} = \beta_{\tau}^s \frac{\Delta \tau^s}{\tau^s} + \beta_{\rho}^s \frac{\Delta \bar{\rho}^s}{\rho^s} + \beta_{\tau}^{-s} \frac{\Delta \tau^{-s}}{\tau^{-s}} + \beta_{\rho}^{-s} \frac{\Delta \bar{\rho}^{-s}}{\rho^{-s}} \quad (10)$$

2.1.2. Prédiction des modèles de références

Prévisions du modèle de référence de l'offre de travail

Dans le modèle de référence de l'offre de travail, z (ou l si $z=wl$ et w est exogène) est déterminé par la maximisation de $U(c, z)$ sous la contrainte budgétaire $c = z\tau + R$, et donc :

$$z = \operatorname{argmax}_z U(z\tau + R, z) = \Omega(\tau, R)$$

En rapprochant la contrainte budgétaire de ce modèle à l'équation (1), on obtient :

$$\tau = 1 - n + \sum_{j=1}^n \tau^j \quad \text{et} \quad R = \sum_{j=1}^n R^j$$

¹⁷⁷ On peut aussi considérer z comme le coût du travail : dans ce cas, le TRMa prend également en compte les cotisations sociales.

Dans le modèle expliqué ci-dessus, le revenu du travail z était déterminé par la fonction comportementale $z = Z(\tau^1, \tau^2 \dots \tau^n, R^1, R^2 \dots, R^n)$

Ainsi, nous avons : $\Omega(\tau, R) = Z(\tau^1, \tau^2 \dots \tau^n, R^1, R^2 \dots, R^n)$

Différencier les deux côtés de l'équation donne :

$$\frac{\partial Z}{\partial \tau^k} = \frac{\partial \Omega}{\partial \tau} \quad \text{et} \quad \frac{\partial Z}{\partial R^k} = \frac{\partial \Omega}{\partial R} \quad \text{pour } k \text{ entre } 1 \text{ et } n$$

$$\text{En utilisant (3) nous avons : } \beta_{\tau}^k = \frac{\tau^k}{z} \frac{\partial Z}{\partial \tau^k} - \tau^k \frac{\partial Z}{\partial R^k} = \tau^k \left(\frac{1}{z} \frac{\partial \Omega}{\partial \tau} - \frac{\partial \Omega}{\partial R} \right)$$

$$\text{En utilisant (7) nous avons : } \beta_{\rho}^k = \rho^k \frac{\partial Z}{\partial R^k} = \rho^k \left(\frac{\partial \Omega}{\partial R} \right)$$

$$\text{Et donc : } \frac{\beta_{\tau}^1}{\tau^1} = \frac{\beta_{\tau}^2}{\tau^2} = \dots = \frac{\beta_{\tau}^n}{\tau^n} \quad \text{et} \quad \frac{\beta_{\rho}^1}{\rho^1} = \frac{\beta_{\rho}^2}{\rho^2} = \dots = \frac{\beta_{\rho}^n}{\rho^n} \quad (11)$$

Nous testons dans la partie résultat cette prédiction en estimant empiriquement chaque élasticité.

Prédictions du modèle unitaire de décision familiale

Le modèle unitaire de décision familiale est basé sur la maximisation d'une seule fonction d'utilité $U(c, z)$ au niveau du ménage dans lequel il est supposé une mise en commun des ressources (income pooling) et des décisions communes. Ce modèle donne deux prédictions centrales (Blundell et MaCurdy, 1999).

(i) Premièrement, le revenu d'une personne doit réagir de la même façon à son revenu non gagné R^s et au revenu virtuel de son conjoint (R^{-s}). En effet, dans le modèle unitaire de la famille, le ménage fonctionne comme un agent individuel qui met en commun son revenu non gagné et réagit de la même manière à celui du 1^{er} apporteur de ressource ou le 2^e.

(ii) Deuxièmement, la famille maximise la fonction d'utilité $U(c, z)$ sous la contrainte budgétaire $c = z\tau + R$, avec τ le TRMA du couple et R le revenu virtuel du couple. La théorie standard de demande de consommation indique que la matrice de Slutsky de consommation de biens doit être symétrique (Gelber, 2012). Cela conduit à la prédiction que la réponse compensée du revenu d'une personne (1^{er} apporteur de ressource) au taux marginal de son conjoint (2^e apporteur de ressource) doit être égal à la réponse compensée du revenu du conjoint au taux marginal de la personne (1^{er} apporteur de ressource).

Finalement, le modèle prédit les deux égalités suivantes :

$$\beta_{\rho}^s = \beta_{\rho}^{-s} \quad \text{et} \quad \beta_{\tau}^s = \beta_{\tau}^{-s} \quad (12)$$

Nous testons également cette prédiction dans l'estimation empirique.

2.2. Modélisation empirique

La contrepartie empirique de l'équation (8) est estimée pour une personne i employée aux dates $t-1$ et t :

$$\Delta \log z_{i,t} = \alpha + \sum_{k=1}^n \left(\beta_{\tau}^k \Delta \log \tau_{i,t}^k + \beta_{\rho}^k \Delta \bar{\rho}_{i,t}^k \right) + \gamma X_{i,t-1} + \delta I_t + \varphi \log z_{i,t-1} + \sum_{1}^{10} \vartheta \text{splines}(z_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (13)$$

Avec

- $z_{i,t}$ le revenu du travail de l'individu i à la période t ,
- Δ la différence temporelle entre les dates t et $t-1$,
- β_{τ}^k est notre paramètre d'intérêt, l'élasticité compensée par rapport au TRMa du transfert k : il est égal au pourcentage de variation du revenu du travail associé à une augmentation de 1% du TRMa.
- β_{ρ}^k est l'élasticité par rapport au TRMo du transfert k : il est égal au pourcentage de variation du revenu du travail associé à une augmentation de 1% du TRMo.
- $X_{i,t-1}$ un vecteur de caractéristiques individuelles et de l'entreprise observées à la période de base (c'est-à-dire $t-1$),
- I_t des indicatrices temporelles
- $\mu_{i,t}$ un terme d'erreur qui reflète une hétérogénéité non observée et variable dans le temps.

L'équation (13) est estimée par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS), qui fournit des estimateurs locaux sur les traités (LATE : Local Average Treatment Effect) comme montré par Angrist, Imbens, et Rubin (1996). L'utilisation d'un modèle de première différence permet de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée et invariable dans le temps, comme les caractéristiques des individus et des entreprises, ou des préférences différentes pour le travail et les loisirs. Des variations temporelles d'un an sont utilisées du fait des données qui ne permettent d'apparier que deux années¹⁷⁸ (voir la section sur les données) : nous estimons donc une réponse de court terme. Certains articles ont utilisé une période de trois ans (Gruber & Saez 2002, Kleven & Schulz 2014) pour estimer les réponses à moyen terme, mais Weber (2014) montre que le résultat mélange une réponse de court, moyen et long terme, ce qui complique l'interprétation. De plus, les estimations ne sont pas affectées par ces choix de différence temporelle selon les estimations de Weber (2014). Il faut aussi noter que cette spécification suppose qu'il n'y a pas de points d'accumulation locaux aux discontinuités des

¹⁷⁸ Notez que même si nous disposons de données sur le revenu du travail pour trois années consécutives (pour les salariés), cela ne suffit pas pour calculer le taux marginal d'imposition en $t-2$ pour estimer l'équation avec une différence de deux retards : nous avons besoin de la composition familiale, du revenu du capital et des caractéristiques individuelles pour chaque année.

taux marginaux pour ne pas créer de biais dans l'estimation (Kleven et Schulz 2014); puisque Lardeux (2018) ne trouve aucune accumulation sur le revenu du travail en France, cela ne devrait pas être un problème pour l'estimation.

Selon l'équation (8), $\bar{\rho}_{i,t}^k$ est la variation du taux de rétention moyen du transfert k calculé en maintenant le revenu du travail fixé à sa valeur initiale. Ainsi, $\Delta \log \bar{\rho}_{i,t}^k = \log \bar{\rho}_{i,t}^k - \log \rho_{i,t-1}^k$

et $\bar{\rho}_{i,t}^k = 1 - \frac{T^k(\bar{z}_{i,t-1})}{z_{i,t-1}}$ avec $k=1$ à n ; et $\bar{z}_{i,t-1} = z_{i,t-1} \times \pi_{t-1}$ où π_{t-1} représente l'inflation entre

les années $t-1$ et t .

Le problème méthodologique le plus évident dans l'estimation de l'équation (13) concerne l'endogénéité des taux de rétention marginal, qui crée une corrélation entre $\Delta \log \tau_{i,t}^k$, $\Delta \log z_{i,t}$ et terme d'erreur. Pour traiter cette endogénéité du TRMa $\tau_{i,t}^k$, nous avons besoin d'un instrument. L'instrument de loin le plus utilisé (Auten & Carroll 1999, Gruber & Saez 2002...) est la valeur de $\tau_{i,t}^k$ si le revenu individuel était $\bar{z}_{i,t-1}$ (revenu de l'année $t-1$ corrigé de l'inflation entre $t-1$ et t) et si la législation fiscale était celle de l'année t . Cet instrument est donc exogène aux revenus après réforme.

L'instrument (que nous nommerons "type I" comme dans Lehmann et al., 2013) pour $\Delta \log \tau_{i,t}^k$ est donc $\Delta \log \bar{\tau}_{i,t}^k = \log \bar{\tau}_{i,t}^k - \log \tau_{i,t-1}^k$ avec $\bar{\tau}_{i,t}^k = 1 - \frac{\partial T_t^k(\bar{z}_{i,t-1})}{\partial z_{i,t-1}}$. Cet instrument est parfois appelé taux mécanique, synthétique ou prévisionnel de rétention marginal.

Mais l'instrument dépend des revenus avant réforme (en $t-1$) et peut donc être corrélé avec le terme d'erreur si le revenu avant réforme est corrélé avec le terme d'erreur. Cela peut arriver dans deux cas : (1) lorsqu'il y a des changements non fiscaux dans les revenus du travail qui peuvent affecter différemment des groupes; ou (2) du fait d'un phénomène de retour vers la moyenne (cf. revue de littérature en section 1 pour plus de détail). Auten et Carroll (1999) et Saez (1999) ont traité ces deux sources de problème en ajoutant le revenu initial comme variables de contrôle : de façon linéaire pour Auten et Carroll (1999) et avec une forme fonctionnelle plus riche sous forme de splines¹⁷⁹ pour Gruber et Saez (2002). L'une des difficultés tient au fait que ces contrôles et les instruments dépendent de la même variable (le revenu initial de l'année de base), ce qui peut " détruire l'identification " (Gruber et Saez 2002) s'il n'y a que deux années de données. Ce risque est peu probable dans cette étude du fait : (1) du nombre d'années de données (9 années, voir section 4) ; (2) des hausses et baisses de taux marginaux qui ont eu lieu entre 2006 et 2015 qui sont des fonctions non linéaires du revenu avant la réforme (section 3), de l'asymétrie des modifications de taux marginaux pour un même niveau de revenu (via réforme du quotient familial), (3) de l'utilisation de périodes avec et sans changements fiscaux (Thoresen et Vatto, 2015). Compte tenu de ce qui précède et du fait que la distribution des revenus est relativement stable en France, nous nous attendons à

¹⁷⁹ Les 'splines' sont des fonctions linéaires par morceaux avec cinq, dix composants ou plus.

ce que les variations fiscales utilisées ne soient pas systématiquement corrélées avec le niveau de revenu avant la réforme et donc à ce que la question du contrôle des effets du revenu avant la réforme soit moins grave que dans les études américaines (voir résultats). Dans les tests de robustesse, nous testons diverses méthodes de contrôle des revenus avant la réforme, en particulier celle de Kopczuk qui prend en compte des splines de l'écart logarithmique entre le revenu initial et le revenu de l'année précédente, $\log z_{i,t-1} - \log z_{i,t-2}$ (pour tenir compte du retour moyen et autres effets transitoires du revenu) et des splines du revenu du travail de l'année précédente (pour contrôler des changements hétérogènes dans la distribution du revenu)¹⁸⁰.

Des tests de robustesse sont aussi effectués sur les instruments. Nous testons ainsi l'instrument proposé par Weber (2014)¹⁸¹ qui est aussi basé sur la même idée d'évolution « mécanique » du TRMa mais en remplaçant le revenu initial par un revenu retardé. L'instrument correspond ainsi à la valeur de $\tau_{i,t}^k$ après réforme fiscale si les revenus des individus étaient ceux des années précédentes (année $t-2$, $t-3$, ...). Weber (2014) souligne que les instruments sont exogènes avec deux retards (en utilisant $\log z_{i,t-2}$) et qu'ils deviennent plus exogènes à mesure que les retards de revenu utilisés pour construire les instruments augmentent. Étant donné que les données utilisées contiennent les revenus du travail pour les années $t-1$ et $t-2$ pour les salariés (mais pas pour les travailleurs indépendants), nous pouvons tester sur cette population un instrument de type II (ou aussi appelé " type Weber " dans la littérature) qui est la valeur de $\tau_{i,t}^k$ si le revenu de l'individu i était $\bar{z}_{i,t-2}$ (ajusté par l'inflation) et la législation fiscale était celle de l'année t .

Ainsi, l'instrument de type II (ou de type Weber) pour le $\Delta \tau_{i,t}^k$ est

$$\Delta \log \bar{\tau}_{i,t}^k = \log \bar{\tau}_{i,t}^k - \log \tau_{i,t-1}^k \quad \text{avec} \quad \bar{\tau}_{i,t}^k = 1 - \frac{\partial T_t^k(\bar{z}_{i,t-2})}{\partial \bar{z}_{i,t-2}}.$$

Toutefois, dans ces instruments utilisés dans la littérature, il semble y avoir une incohérence : d'un côté l'instrument est construit en supposant qu'en l'absence de réponse comportementale, les revenus évoluent selon un taux de croissance commun à tous les groupes (l'inflation) ; d'un autre côté, l'identification repose sur un contrôle précis des hétérogénéités des évolutions des revenus des différents groupes (cf. supra), sans que ces hétérogénéités ne soient prises en compte pour le calcul de l'évolution de l'instrument. Il est possible de surmonter cette contradiction en modélisant l'évolution du revenu du travail en tenant compte des hétérogénéités de tendances et de retour à la moyenne selon les niveaux de revenus, c'est à dire par une équation (14) dépendant des mêmes contrôles que l'équation (13) mais sans prendre en compte la fiscalité.

¹⁸⁰ Comme le revenu de l'année $t-2$ n'est pas connu pour l'ensemble de la population (seulement pour les employés), nous adoptons la spécification de Gruber et Saez dans notre spécification de base et nous testons les contrôles de robustesse de Kopczuk (2005) pour les employés seulement.

¹⁸¹ Cet instrument a également été utilisé par Lehmann et al. (2013).

$$\Delta \log z_{i,t} = \alpha + \gamma + \gamma X_{i,t-1} + \delta I_t + \phi \log z_{i,t-1} + \sum_1^{10} \vartheta \text{splines}(z_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (14)$$

Ce modèle sert dans un deuxième temps à décrire l'évolution contrefactuelle des revenus s'il n'y avait pas de réforme socio-fiscale, qui est donc hétérogène pour chaque individu à la place d'être homogène pour tous (car extrapolée par l'inflation) dans les instruments classiques. Ce nouvel instrument devrait donner des résultats proches des autres si la méthode est robuste. Nous testons cette prédiction en simulant ce nouvel instrument dans mes tests de robustesse.

Notons enfin que la contrepartie empirique de l'équation (9) (en prenant en compte l'ensemble des transferts) est spécifiée de la même manière que l'équation (13) et estimée de la même manière que ce qui a été indiqué précédemment (2SLS) :

$$\Delta \log z_{i,t} = \alpha + \beta_\tau \Delta \log \tau_{i,t} + \beta_\rho \Delta \bar{\rho}_{i,t} + \gamma X_{i,t-1} + \delta I_t + \phi \log z_{i,t-1} + \sum_1^{10} \vartheta \text{splines}(z_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (15)$$

Avec :

- β_τ l'élasticité compensée par rapport au TRMa de l'ensemble des transferts.
- β_ρ l'élasticité par rapport au TRMo de l'ensemble des transferts.

3. Législation et réformes utilisées

Cette section s'attache à décrire les réformes fiscales et sociales intervenues en France au cours de la période 2006-2015 utilisées comme sources d'identification. Nous passons en revue ici uniquement les réformes qui affectent les taux marginaux de prélèvements (TMP) du revenu net du travail¹⁸², c'est à dire les réformes de l'impôt sur le revenu et des prestations sous conditions de ressources (pour lesquels le montant prélevé ou reçu est fonction du revenu du travail y_i de l'individu ou y_h du ménage¹⁸³). Il faut noter que le revenu pris en compte est différent pour chaque transfert¹⁸⁴ : nous n'entrons pas dans ce niveau de détail par la suite dans un souci de simplification, mais ces différences sont prises en compte dans la simulation de chaque transfert (cf. section 4.3).

¹⁸² Les allocations logements ne sont notamment pas prises en compte car elles n'ont pas été réformées sur la période.

¹⁸³ Ainsi, les réformes sur les revenus du capital (comme la réforme qui affecte l'imposition du dividende en 2013) et les réformes sur les cotisations sociales ne sont pas prises en compte.

¹⁸⁴ En fonction notamment des exonérations et de la définition du ménage prise en compte.

3.1. Réformes de l'impôt sur le revenu

Avant de détailler les réformes de l'impôt sur le revenu prises en compte, les caractéristiques de l'impôt sur le revenu en France sont rappelées brièvement.

L'impôt sur le revenu en France est calculé au niveau du foyer fiscal (qui diffère de la notion habituelle de ménage¹⁸⁵). Un certain nombre de parts fiscales k est affecté à chaque ménage fiscal en fonction de sa composition¹⁸⁶. Le revenu imposable de tous les membres du foyer fiscal (noté y_h) est additionné puis divisé par le nombre de parts fiscales pour déterminer le « quotient familial » imposé l'année suivante (y_h/k). Celui-ci est imposé selon un barème d'impôt progressif classique (fonction notée $T_{IR}(\cdot)$) composé de nombreuses tranches associées à un taux marginal d'imposition (voir tableau 2). Enfin, l'impôt sur le revenu du foyer fiscal (T_{IR}) est calculé en multipliant l'impôt dû par part fiscale, par le nombre de part k : $T_{IR} = k T_{IR}(y_h/k)$. Compte tenu de la convexité du barème de l'impôt sur le revenu $T_{IR}(\cdot)$, l'application du *quotient familial* réduit l'imposition des ménages si k est supérieur à un. Toutefois, il existe un plafond de l'avantage fiscal dû aux personnes dépendantes liées au *quotient familial*.

Le système de *décote* contribue à modifier le taux marginal d'imposition dans le bas de l'échelle. Elle réduit l'IR des individus proches du seuil d'entrée dans l'impôt, mais relève les taux marginaux pour ces derniers. Ce mécanisme est caractérisé par deux paramètres, S (la pente) et r (le seuil). Les contribuables sont exonérés d'impôt tant que $T_{IR} < S \cdot r / (1+r)$ et font face à un taux marginal d'imposition multiplié par un facteur $1 + r$ si $r \cdot S / (1 + r) < T_{IR} < S$ (voir Pacifico et Trannoy 2015 et Lardeux 2018 pour plus de détails). Ainsi, ce mécanisme de *décote* crée *de facto* une nouvelle première tranche d'imposition (à 21 % au lieu de 14 % en 2014) pour les individus seuls.

Enfin différents dispositifs viennent compléter ce calcul de l'impôt sur le revenu et peuvent avoir des effets sur les taux marginaux : les réductions et crédits d'impôt, la Prime pour l'emploi, et le seuil de perception de l'impôt.

Au cours de la période 2006-2015, plusieurs réformes de l'impôt sur le revenu ont eu lieu.

1/ Tout d'abord, le nombre de tranches et les taux marginaux d'imposition ont été modifiés à plusieurs reprises (cf. tableau 6) :

- En 2007, le nombre de tranches a été ramené de 7 à 5 et le TMP et l'assiette fiscale ont changé. Le changement du nombre de tranches a conduit à modifier le TMP pour certaines personnes proches des seuils initiaux. La modification des TMP a été

¹⁸⁵ En effet, deux personnes vivant en couple ne sont considérées par l'administration comme un foyer fiscal que si elles sont mariées ou liées par un pacte civil.

¹⁸⁶ Le mari et la femme comptent pour une unité, les deux premières personnes à charge comptent pour une demi-unité chacune, la troisième et les suivantes comptent pour une unité chacune.

compensée par l'élargissement de l'assiette fiscale, à l'exception des revenus les plus élevés¹⁸⁷, pour lesquels le TMP supérieur a baissé de 48,1 % à 40 %.

- En 2012, deux tranches supplémentaires ont été créées pour les personnes (célibataires) gagnant plus de 250 000 euros (deux fois plus pour les couples) et 500 000 euros ("*contribution exceptionnelle sur les hauts revenus*"), de 3% et 4% ;
- En 2013, une tranche supplémentaire a été créée à 45 % pour les revenus supérieurs à 150 000 euros. Elle conduit à un TMP supérieur de 49 % compte tenu de la réforme de 2012 ;
- En 2014, une réduction d'impôt exceptionnelle a eu lieu dans le bas de la distribution. Cette réduction est de 350 euros pour une personne seule dont le revenu imposable net est inférieur à 13 795 euros. Ensuite, entre 13 795 euros et 14 144 euros (zone différentielle) pour une personne seule, lorsque le revenu fiscal de référence augmente d'un euro, la réduction exceptionnelle diminue également d'un euro. Ce mécanisme porte le taux marginal à 121 % dans la zone différentielle pour les personnes seules et 114 % pour les couples (voir Sicsic, 2018). Une réforme similaire a eu lieu en 2009 ;
- En 2015, la première tranche a été supprimée et le paramètre *S* de la décote a été modifié (de 0,5 à 1), ce qui a pour conséquence de multiplier le TMP de la première tranche par 2 et non par 1,5 comme précédemment.

La figure 14 résume les changements des taux marginaux supérieurs et inférieurs, avec et sans prise en compte de la décote et de la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus.

2/ Les seuils de l'impôt sur le revenu et de la *décote* ont été modifiés (tableau 6) :

- Entre 2011 et 2013, les seuils de l'impôt sur le revenu n'ont pas été ajustés en fonction de l'inflation, ce qui a généré un "bracket creep" (utilisé par Saez 2003 comme source d'identification). Cette réforme a conduit 200 000 ménages à payer l'impôt sur le revenu pour la première fois entre 2011 et 2012 et induit 20 millions d'euros de recettes fiscales supplémentaires pour le gouvernement en 2013.
- Les seuils fiscaux de la *décote* ont augmenté beaucoup plus que l'inflation en 2013, 2014 et 2015 (+9,3%, +5,5% et +11,7% pour les personnes seules et +84% pour les couples en 2015). En conséquence et en plus du changement du paramètre *S*, les taux marginaux d'imposition ont été significativement affectés en 2015, notamment pour les couples. Par exemple, les personnes en couple ayant un revenu compris entre 2.1 et 2,7 SMIC ont été confrontées en 2015 à un TMP deux fois plus élevé (voir Figure 14) par rapport à celui de 2014 (28 % VS 14 %) ¹⁸⁸.

¹⁸⁷ La réforme a supprimé l'abattement professionnel de 20 % sur les revenus salariaux, les pensions et certains revenus non salariaux du travail et a augmenté de 1,25 % l'assiette fiscale des autres indépendants. L'objectif de l'élargissement était d'améliorer le système fiscal sans modifier le niveau final des taux d'imposition, mais étant donné que l'abattement de 20 % était plafonné à 24 020 euros (pour 133 444 euros de revenu imposable), la réforme a réduit le TMP supérieur. Cette réforme a donc eu un coût : 3,6 Mds euros.

¹⁸⁸ À part une zone autour de 2,25 SMIC où le TMP diminue en raison de la "réduction exceptionnelle" de 2014 (qui a

3/ Le plafond de l'avantage fiscal lié au quotient familial a diminué en 2013 et 2014 (de 2336 à 2000 euros en 2013 et 1500 euros en 2014 par enfant). Cette réforme a conduit à des variations différentes du TMP pour un même niveau de revenu en fonction de la composition de la famille (voir figure 15) et constitue donc une source d'identification très convaincante¹⁸⁹.

4/ Les heures supplémentaires ont été exonérées de l'impôt sur le revenu en 2007, et ont été à nouveau imposées en 2013¹⁹⁰.

5/ Enfin, les déductions et crédits d'impôt (par exemple pour l'investissement locatif), ainsi que le plafonnement de ces déductions fiscales (en 2009 notamment) ont subi de nombreuses modifications.

À noter que les indépendants ont fait l'objet de réformes spécifiques (création du statut d'*auto-entrepreneur* en 2009). Ces réformes sont partiellement prises en compte.

Tableau 6. Paramètres de l'impôt sur le revenu en France selon l'année de législation

	paramètres	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015		
		Tranche	b1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
b2	4 412		5 614	5 687	5 852	5 875	5 963	5 963	5 963	6 011	0		
b3	8 667		11 198	11 334	11 673	11 720	11 896	11 896	11 896	11 991	9 690		
b4	15 274		24 872	25 195	25 926	26 030	26 420	26 420	26 420	26 631	26 764		
b5	24 731		66 679	67 546	69 505	69 783	70 830	70 830	70 830	71 397	71 754		
b6	40 241								250 000	150 000	151 200	151 956	
b7	49 624								500 000	250 000	250 000	250 000	
b8									500 000	500 000	500 000	500 000	
Impôt sur le revenu	TMP	mtr1	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	
		mtr2	6,83%	5,5%	5,5%	5,5%	5,5%	5,5%	5,5%	5,5%	5,5%	0%	
		mtr3	19,14%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	
		mtr4	28,26%	30%	30%	30%	30%	30%	30%	30%	30%	30%	
		mtr5	37,38%	40%	40%	40%	40%	41%	41%	41%	41%	41%	
		mtr6	42,62%							44%	45%	45%	45%
		mtr7	48,09%							45%	48%	48%	48%
		mtr8								49%	49%	49%	49%
Décote	S	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	1		
	r1 (simple)	814	828	838	862	866	878	878	960	1016	1135		
	r2 (couple)	814	828	838	862	866	878	878	960	1016	1870		

Lecture : Le TMP auquel fait face un individu est mtr2 si le revenu imposable est compris entre b2 et b3.

À noter que dans le tableau, nous avons additionné depuis 2012 la " contribution exceptionnelle sur les hauts revenus " (de 3% au-dessus de 250 000 euros et 4% au-dessus de 500 000 euros) au TMP supérieure pour des raisons de simplicité mais l'assiette fiscale n'est pas exactement la même.

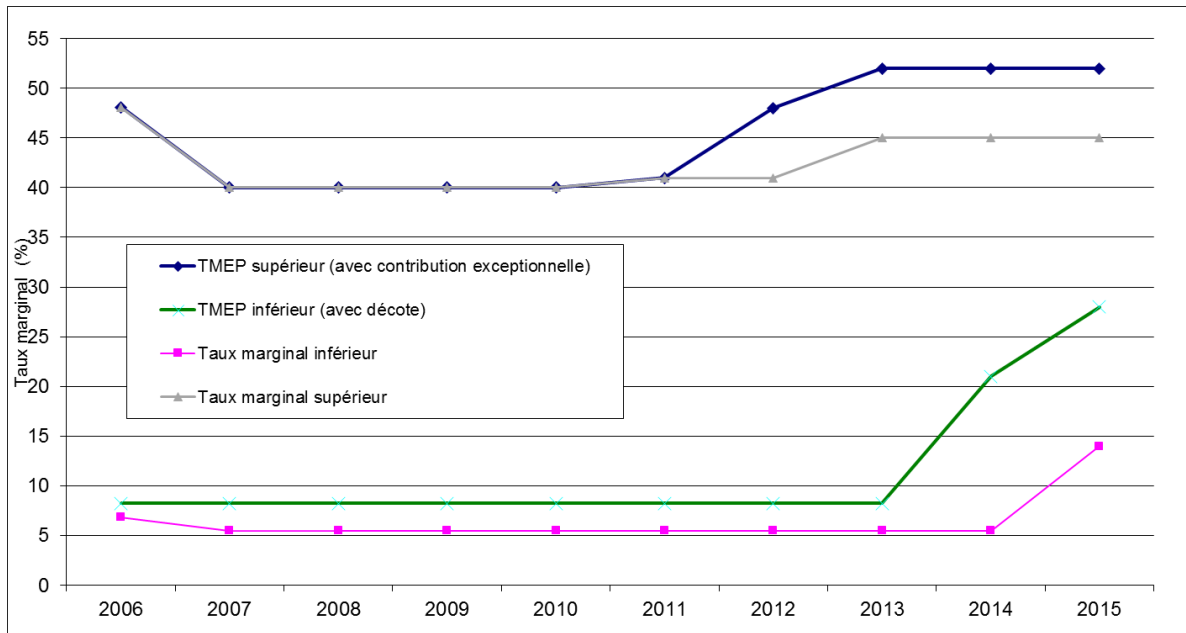
Source : législation, DGFIP

conduit à un TMP de 114%, cf. supra).

¹⁸⁹ Ce type de réforme a déjà été utilisé par Piketty (1999) et Cabannes et al. (2014) pour estimer une ERI.

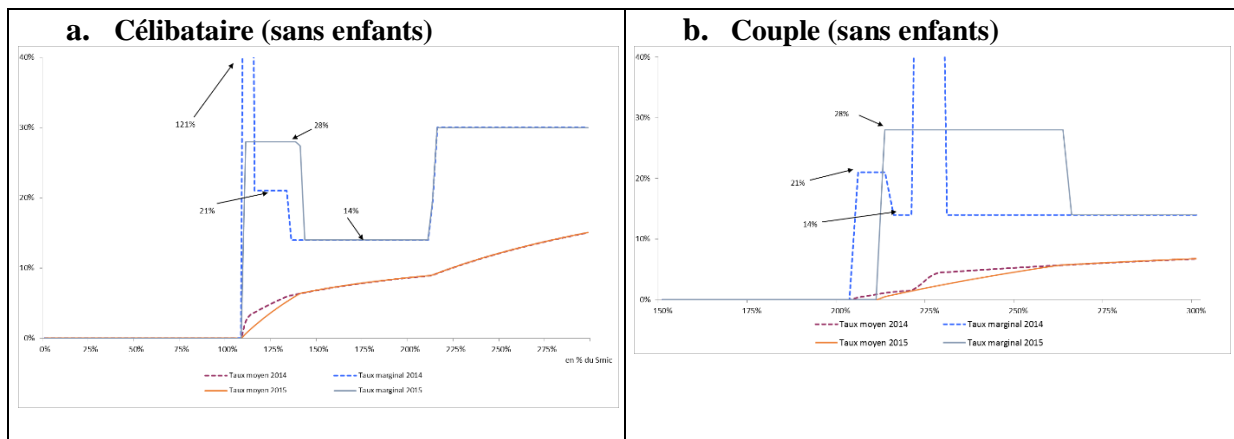
¹⁹⁰ Cf. Cahuc et Carcillo (2014) pour plus de détails. Ils montrent que cette réforme n'a pas eu d'impact significatif sur les heures travaillées mais qu'elle a eu un impact sur l'optimisation fiscale.

Figure 14. TMEP supérieur et inférieur de l'impôt sur le revenu



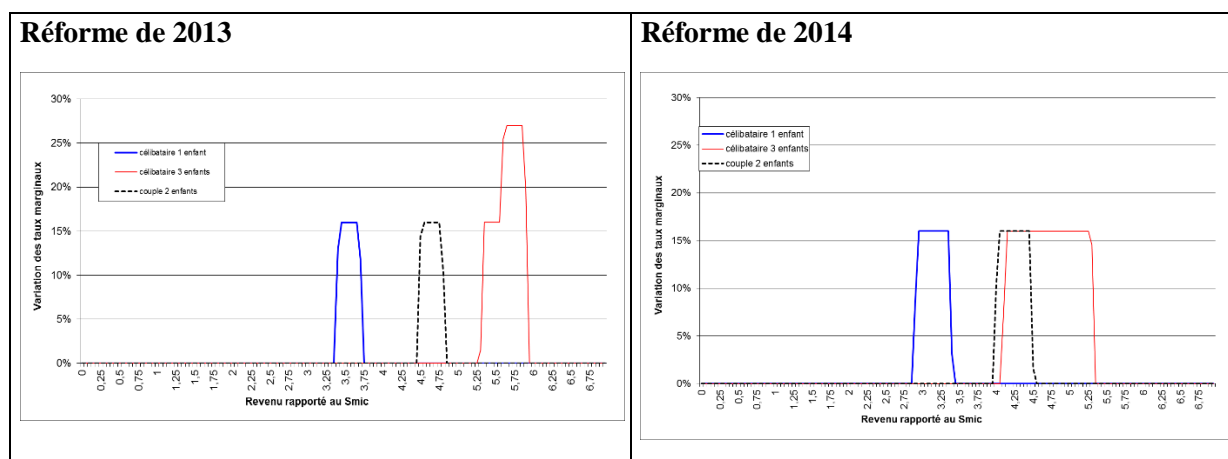
Source : législation, calcul de l'auteur

Figure 15. Effet de la réforme de la décote en 2015 sur le taux marginal et moyen d'imposition



Note : Le graphique montre les taux d'imposition marginaux (en bleu) et moyens (en rouge) en 2014 (en pointillés) et 2015. L'axe des abscisses représente le revenu sous forme de fraction du salaire minimum. Source : législation, calcul de l'auteur

Figure 16. Effet des réformes du plafonnement du quotient familial sur les TMP



Note : Le graphique montre l'évolution du taux marginal d'imposition (axe des y) due à la réforme du plafond du quotient familial en 2013 pour différentes configurations familiales (bleu pour une personne seule avec un enfant, rouge pour une personne seule avec 3 enfants) en fonction du niveau de revenu (rapporté au Smic, axe des x).

Source : législation, calcul de l'auteur

3.2. Réformes des prestations sous condition de ressources

Les prestations sous conditions de ressources ont le même principe : une prestation est accordée en dessous d'un seuil et diminue après ce seuil, ce qui conduit à un taux marginal positif entre ce seuil et un autre seuil (niveau de revenu où les prestations ne sont plus versées¹⁹¹). Nous prenons en compte les prestations qui ont été réformées entre 2006 et 2015.

La principale réforme sur la période 2006-2015 est la création du RSA en 2009. Avant 2009, le *revenu minimum d'insertion* (RMI) était le principal minima social et comme tous les autres minima¹⁹² il était associé à un taux marginal d'imposition de 100 % par rapport au revenu net du travail à partir des premiers euros gagnés à moyen terme¹⁹³. En 2009, le Revenu de Solidarité Active (*RSA*) a été créé pour remplacer à la fois le RMI et l'Allocation parent isolé avec la différence majeure que le taux marginal du RSA est de 38 % : le RSA permet d'atteindre un revenu garanti égal à un montant forfaitaire plus 62 % des revenus d'activité. Concrètement, le RSA est composé de deux parties : le RSA socle qui remplace exactement le *RMI* avec un taux marginal de 100% ; et le RSA activité qui est un dispositif d'incitation à l'emploi dont l'objectif est de garantir que travailler plus augmente systématiquement le revenu disponible. Le RSA activité a un TMP négatif dans une première zone progressive (-62%) puis positif dans la zone dégressive (+38%).

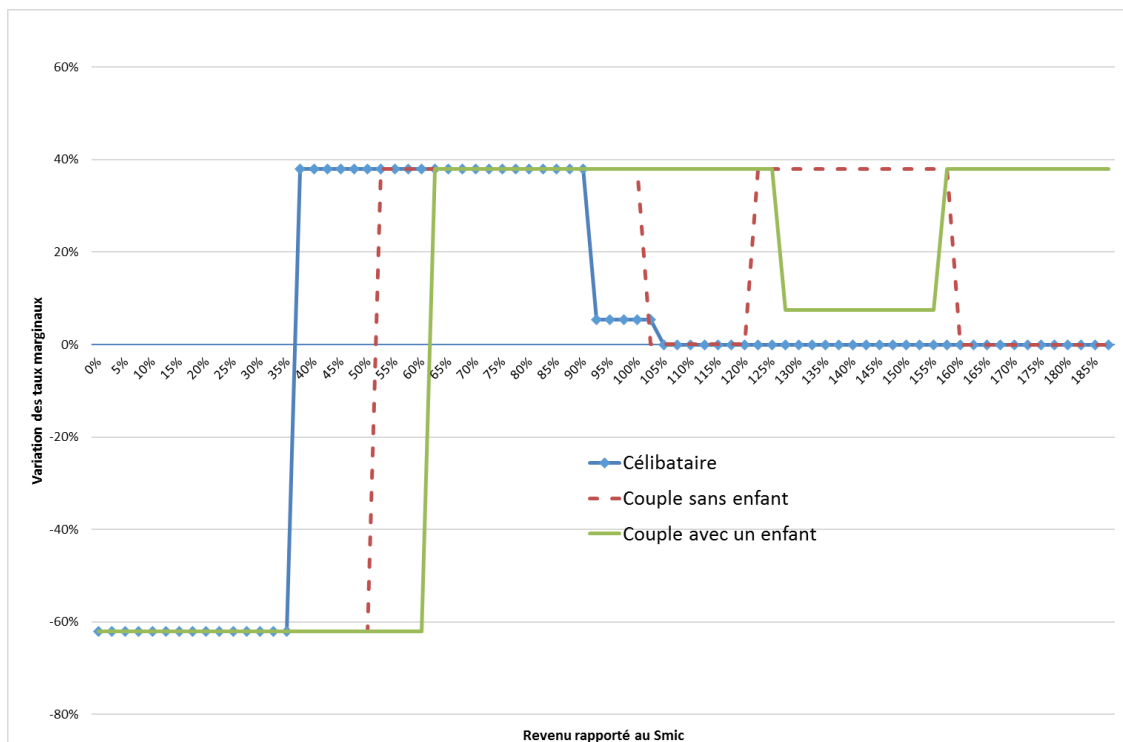
¹⁹¹ Il faut noter que le TMP peut être infini en raison du seuil en deçà duquel la prestation n'est pas versée. Ce seuil existe également pour l'impôt sur le revenu.

¹⁹² D'autres minima sociaux visent des populations spécifiques comme les personnes handicapées (AAH), les personnes âgées (ASPA) ou les invalides (ASI). Dans le cas de l'ASI, la prestation est un montant forfaitaire en dessous d'un seuil et diminue ensuite (la zone de revenu associée à un TMP de 100 % est ainsi déplacée vers la droite).

¹⁹³ À court terme, il existait cependant des mécanismes d'intéressement atténuant la perte du RMI.

Comme le montre la figure 17, la réforme du RSA a eu un effet différent sur les TMP selon la configuration familiale : pour une personne ayant un revenu égal à 50 % du salaire minimum, l'effet est de +38 % si elle est célibataire et de -62 % si elle est en couple avec un enfant ; pour une personne ayant un revenu égal à 1 salaire minimum, l'effet est de +38 % si elle est en couple et de 5 % si elle est seule ; pour une personne ayant un revenu égal à 150 % du salaire minimum, il est de +38 % si elle est en couple sans enfant, de +7% si elle est en couple avec un seule enfant, et sans effets si elle est seule. Ces effets hétérogènes en fonction de la configuration familiale constitueront une bonne source d'identification pour la stratégie économétrique.

Figure 17. Effet de la création du RSA activité sur les Taux Marginaux de Prélèvements



Source : législation, calcul de l'auteur

Enfin, certaines prestations familiales ont également été largement modifiées¹⁹⁴ :

- Les "allocations familiales" (ci-après dénommées "AF") sont destinées aux parents de deux enfants ou plus. Avant 2014, cette allocation ne dépendait pas des revenus et bénéficiait à plus de 5 millions de familles en France. Depuis 2015, cette allocation a été conditionnée aux ressources : elle est réduite de moitié lorsque les ressources annuelles dépassent 67 140 euros et divisée par quatre au-delà de 89 490 euros. Il existe un mécanisme dégressif pour atténuer les effets de seuil, induisant un taux marginal d'imposition de 100 % dans les deux zones dégressives juste après les seuils.

¹⁹⁴ L'allocation de soutien familial (ASF) a bénéficié de revalorisation importante entre 2013 et 2015 mais nous ne la prenons pas en compte car elle n'est pas sous condition de ressource.

- La « Prestation d'accueil du Jeune Enfant » (PAJE) est une allocation mensuelle versée aux familles à faible revenu ayant de jeunes enfants. L'allocation de base s'élève à 185 euros par mois en 2015 en dessous d'un seuil de revenu dépendant de la configuration familiale (2 Smic pour un couple avec enfant et 3 pour une personne seule), puis est divisée par 2 après ce seuil, et annulée après un deuxième seuil (environ 2,6 Smic pour un couple et 3,6 pour une personne seule). Cette allocation a été réformée pour les familles ayant un enfant né après le 1^{er} avril 2014. Les conditions de ressources pour bénéficier de l'allocation de base sont renforcées (les seuils ont été réduits). En outre, les ménages les plus aisés parmi les personnes éligibles reçoivent maintenant l'allocation de base à un taux réduit. Cette réforme a généré des pertes de revenus relativement élevées (-1 100 euros par an en moyenne par ménage concerné), pour 3 320 000 ménages (cf. Cazenave et al., 2015).
- L'"Allocation de Rentrée Scolaire" (ARS) est une prestation sociale, sous condition de ressources, versée annuellement en début d'année scolaire aux familles ayant un ou plusieurs enfants âgés de 6 à 18 ans¹⁹⁵. Après un seuil, le montant de l'ARS est dégressif (associé à un TMP de 100 %) jusqu'à un deuxième seuil égal au premier plus le montant forfaitaire de l'ARS. Le montant des ARS a été exceptionnellement augmenté de 150 euros en 2009 et de 25% en 2012 suite à l'élection présidentielle (ce qui décale le seuil de sortie de la prestation du même montant)¹⁹⁶.
- Le "Complément familial" (ci-après "CF") est une prestation sociale sous condition de ressources, versée annuellement aux familles ayant au moins 3 enfants âgés de 6 à 18 ans. Le plafond de revenu varie en fonction du nombre d'enfants à charge et de la composition du ménage. Une majoration du CF a été créée en 2014 pour les personnes seules avec 3 enfants, et les plafonds de ressources ont été augmentés de 9 % en 2015.

Il faut noter que les prestations familiales affectent différentes parties de la distribution¹⁹⁷ et, par conséquent, de nombreuses personnes sont touchées par les réformes de l'impôt sur le revenu et des prestations familiales en même temps ou par les réformes des prestations familiales et du RSA activité en même temps.

¹⁹⁵ Le montant de l'allocation dépend de l'âge des enfants scolarisés. En 2011, il était respectivement de 285, 300 et 311 euros par enfant de 6 à 10 ans, de 11 à 14 ans et de 15 à 18 ans, et en 2012 de 356, 375 et 388 euros.

¹⁹⁶ C'était une promesse du candidat François Hollande, élu Président de la République en 2012.

¹⁹⁷ Faible revenu pour les RSA et les PF et revenu élevé pour la PAJE et les AF

4. Données et statistiques descriptives

4.1. Données

Les données utilisées sont les Enquêtes Revenus Fiscaux et Sociaux (ci-après ERFS), qui réunissent les informations socio-démographiques de l'Enquête Emploi en Continue (EEC), les informations administratives des organismes chargés de la distribution des prestations¹⁹⁸, et le détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu fourni par la direction générale des finances publiques (DGFiP). Les données fiscales permettent de connaître pour chaque membre du foyer fiscal les revenus annuels de l'année t et, pour les employés seulement, le revenu du travail aux dates $t-1$ et $t-2$. Les données fiscales fournissent également les autres revenus du foyer fiscal, la taille du foyer, l'âge des personnes, le statut matrimonial, et toutes les informations de la déclaration d'impôt.

Ces données sont appariées à l'EEC ce qui permet d'obtenir un grand nombre de variables sociodémographiques. Les personnes sont interrogées pour l'EEC pendant six trimestres consécutifs et celles interrogées au quatrième trimestre de l'année t sont appariées aux données fiscales de l'année t afin d'obtenir l'ERFS de l'année t . Un tiers des individus de l'EEC est présent pendant deux années consécutives dans l'ensemble de données de l'ERFS, et deux ERFS peuvent donc être appariées sur ces individus. Ainsi, chaque ERFS entre 2007 et 2015 a été appariée avec celle de l'année précédente (en ne prenant pas en compte les personnes déménageant au cours de l'enquête¹⁹⁹), donnant 9 panels de deux ans. L'ensemble de ces 9 panels regroupés constitue notre base de données comptant 100 668 personnes.

L'utilisation de l'ERFS plutôt que des données fiscales présente des avantages et inconvénients. D'un côté, l'appariement de l'EEC avec les données fiscales réduit la taille des données (à environ 120 000 personnes, contre près de 40 millions de foyers dans les données fiscales), et surtout le nombre de personnes avec des très hauts revenus²⁰⁰. D'un autre côté, cet appariement permet d'avoir beaucoup plus d'informations, et ainsi de : (1) mieux simuler l'impôt sur le revenu et les prestations par microsimulation (voir ci-dessous), (2) contrôler d'une manière riche le retour vers la moyenne et les tendances hétérogènes dans la distribution des revenus, et (3) disposer d'informations au niveau des individus et des ménages et pas seulement au niveau des unités fiscales. De plus, le fait que la base de données n'inclut pas les revenus très élevés peut être un avantage pour l'estimation économétrique puisque le problème de retour vers la moyenne est important pour cette population, et pour l'interprétation économique des résultats puisque cette population est plus sujette aux

¹⁹⁸ Caisses nationales d'allocations familiales (Cnaf), d'assurance vieillesse (Cnav), and Caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA).

¹⁹⁹ Nous avons vérifié que les personnes gardaient les mêmes caractéristiques (sexe, âge, conjoint, enfant, situation maritale...) pour prendre en compte les éventuels déménagements au cours de l'enquête.

²⁰⁰ Environ 600 personnes ont un salaire supérieur à 100 000 euros par an (sans compter le revenu du capital), 60 ont un salaire supérieur à 250 000 euros et 10 un salaire supérieur à 500 000 euros.

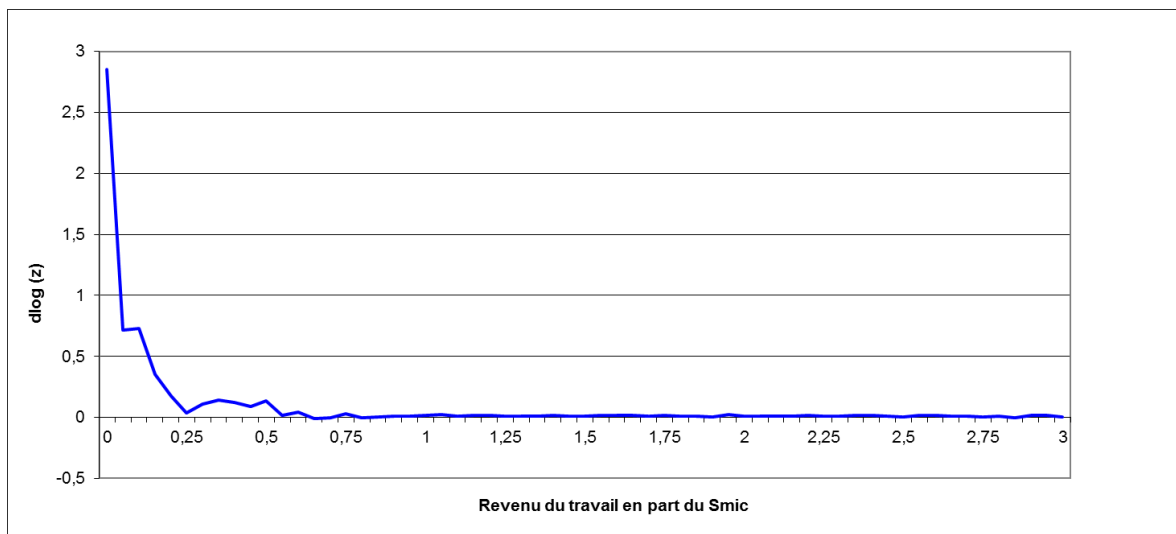
transferts de revenu travail/capital. Il s'agit cependant d'une population très intéressante à étudier, qui a fait l'objet de nombreux papiers (en France, Piketty 1999 et Guillot 2018, et presque toutes les études ETI sur les États-Unis).

4.2. Champ

Le champ d'étude est limité aux personnes dont l'état civil n'a pas changé entre les dates $t-1$ et t , puisque les personnes qui se marient, divorcent ou deviennent veuves doivent faire plusieurs déclarations de revenus avant 2013. En outre, nous ne conservons que les personnes dont le revenu l'année de référence est supérieur au quart du salaire minimum annuel (environ 3500 euros en 2015), car le problème de retour vers la moyenne est très fort en dessous de ce niveau de revenu. En effet, la figure 18 montre que la variation du revenu du travail est très forte en deçà de 25% du salaire minimum annuel et beaucoup plus faible par la suite. Enfin, l'échantillon est limité aux personnes qui déclarent un revenu du travail positif au cours des années $t-1$ et t . L'échantillon final comprend 92 508 personnes.

Dans certaines spécifications, il est nécessaire d'utiliser des données sur le revenu $t-2$, qui ne sont disponibles que pour les salariés. Cet échantillon de salariés (à l'exclusion donc des travailleurs indépendants) comprend 85 193 personnes.

Figure 18. Taux de croissance moyen du revenu du travail en fonction du niveau de revenu



Note : La moyenne du taux de croissance du revenu du travail entre 2014 et 2015 est de 100% pour un niveau de revenu de 0,1 fois le salaire minimum.

Source : ERF5 2015

4.3. Calcul des taux marginaux et moyens

Les taux marginaux et moyens de prélèvements n'étant pas directement observés dans les données, il est nécessaire de les simuler pour chaque individu. Pour cela, nous mobilisons le modèle de microsimulation INES fourni par l'INSEE et la DREES²⁰¹ qui est basé sur les données ERFS. Ce modèle simule chaque transfert en reconstituant l'unité appropriée (foyer, famille, ménage...). Il donne des transferts simulés très proches des niveaux observés dans les données administratives. Nous modifions principalement ce modèle de deux façons pour cette étude. Tout d'abord, dans la législation française, l'année des revenus prise en compte pour des transferts de l'année t n'étant pas toujours l'année t (par exemple, c'est l'année $t-1$ pour l'impôt sur le revenu), le modèle Ines simule la législation de l'année t à partir des revenus de l'année $t-1$ pour l'IR et $t-2$ pour certaines prestations. Pour pouvoir estimer l'équation (13), le modèle a été adapté pour simuler la législation de la même année que le revenu. Cela revient à supposer que les agents anticipent une législation socio-fiscale stable entre t et $t+1$ lorsqu'ils choisissent leur revenu pour l'année t , donc ne prévoient pas de réformes pour l'année $t+1$. Les paramètres fiscaux de l'impôt sur le revenu de l'année $t+1$ étant votés par le Parlement à la fin de l'année t , il est impossible d'adapter le revenu de l'année t aux réformes futures de l'année $t+1$, et cette hypothèse d'anticipation statique semble donc crédible. La deuxième principale modification du modèle concerne le recours au RSA. L'éligibilité au RSA est simulée, mais le recours est donné si la personne a déclaré y recourir dans l'enquête emploi et non imputé aléatoirement²⁰².

Après cette première étape, les taux marginaux de prélèvements (TMaP) de chaque transfert sont calculés en augmentant le revenu du travail²⁰³ de 5 % pour chaque personne et en comparant le revenu disponible du ménage ainsi modifié avec celui dans le scénario contrefactuel. Pour les ménages comptant plus d'un actif, les TMaP sont calculé pour chacun d'eux en faisant augmenter dans des étapes séparées leurs revenus de 5 % à tour de rôle. En effet, au sein d'un même ménage, les taux marginaux d'imposition peuvent être différents pour chaque personne du ménage (mari, femme, enfant étudiant...). C'est une différence importante avec la littérature ETI qui estime des élasticités par rapport au TRMa au niveau du foyer fiscal. L'estimation au niveau individu est plus complexe mais permet d'estimer des élasticités croisées dans le couple et de ne pas supposer un modèle unitaire de la famille.

Enfin, comme les données fiscales fournissent également des informations sur le revenu du travail à $t-1$ et $t-2$, différents instruments (de type 1 et 2, cf. supra) des TMaP et TMoP

²⁰¹ Le modèle Ines est en accès libre depuis juin 2016. Une description détaillée et son code source sont disponibles sur le site web Adullact (<https://adullact.net/projects/ines-libre>). Une description moins technique est disponible sur le site de l'Insee : <http://www.insee.fr/en/methodes/default.asp?page=modeles/modele-ines.htm>.

²⁰² Cela conduit à obtenir moins de recourant au RSA que les données CNAF. Dans le modèle Ines, le non-recours de certaines prestations comme le RSA est imputé au hasard pour atteindre la cible d'effectif de la CNAF.

²⁰³ Hors indemnités journalières de maladie et maternité. Dans les déclarations fiscales que nous utilisons pour les variables de revenu, les indemnités journalières de maladie et maternité ne sont pas séparées des traitements et salaires. Nous utilisons les informations de l'enquête Emploi pour identifier ces situations.

peuvent être calculés en récupérant les revenus des années précédentes et en leur appliquant l'inflation de l'année. Pour calculer le nouvel instrument, il faut en amont estimer une équation de salaire et appliquer la prédiction de salaire aux revenus des années précédentes au niveau individuel et au niveau du foyer fiscal.

4.4. Statistiques descriptives

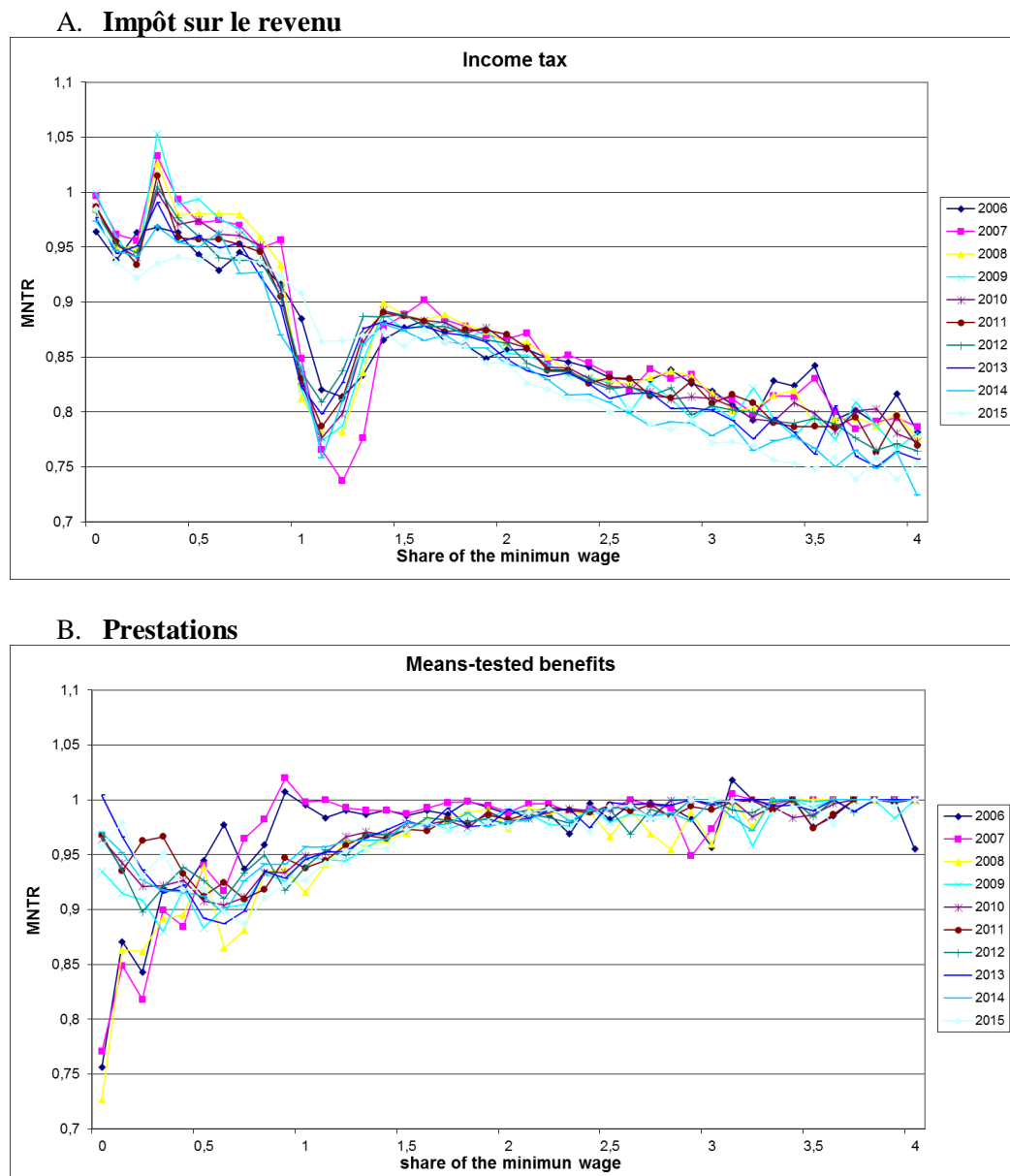
Des statistiques descriptives de la base d'estimation sont présentées au tableau B1 de l'annexe B. Le revenu moyen du travail est de 25 675 euros avec un écart-type moyen à peu près égal. En tenant compte du revenu des autres personnes du ménage et de tous les transferts, le revenu disponible moyen du ménage est de 41 000 euros. Le taux de rétention marginal (TRMa) est de 90 % en moyenne pour l'ensemble de l'IR, RSA et les allocations familiales (ce qui correspond à un TMaP moyen de 10 %), avec un écart-type élevé de 52 %, ce qui montre la grande hétérogénéité des TRMa dans la base. Cette forte hétérogénéité se retrouve également dans la variation annuelle des TRMa dont l'écart-type est supérieur à 30% (alors que la moyenne est égale à -0,1%). En ce qui concerne les covariables sociodémographiques, leurs proportions reflètent environ celles de l'ensemble de la population même si les critères de sélection sous-représentent dans l'échantillon les personnes âgées, les femmes (avec enfants) et les personnes sans diplôme. Notons que 38 % ont fait des études supérieures, 75 % travaillent dans le secteur tertiaire, 84 % travaillent à temps plein, 65 % ont un CDI dans une entreprise privée, 54 % travaillent dans la même entreprise depuis plus de 10 ans et 38 % vivent dans une commune de plus de 200 000 habitants.

Les distributions du ratio du revenu du travail (z) au salaire minimum annuel pour chaque année sont présentées en figure B1 de l'annexe B. Toutes les distributions ont la même forme avec un mode à 1,3/1,4. Il existe de la variabilité d'une année à l'autre à chaque point de la distribution et il est difficile de déterminer si cette hétérogénéité reflète des changements sociodémographiques, de revenus, ou des réponses comportementales aux réformes fiscales. Notons que le taux de croissance du revenu du travail a déjà été décrit en figure 18 pour illustrer le phénomène de retour à la moyenne.

La figure 19 illustre le TRMa simulé pour l'impôt sur le revenu et les prestations pour les différentes années. La figure 19.a fait apparaître quelques caractéristiques importantes de l'IR commune à toutes les années : la hausse à 0,3 smic correspond au début de la *Prime pour l'emploi* (PPE) avec un TMP négatif, la forte baisse à 1,1 SMIC correspond à l'entrée dans l'IR, associée à un TMP important du fait de la *décote*, et ensuite les TRMa diminuent avec l'augmentation des TMP liée à la progressivité de l'IR. Cependant, les TRMa diffèrent chaque année pour différentes raisons : l'échantillonnage de l'ERFS, les changements démographiques d'une année à l'autre (car les TRMa dépendent aussi de la composition de la famille et d'autres facteurs démographiques), les changements de revenus, et les réformes fiscales. Là aussi, il est difficile de déterminer ce que reflètent les changements dans le

TRMa, mais on peut repérer des modifications liées à la fiscalité. Nous constatons que les TRMa les plus faibles se situent en 2014 alors qu'il y a eu une forte réduction de l'impôt sur le revenu associé à un TMR de 100 % (Sicsic, 2018) et que les TRMa dans le haut de la distribution sont plus faibles depuis 2013 lorsque les taux marginaux d'imposition supérieurs ont été relevés. En ce qui concerne les prestations (figure 19.b), nous voyons clairement la création du RSA activité en 2009 qui a diminué le TMP dans le bas de la distribution, et donc augmenté le TRMa (et le contraire autour d'un SMIC lorsque le RSA prend fin).

Figure 19. Taux de rétention marginaux par année en fonction du niveau de revenu



Source : ERFS 2006-2015 ; modèle Ines

Il faut noter que les réformes qui affectent différemment les personnes à un même niveau de revenu selon la configuration familiale (réforme du *quotient familial* en figure 16, réforme du

RSA en figure 17, ou encore des allocations familiales) ne sont pas visibles sur ces graphiques mais constituent une source importante d'identification. Pour avoir une meilleure idée de la source d'identification de nos estimations²⁰⁴, le tableau 7 montre le nombre de personnes confrontées à une variation mécanique non nulle des TRMa de l'impôt sur le revenu et des prestations (c.-à-d. la variation de l'instrument des TRMa), décomposé par l'importance de la variation. Ce tableau montre par exemple que 37 557 personnes (environ 40 % de l'échantillon) sont confrontées à un changement de TRMa dû (uniquement) aux réformes de l'impôt sur le revenu, et parmi elles, 11 335 personnes (12 % de l'échantillon) font face à un changement de leur TRMa entre 1 % et 10 %, 6 776 personnes à un changement entre 10 % et 50 % et 500 de plus de 50 %. En ce qui concerne les prestations sous conditions de ressources, 12 300 personnes sont confrontées à une modification du TRMa en raison des réformes des prestations (environ 15 % de l'échantillon), et près de 2 000 d'entre elles sont confrontées à une diminution de leur TRMa de plus de 50 % et 1 200 à une augmentation supérieure à 50 %. Cette hétérogénéité des variations mécaniques des TRMa peut également être révélée par l'écart-type élevé de cette variable (27 % pour tous les transferts). Les nombreuses hausses et baisses relativement conséquentes des variations mécaniques des TRMa sont importantes pour les estimations économétriques car elles impliquent que les variations fiscales utilisées ne sont alors pas systématiquement corrélées avec le niveau de revenu avant la réforme, ce qui rend moins grave la question du retour vers la moyenne et de l'hétérogénéité des revenus.

Tableau 7. Nombre de personnes confrontées à une variation non nulle de l'instrument du TRMa de l'impôt sur le revenu et des prestations

Variations des TRMa	Impôts sur le revenu	Prestations sous conditions de ressources
Inf. -50 %	633	1 952
-50 % à -10 %	7 541	3 383
-10 % à -1%	10 775	1 405
1 % à 10 %	11 335	1 393
10 % à 50	6 776	2 972
Sup. 50	497	1 193
Total	37 557	12 298

Note de lecture : 1952 personnes ont été confrontées à une baisse des taux de rétention liée aux prestations de plus de 50% (équivalente à une hausse de plus de 50% du taux marginal lié aux prestations)

Source : ERF5 2006-2015 ; modèle Ines

²⁰⁴ Une raison, commune à toutes les études de l'ETI avec données de panel (à l'exception de Kleven et Schulz, 2014.) qui nous empêche de fournir des évidences graphiques simples est le problème du retour à la moyenne, comme l'ont noté Saez et al. (2012).

5. Résultats

Dans toutes les estimations, les transferts suivants sont pris en compte : impôt sur le revenu ('IT'), RSA activité, et prestations familiales ('PF') comprenant la PAJE, l'ARS, le CF et les AF²⁰⁵.

5.1. Preuves graphiques

Dans cette section, nous fournissons d'abord une preuve graphique, semi-paramétrique, de la première étape de l'estimation des doubles moindres carrés et des régressions en forme réduite estimées dans les sections suivantes. Les figures 20 et 21 illustrent une régression polynomiale locale d'ordre 4²⁰⁶ d'une variable Y sur une variable X. Dans chaque graphique, la zone grisée représente un intervalle de confiance de 95 %. Ces graphiques sont basés sur Weber (2014) qui les a utilisés pour la première fois pour l'estimation d'ERI²⁰⁷. Comme Weber (2014), la régression polynomiale est présentée pour des TRMa entre - 20% et + 20%, qui inclut 90% de l'échantillon²⁰⁸.

Une illustration graphique de la première étape des estimations de l'équation (13) est fournie en figure 20 pour l'ensemble des transferts et chacun séparément. Comme prévu, nous observons une forte relation positive entre le TRMa et son instrument, le TRMa « mécanique ». Cette relation positive est presque linéaire pour l'ensemble des transferts et pour l'impôt sur le revenu, mais de façon moins marquée pour le RSA et les prestations familiales (notamment aux extrémités de la distribution²⁰⁹).

²⁰⁵ Elles sont regroupées ensemble car elles ne regroupent pas assez de personnes séparément. Les autres transferts (tels que les cotisations sociales, les cotisations de sécurité sociale, les allocations de logement, les autres minima sociaux ou les PPE), ne sont pas pris en compte en raison de l'absence de réforme significative dans la période utilisée. Voir section 5.2.6 pour une estimation regroupant tous les transferts.

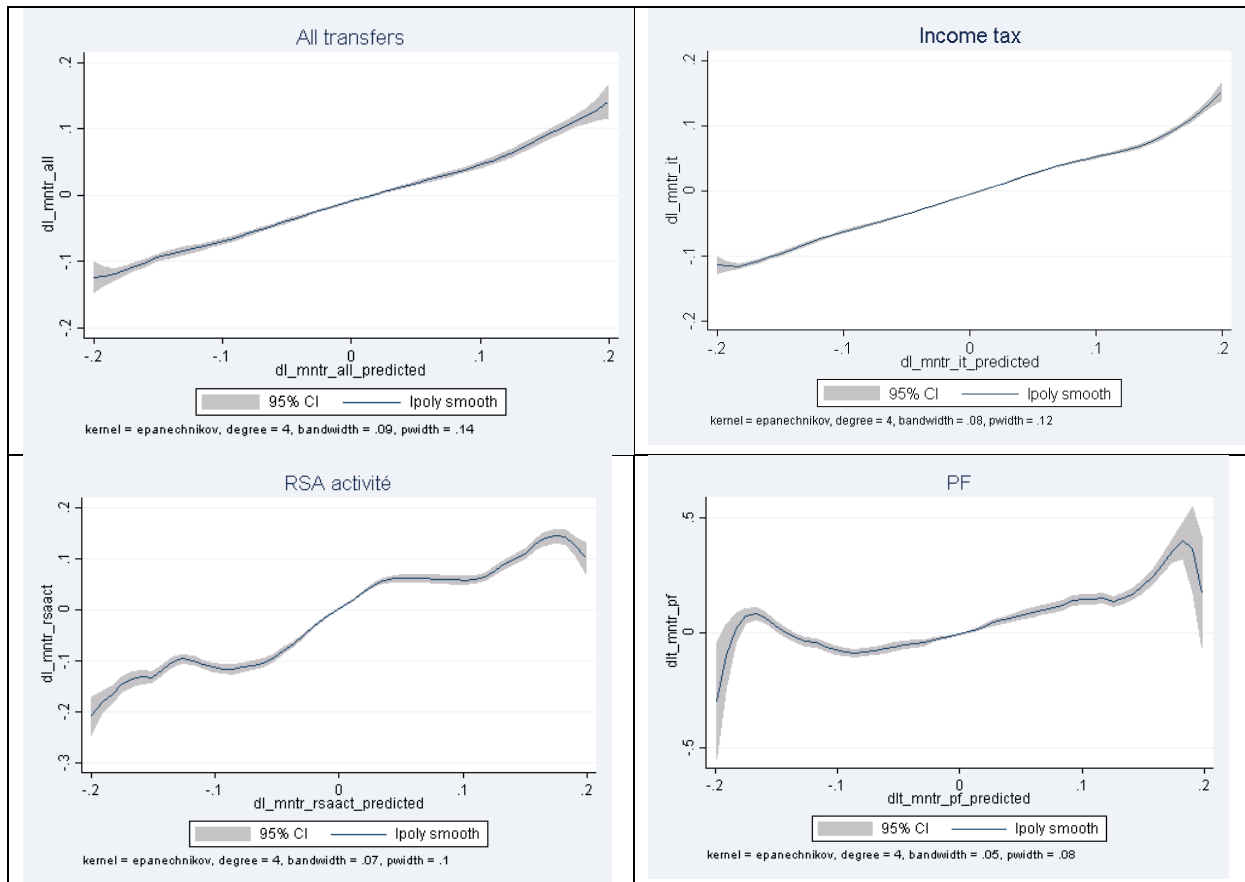
²⁰⁶ Nous utilisons la fonction noyau Kernel d'Epanechnikov pour toutes les régressions polynomiales, associée à un ordre polynomial de quatre et un paramètre de lissage *bandwidth* (calculée automatiquement par un critère d'information Akaike (AIC)) d'environ 0,15 (selon les graphiques).

²⁰⁷ Weber n'est pas la première à utiliser cette représentation non paramétrique pour étudier l'effet de la fiscalité : Bianchi *et al.* (2001) présentent les résultats graphiques de l'estimation MAG (modèle additif général) des heures de travail en fonction des taux d'imposition afin de montrer l'effet *non linéaire* de la réforme du prélèvement à la source en Islande en 1987. Il est à noter que les graphiques de Weber sont maintenant couramment utilisés dans la littérature sur l'ETI, par exemple dans Doerrenberg *et al.* (2017) et Herme et Peichl (2018).

²⁰⁸ Comme l'explique Weber (2014) " Les observations extrêmes sont exclues parce que les écarts-types sur ces observations sont importantes et rendent le reste du graphique difficile à lire ".

²⁰⁹ Cela peut être lié au fait que les individus sont moins nombreux et que les estimations sont moins robustes aux extrémités.

Figure 20. Delta log du TRMA en fonction du Delta log de son instrument

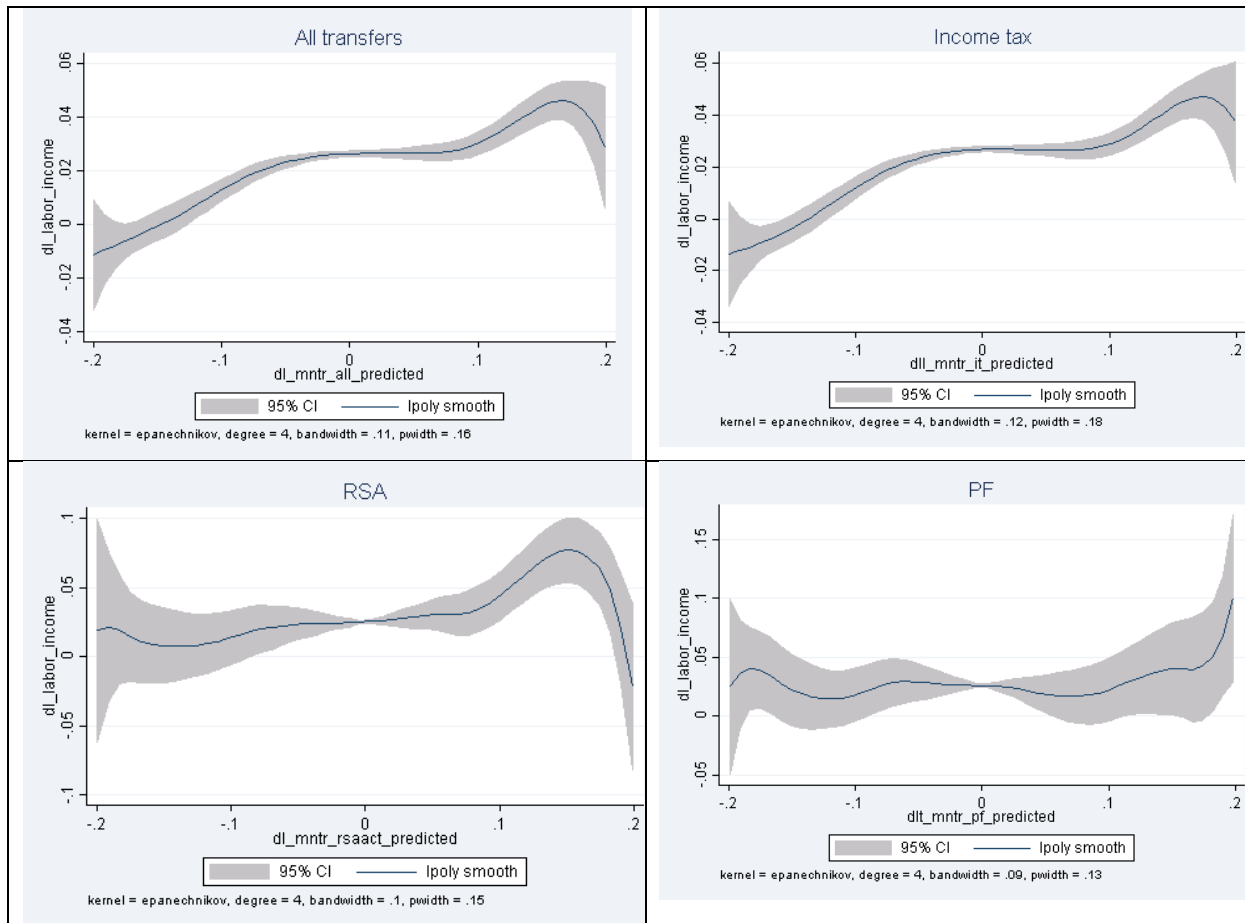


Notes : Preuve graphique de la première étape de l'équation (13) et (15). La figure représente une régression polynomiale locale du quatrième ordre de la variation du log TRMA sur les variations du log TRMA « mécanique » pour tous les transferts. Aucune variable de contrôle incluse. Le paramètre de lissage est de 0,09 (déterminée avec AIC).

Source : ERFS 2006-2015

La figure 21 fournit une représentation graphique des régressions sous forme réduite. La relation entre la variation du logarithme du revenu du travail et l'instrument du TRMA est illustrée pour l'ensemble des transferts, et pour les transferts en détail. Les deux variables sont positivement liées pour tous les transferts, la relation est forte pour les valeurs négatives et plus faible pour les valeurs positives, avec une décroissance dans le haut. Cela reflète les élasticité positives que nous estimons économétriquement dans la section suivante et est cohérent avec un effet de substitution positif. En ce qui concerne maintenant les transferts en détail, nous constatons que la pente positive est plus forte pour l'impôt sur le revenu. On s'attend donc à ce que l'élasticité de l'impôt sur le revenu soit supérieure à celle des prestations. La forme générale de la pente est également positive pour le RSA activité, mais pas au début et au sommet de la distribution, et l'intervalle de confiance à 95 % est plus grand. Pour les prestations familiales, la pente est quasi-constante (avec une légère augmentation pour des TRMA supérieurs à 10 %) et l'intervalle de confiance est important, donc la relation ne semble pas significative.

Figure 21. Delta log du revenu du travail en fonction du Delta log du TRMa mécanique



Notes : Preuve graphique de la forme réduite de l'équation (13) et (15). La figure représente une régression polynomiale locale du quatrième ordre de la variation du logarithme du revenu du travail sur les variations du logarithme de la TRMa prévue pour tous les transferts. Aucune variable de contrôle incluse. Le paramètre de lissage est de 0,11 (déterminée avec AIC).

Source : ERF5 2006-2015

5.2. Résultats économétriques

Dans cette section, nous présentons les résultats de l'estimation des équations (13) et (15) en utilisant la méthode des doubles moindres carrés (2SLS). Les régressions de première étape du TRMa sur son instrument (le TRMa mécanique) donnent des F-statistiques importantes dépassant au moins 500 dans toutes nos estimations, et des coefficients très significatifs (d'environ 0,6 pour l'impôt sur le revenu).

Dans tous les résultats, nous présenterons l'élasticité de tous les transferts réunis sur la première ligne (estimée à partir de l'équation 15), puis le détail de l'élasticité par transferts (estimée à partir de l'équation (13)). L'équation (10) qui tient compte de la réaction du conjoint est estimée à la section 5.2.4.

5.2.1. Résultats du modèle de référence

La spécification de référence estimée dans le tableau 8 est basée sur l'ensemble du champ défini en section 4.2, en utilisant un instrument de type I, et en incluant toutes les covariables, des splines du logarithme du revenu de $t-1$ (revenu initial) pour contrôler la divergence dans la distribution du revenu (comme la spécification Gruber & Saez, ci-après G&S).

La prise en compte de tous les transferts donne une élasticité compensée par rapport aux TRMa de 0,086. C'est l'élasticité qu'il faut utiliser dans les formules de taxation optimale pour calculer les taux marginaux d'imposition optimaux, parce qu'elle tient compte de tous les transferts, alors que les études de fiscalité optimale illustrent habituellement les formules par des élasticités estimées avec les seules réformes de l'impôt sur le revenu. Cette élasticité de 0,086 pour l'ensemble des transferts est proche de la valeur moyenne de 0,12 de la méta-analyse de Chetty (2009) de l'élasticité de l'offre de travail hicksienne sur la marge intensive.

La ligne suivante du tableau 8 donne les résultats de l'équation (13) lorsque les transferts sont séparés. L'estimation donne une élasticité compensée de 0,26 pour les réformes de l'impôt sur le revenu, de 0,09 pour les réformes du RSA, et non significative pour les autres prestations sous conditions de ressources (prestations familiales). Les différences entre ces élasticités sont à chaque fois significatives, notamment entre l'IR et le RSA, ce qui est en contradiction avec les prédictions du modèle standard d'offre de travail (équation 11, section 2.1.2.a.). L'écart entre l'élasticité par rapport à l'IR et celle par rapport aux prestations peut s'expliquer par le fait que les réformes de l'impôt sur le revenu sont plus visibles et saillantes que celles des prestations. En effet, Chetty et al. (2009) montrent que les consommateurs ne réagissent pas suffisamment aux taxes qui ne sont pas saillantes. Cela pourrait être lié au fait que les individus comprennent mieux le calcul de l'IR et les incitations au travail qui en découle²¹⁰ que pour les prestations. En ce qui concerne l'impôt sur le revenu et le RSA activité, les effets de composition peuvent aussi expliquer les différences. En effet, les bénéficiaires du RSA activité se situent principalement sur la première moitié de la distribution alors que l'impôt sur le revenu touche principalement la seconde moitié, et l'élasticité semble être plus élevée pour les revenus supérieurs. Pour bien évaluer cet effet de composition, il faudrait connaître l'élasticité de l'impôt sur le revenu dans le bas de la distribution, ce qui n'est pas possible en France. Gruber et Saez (2002) constatent que les élasticités le long de la distribution sont en forme de U aux États-Unis²¹¹, ce qui, s'il en est ainsi en France (c'est le cas sur la marge extensive selon Carbonnier, 2014), ne validerait pas l'explication par des effets de composition. Il est à noter que l'élasticité compensée de l'impôt sur le revenu regroupé avec le RSA activité est de 0,112, très significative, alors que l'élasticité de tous les autres transferts n'est pas significative.

²¹⁰ Lardeux (2017) montre ainsi que les foyers réagissent au seuil d'entrée dans l'IR (mais qu'une partie se trompe du fait du seuil de recouvrement de l'IR).

²¹¹ Notons également que Saez (2003) a trouvé une forme en U inversé, dans ce cas aussi cela veut dire que l'élasticité dans le bas et dans le haut de la distribution est proche, ce qui exclut l'explication par les effets de composition.

Tableau 8. Estimations des élasticités dans le modèle de référence

	Ensemble des transferts	Transferts détaillés
β_{τ}^{all}	0,086 ***	
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	
β_{τ}^{IT}		0,260 ***
β_{τ}^{RSA}		0,090 ***
β_{τ}^{PF}		-0,018
β_{ρ}^{IT}		0,433***
β_{ρ}^{RSA}		0,340 ***
β_{ρ}^{PF}		0,065 ***
Covariables	√	√
Contrôles revenu initial	√ (splines du revenu initial)	√ (splines du revenu initial)
Instrument	√ (type 1)	√ (type 1)
Observations	89122	89122

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFIS 2006-2015

L'estimation de l'élasticité compensée du revenu du travail par rapport aux TRMa de l'IR, 0,26, se situe dans la fourchette de l'élasticité du revenu total ou du revenu du travail observé dans la littérature. Aux États-Unis, Auten et Carroll (1999) trouvent une élasticité du revenu total de 0,66, 0,12 pour Gruber et Saez (2002), 0,4 pour Saez (2001), 0,2 pour Saez (2004), entre 0,15 et 0,23 pour Giertz (2007), une limite supérieure de 0,3 pour Giertz (2010), 0,29 pour Burns et Ziliak (2017), 0,48 pour Weber (2014). Doerrenberg et al. (2016) estiment que l'élasticité totale du revenu est de 0,16 à 0,28 en Allemagne, et Jongen et Stoel (2016) de 0,24 aux Pays-Bas. En ce qui concerne l'élasticité du revenu du travail, Kleven et Schulz (2014) ont obtenu des élasticités dans une fourchette de 0,05/0,12, Blomquist et Selin (2010) trouvent des réponses de 0,2 pour les hommes (et 1-1,4 pour les femmes) en Suède, et Lehmann et al. (2013) trouvent une élasticité compensée du revenu du travail de 0,2 en France. Cette dernière étude est la plus proche de la nôtre en ce qui concerne la méthodologie et les données, et les résultats sont très cohérents (bien que n'utilisant pas les mêmes réformes). Dans sa méta-analyse, Neisser (2018) trouve une estimation moyenne avant déduction de 0,252 dans les "autres pays" (que les États-Unis et la Scandinavie), très proche de la mienne de 0,263.

En ce qui concerne l'élasticité par rapport aux prestations, très peu de points de comparaison sont disponibles car elles sont principalement estimées sur la participation au travail (marge extensive et non intensive). Eissa et Hoynes (1998) donnent une élasticité de 0,14 pour EITC sur les heures de travail, un peu plus élevée que notre estimation pour le RSA activité.

Enfin, l'élasticité du taux de rétention moyen (TRMo) est d'environ 0,25 pour l'ensemble des transferts, 0,43 pour l'impôt sur le revenu, 0,34 pour le RSA activité, et 0,07 pour les PF.

Toutes ces élasticités sont significatives et les élasticités ne sont pas significativement différentes entre l'impôt sur le revenu et le RSA. Les élasticités sont positives, ce qui est en apparence contradiction avec la théorie qui prédit une valeur négative si le loisir est un bien normal. Deux explications peuvent expliquer ce signe. Une première explication repose sur la substituabilité entre le temps et l'argent dans la production des ménages. En effet, un effet de revenu peut non seulement augmenter les loisirs (s'il s'agit d'un bien normal²¹²) mais aussi diminuer les travaux domestiques (en rémunérant un employé par exemple), et donc augmenter l'offre de travail si ce dernier effet domine. Cette explication a été donnée par Bargain et al. (2014) qui estiment également un effet positif sur le revenu dans certains pays (pays nordiques et Hongrie). Bien que la majorité des études aient enregistré de faibles valeurs négatives ou nulles, il convient de noter que d'autres études font également état d'élasticités positives (Kuismanen 1997 pour la Finlande, Flood et MaCurdy 1992 pour la Suède, van Soest 1995 pour les Pays-Bas et Blau et Cogan 1981 et Kahn 2007 et pour les États-Unis) et que Blundell et MaCurdy (1999) rapportent que la variabilité des effets revenus entre études est supérieure à celle qui est observée sur l'élasticité des salaires. Ma deuxième explication (préférée) est que cette élasticité positive par rapport au TRMo pourrait révéler davantage un effet comportement lié au temps de travail qu'un effet revenu. En effet le taux moyen de prélèvements (TMoP) est un proxy du taux de prélèvements à l'emploi (calculé entre une situation de non-emploi et emploi ou une situation de temps partiel et de temps plein). Par exemple, dans la phase dégressive du RSA activité, le taux marginal de prélèvements est positif alors que le taux de prélèvements à l'emploi et le taux prélèvement moyen sont négatifs. Ainsi après la création du RSA activité, une personne qui travaillait à quart temps a pu être incitée à travailler à mi-temps ou à temps plein, ce qui est saisi par la baisse du TMoP dans le modèle. Par conséquent, l'élasticité par rapport au TMoP pourrait être considérée comme une élasticité de participation liée au temps partiel. Le fait que cette élasticité soit importante et significative pour le RSA activité, pour lequel on sait que le temps partiel est important, renforce cette idée. Carbonnier (2014) a aussi montré sur l'impôt sur le revenu, une élasticité positive de la participation au marché du travail au taux de rétention à la participation. Dans un test de robustesse (cf. partie suivante), le TMoP est remplacé par un taux de prélèvements à l'emploi et on obtient des élasticités positives, d'un ordre de grandeur comparable, ce qui confirme l'hypothèse que la réaction au TMoP est en partie une réaction au taux à l'emploi.

La réaction au TRMo pourrait aussi être en fait une réaction aux TRMa car les individus ont tendance à approximer le taux marginal par le taux moyen, ce qui a été montré empiriquement dans la littérature du fait de la complexité du système socio-fiscal (De Bartelone 1995, Ito 2014, Gideon 2015, Rees-Jones et Taubinsky 2016). Dans ce cas, l'élasticité par rapport au TRMo compléterait l'élasticité par rapport au TRMa pour connaître l'effet de substitution complet. Feldman et al. (2016) montrent ainsi que suite à la perte d'une prestation familiale

²¹² Une autre explication peut être que les loisirs pourraient ne pas être un bien normal pour certaines personnes.

anticipée (aux 18 ans de l'enfant), les ménages réduisent leur revenu du travail alors qu'un effet revenu devrait faire augmenter le revenu du travail et l'effet de substitution devrait être nul car la variation du taux marginal est nulle. Ils expliquent cette contradiction avec la théorie par le fait que les individus réagissent par effet de substitution à ce qu'ils pensent être une hausse de taux marginal alors que c'est une hausse de taux moyen. Ils estiment ainsi une élasticité par rapport au TRMo de +0,3. L'élasticité positive observée pour les prestations familiales peut s'expliquer de la même manière dans le cas des allocations familiales (AF) : le taux moyen d'imposition des individus ayant eu une perte des AF en 2015 a augmenté alors que le taux marginal non²¹³, et les individus auraient réagi au taux moyen par effet de substitution en baissant leur revenu du travail.

Enfin, il est à noter que les effets revenus potentiels dépendent du revenu familial et du taux d'imposition moyen du revenu du conjoint. Il est donc plus pertinent d'exprimer l'effet revenu dans une spécification prenant en compte chaque conjoint (voir la section 5.2.4)²¹⁴. Dans un souci de simplicité, nous commenterons ci-après principalement la valeur de l'élasticité compensée par rapport au TRMa en raison de l'importance de ce paramètre en économie publique et de la difficulté à interpréter l'élasticité par rapport au TRMo.

Il est à noter que tous les coefficients du modèle sont indiqués à l'annexe D de la spécification de base²¹⁵.

5.2.2. Contrôles de robustesse

Nous effectuons des tests de robustesse de l'estimation de base dans les tableaux 9 à 18 (placés à la fin du chapitre, avant les annexes).

Dans le tableau 9, l'inclusion de différentes covariables est testée. Dans la colonne (1), l'équation est estimée sans aucune covariable (à l'exception des contrôles pour le revenu initial, voir le tableau suivant pour l'analyse de sensibilité de ces contrôles). Dans la colonne (2), les indicatrices temporelles sont ajoutées, dans la colonne (3), nous ajoutons également les covariables basiques de composition du ménage généralement présentes dans les autres études car disponibles dans les données fiscales (par exemple sexe, âge et composition du ménage) et, enfin, dans la colonne (4), les covariables d'éducation et de professions (niveau de scolarité, type de profession, taille des entreprises, secteur d'activité ...) issues spécifiquement de l'Enquête emploi (et donc rarement utilisées dans les études précédentes sur le sujet) sont ajoutées, ce qui conduit à l'estimation de référence. Les colonnes (1) et (2) donnent des élasticités proches de celles de référence mais un peu plus élevées : 0,10 pour

²¹³ Sauf pour les personnes dans les deux zones dégressives autour des seuils.

²¹⁴ Il convient également de noter que la détermination de l'effet revenu pourrait être brouillée en raison des nombreuses petites variations de TMoP. Par exemple, si l'augmentation annuelle d'un transfert est différente de l'inflation, le taux moyen changera légèrement (si la personne ne change pas de tranche d'imposition).

²¹⁵ Notons par exemple que le coefficient du revenu du travail à la période $t-1$ est significativement négatif, ce qui est cohérent avec le phénomène de retour à la moyenne.

tous les transferts, 0,31 pour l'impôt sur le revenu et 0,11 pour le RSA activité. L'ajout des covariables des données fiscales réduit le coefficient à 0,9 pour tous les transferts, à 0,26 pour l'impôt sur le revenu et à 0,10 pour le RSA ; légèrement au-dessus du résultat de référence de 0,086, 0,268 et 0,090, obtenu avec l'ajout des covariables de l'EEC. Les élasticités des prestations familiales ne sont jamais significatives²¹⁶.

Le tableau 10 présente une analyse de sensibilité des différentes spécifications des contrôles du revenu initial (c'est à dire en $t-1$, ou appelé aussi revenu pré-réforme). La colonne 1 reproduit la spécification de référence, incluant ainsi un *spline* (de 10 segments) du revenu pré-réforme pour tenir compte de la divergence dans la distribution des revenus suivant la spécification de Gruber & Saez ('G&S'ci-après). Dans la colonne (2), il n'y a pas de contrôles du revenu initial. Les colonnes (3), (4), (5) et (6) utilisent différents contrôles pré-réforme : une fonction linéaire de $\log(w_{i,t-1})$ comme Auten et Carroll (1999) dans la colonne (3), un *spline* du revenu de l'année précédant l'année de base ($\log(w_{i,t-2})$) comme Weber (2014), $\log(w_{i,t-1})$ et sa variation par rapport à l'année précédente dans la colonne (5), et enfin les contrôles Kopczuk (2005) dans la colonne (6) : un *spline* de la différence logarithmique entre le revenu en $t-1$ et $t-2$ pour tenir compte du retour à la moyenne et d'autres effets transitoires du revenu, et un *spline* du revenu en $t-2$ pour tenir compte des changements hétérogènes dans la répartition des revenus.

Comme dans la littérature ETI, le fait de ne pas inclure les contrôles du revenu initial (colonne 2) affecte l'estimation, mais dans une moindre mesure que dans les travaux antérieurs. En effet, si l'élasticité compensée est plus élevée sans contrôles de l'année de base que les estimations de référence (0,232 pour tous les transferts, 0,387 pour l'impôt sur le revenu et 0,325 pour le RSA activité), la significativité est inchangée et les estimations n'ont pas complètement changé comme c'est le cas chez Gruber et Saez (2002), Kopczuk (2005) et Kleven et Schulz (2014), qui estiment même des élasticités négatives. Les autres spécifications des contrôles du revenu initial donnent des élasticités compensées par rapport au TRMa de l'impôt sur le revenu (IR) dans une fourchette de 0,25-0,32 (proche de l'estimation de référence de 0,26), et 0,12-0,16 pour le RSA activité, deux valeurs toujours statistiquement significatives. L'élasticité compensée de l'IR est donc très robuste dans toutes les spécifications des contrôles du revenu initial. L'élasticité compensée du RSA et les transferts totaux sont un peu moins robustes, l'ajout de contrôles pré-réforme augmente l'élasticité mais n'affecte pas la significativité du coefficient. L'élasticité des allocations familiales n'est jamais significative pour toutes les spécifications (comme dans l'estimation de base), et les élasticités par rapport aux TRMo ne sont pas très éloignées des résultats de référence. La robustesse plus importante de ces résultats par rapport aux études sur les États-Unis peut s'expliquer par trois facteurs :

²¹⁶ Sauf dans la spécification sans covariables de l'EEC, où les élasticités compensées sont à la limite de la significativité de 10% mais avec un coefficient proche de zéro.

1/ En France, l'évolution de la part des revenus a été très stable au cours de la période sur laquelle se concentre cette étude²¹⁷ (et depuis 1980, voir graphique en annexe A), ce qui limite le risque que les changements non fiscaux affectent l'identification. Ce n'est pas le cas aux États-Unis où l'accroissement des revenus avant impôt a été particulièrement important (Piketty & Saez, 2003).

2/ Le contrôle des changements non fiscaux sur les revenus est particulièrement important lorsque la réforme fiscale utilisée vise un groupe de personnes défini par leur niveau de revenu avant réforme (les personnes très aisées par exemple dans la plupart des études américaines, voir Kopczuk 2005 et Weber, 2014). Étant donné que les réformes prises en compte ici visent différents groupes de revenus (ménages pauvres, médians ou riches) et qu'elles entraînent des modifications de taux marginaux qui vont dans différentes directions (hausse et baisse, cf. supra), les variations fiscales utilisées ne sont pas systématiquement corrélées au niveau de revenu avant réforme, ce qui réduit les problèmes d'identification des réponses aux réformes fiscales (Saez et al. 2012, p. 27, Lehmann et al 2013, Kleven & Schulz 2014).

3/ Le retour vers la moyenne est généralement concentré sur les très pauvres (voir figure 18) et les très hauts revenus (Guillot, 2018a²¹⁸). Étant donné que nous éliminons de notre champ les très faibles revenus et que nos données ne comprennent que très peu de revenus très élevés (voir la section sur les données), ce problème devrait être atténué.

4/ Enfin, les données sociodémographiques et sur le marché du travail de l'ERFS nous permettent d'avoir de bonnes variables de contrôle, ce qui tend à minimiser les problèmes d'identification.

Le tableau 11 présente les contrôles de robustesse relatifs à l'instrumentation. La colonne 1 reproduit la spécification de référence (donc avec l'instrument classique d'Auten et Carroll, noté type I ci-après dans les tableaux) mais sur le même champ que les colonnes suivantes²¹⁹ qui conduit à des élasticité légèrement plus élevées que dans le tableau 7. Dans la colonne (2), l'instrument de type II est ajouté à l'instrument de type I et la colonne (3) utilise seulement l'instrument de type II. Les colonnes (4) et (5) proposent un nouvel instrument où les revenus individuels en $t-1$ sont actualisés en t par une équation de salaire comprenant les mêmes contrôles que l'équation (13) et non seulement par l'inflation comme les instruments de type I et II.

Les estimations des élasticité sont robustes aux instruments utilisés. L'élasticité du revenu du travail par rapport au TRMa est similaire avec les instruments de type 1 et 2 pour tous les

²¹⁷ La part des 0,1% les plus élevés a augmenté en France au cours des dernières décennies (Garbinti et al., 2017) mais comme ces individus sont absents de ma base de données, ce n'est pas un problème pour l'estimation.

²¹⁸ Guillot (2018) montre que la méthode de Gruber et Saez et Weber n'est pas robuste pour les très très hauts revenus (millionnaire dans son cas), probablement en raison du problème de retour vers la moyenne.

²¹⁹ En effet, les autres instruments nécessitent d'avoir le revenu en $t-2$ et seul le revenu salarial est disponible à $t-2$.

transferts (0,09) et un peu plus élevée avec l'instrument de type 2 (0,12). L'élasticité par rapport à l'impôt sur le revenu est un peu plus élevée (0,34 VS 0,30) pour l'instrument de type II mais similaire quand les deux instruments sont utilisés conjointement. Il faut noter que d'un côté l'instrument de type II est censé être moins endogène (ce qui réduit le biais de l'estimation), mais il est aussi plus faible (ce qui diminue la précision, cf. Aronsson et al. 2017). Les élasticités des prestations familiales ne sont significatives dans aucune spécification, comme dans la spécification de référence. Le nouvel instrument donne des élasticités proches pour tous les transferts (0,10 VS 0,09), mais plus élevées pour l'impôt sur le revenu (0,38) et proche pour le RSA activité (0,096). Ces estimations relativement proches avec le nouvel instrument par rapport aux spécifications de base sont rassurantes quant à la méthode générale.

Le tableau 12 teste la robustesse des résultats par rapport à la spécification des taux de rétention moyen (TRMo) puisque notre spécification (reprenant celle de Lehmann et al., 2013) diffère des principaux articles sur le sujet (qui n'incluent pas l'effet sur le revenu ou qui utilisent les spécifications de Gruber et Saez). La colonne 1 présente la spécification de référence, la colonne 2 utilise la spécification de Gruber et Saez et la colonne 3 n'inclut pas de TRMo. Enfin, dans la colonne 4, le TRMo a été remplacé par un taux de rétention à l'emploi. Ce dernier est calculé en divisant par 2 le salaire de chaque personne, ce qui correspond, soit à un passage à temps partiel, soit au passage au chômage²²⁰. L'élasticité par rapport au TRMa est robuste à ces changements. Pour l'ensemble des transferts, l'élasticité est quasi similaire dans les colonnes 2 et 3 par rapport à la spécification de base en colonne 1, et elle est un peu plus élevée dans la 4^e colonne (0,12 VS 0,9). La spécification sans TRMo (col. 3) produit une élasticité compensée de l'IR un peu plus élevée (mais non significativement différente) tandis que la spécification avec taux de rétention à l'emploi (col. 4) donne une élasticité un peu plus faible (0,2). Les autres élasticité (RSA et PF) sont très proches des élasticité de base. Les élasticité par rapport au TRMo changent logiquement un peu plus (0,39 VS 0,25 pour tous les transferts et 0,51 VS 0,41 pour l'impôt sur le revenu), mais la significativité des coefficients ne change pas. Les élasticité par rapport au taux de rétention à l'emploi sont positives, comme les élasticité par rapport au taux de rétention moyen, et du même ordre de grandeur. Cela suggère que la réaction au taux de rétention moyen est en partie une réaction au taux de rétention à l'emploi (cf. supra).

Dans le tableau 13, différentes restrictions de population sont testées. Les fonctionnaires sont exclus dans la colonne 2, parce qu'ils sont soumis à une réglementation spécifique du marché du travail ; les travailleurs indépendants sont également exclus dans la colonne 3 parce que leur revenu en $t-2$ n'est pas connu, et enfin les personnes âgées de moins de 15 ans ou de plus de 65 ans sont exclues (colonne 4) comme dans certaines études. Aucune de ces restrictions n'a d'incidence importante sur les estimations. L'élasticité compensée pour l'impôt sur le

²²⁰ En supposant que l'allocation chômage corresponde à 50% du dernier salaire. L'allocation chômage correspond plutôt à environ 60% du dernier salaire mais les résultats seraient très proches si un taux de 60% avait été utilisé.

revenu augmente en excluant les fonctionnaires (0,293 VS 0,263), et diminue légèrement en supprimant en plus les travailleurs indépendants (0,288), ce qui est cohérent avec le fait que les fonctionnaires réagissent moins à la fiscalité et les travailleurs indépendants, plus (comparés aux salariés des entreprises privées).

Un problème récurrent dans les études économétriques basées sur des données d'enquête comme celle-ci (l'ERFS est basé sur l'échantillon de l'EEC) est de déterminer si les poids d'enquête devraient être utilisés ou non. Davezies et D'Haultfoeuille (2009) montrent que la robustesse et la précision de l'estimation dépendent des variables utilisées dans le calage et le plan de sondage de l'enquête, et des hypothèses concernant le mécanisme de sélection des observations. Lorsqu'ils ne sont pas disponibles comme dans notre cas, il est recommandé de comparer les estimations avec et sans pondération. C'est ce qui est fait dans le tableau 14, où on teste ces deux choix polaires : sans (dans la spécification de base) et avec pondération. Il montre que les résultats sont proches, de même ordre de grandeur et même significativité, mais un peu plus élevés sans poids. Nous effectuons également un test de pondération par le revenu pour être plus conforme à la théorie de la taxation optimale²²¹ dans le tableau 14 : les élasticités compensées sont peu affectées (0,074 VS 0,085 pour tous les transferts)²²² et le diagnostic reste le même. Pondérer ou pas les estimations ne semble donc pas être un enjeu important ici.

Enfin, les estimations sont faites sur diverses sous-périodes dans le tableau 15. Les élasticités estimées sur les périodes 2006-2011 et 2012-2015 sont proches. L'élasticité est plus élevée sur la période 2006-2009 et plus faible sur la période 2010-2012 pour l'ensemble des transferts. Elle est aussi plus élevée sur la période 2006-2009 pour l'impôt sur le revenu, en lien probablement avec la réforme de l'IR en 2007. L'élasticité est plus élevée sur la période 2006-2009 et 2013-2015 pour le RSA, ce qui est lié à la réforme du RSA en 2009 tandis qu'aucune réforme du RSA n'a eu lieu en 2010-2012, et qu'en 2013-2015 le RSA a été revalorisé beaucoup plus que l'inflation.

5.2.3. Effets hétérogènes

Dans cette section, l'équation est estimée sur divers sous-échantillons. Dans chaque tableau (présentés à la fin du chapitre), l'élasticité par rapport à tous les transferts est présentée à la première ligne (équation 15), et celle par rapport à l'IR à la seconde ligne (équation 13), pour garder suffisamment de personnes dans les divers échantillons utilisés. En effet, étant donné

²²¹ En effet, sans pondération l'élasticité compensée ne représente pas l'effet de substitution global lié à un changement de taux marginal.

²²² À noter que l'élasticité par rapport aux TRMo est davantage affectée (0,176 VS 0,247). Toutefois, l'élasticité par rapport au TRMo n'a pas à être pondéré par le revenu dans la théorie. En effet, l'effet revenu donne directement l'effet absolu d'un changement marginal de la charge fiscale sur le revenu imposable, contrairement à l'élasticité compensée, qui donne une variation relative.

que les prestations touchent peu de personnes, il n'y aura pas suffisamment de personnes pour estimer les élasticités par sous-échantillons.

Tout d'abord, des sous-échantillons sont créés en fonction du niveau de revenu initial (tableau 16). Pour l'ensemble des transferts et l'IR seul, l'élasticité compensée est plus élevée pour le décile supérieur (0,15 pour l'ensemble des transferts et 0,51 pour l'IR). La différence entre les 50 % du bas et les 40 % du milieu dépend des transferts : l'élasticité des 50 % du bas est un peu plus élevée que celle des 40 % du milieu (mais pas significativement) en tenant compte de tous les transferts mais un peu plus faible en tenant compte uniquement de l'impôt sur le revenu. Ce dernier point est conforme avec les résultats de Gruber et Saez (2002) qui obtiennent des élasticités croissantes avec le revenu.

Plus globalement, le constat d'une élasticité plus élevée pour les hauts revenus est partagé dans la littérature. Kleven et Schulz (2014) obtiennent comme nous que l'élasticité des plus riches est environ le double de celle de l'échantillon complet. Gruber et Saez (2002) constatent que l'élasticité du revenu imposable des 10 % les plus riches est plus de trois fois supérieure à celle des 10 % les moins riches. Il est plus aisé pour les plus riche de modifier leur revenu imposable (via les déductions) que leur revenu du travail, ce qui peut expliquer l'effet plus élevé obtenu par Gruber et Saez.

Ensuite, les tableaux 17 à 22 fournissent les élasticités pour différents types de personnes, de revenus et d'emplois. Les principales conclusions sont les suivantes : les élasticités compensées sont plus élevées pour les célibataires, pour les personnes âgées de 20 à 30 ans et les plus de 50 ans, pour les indépendants²²³ (dans le commerce), pour les personnes ayant un emploi hautement qualifié et pour les personnes ayant le plus haut diplôme²²⁴.

Le fait que les élasticités soient plus élevées pour les célibataires, les personnes sans enfants, les jeunes et les personnes âgées (tableaux 17 et 18) peut s'expliquer parce que ces populations sont plus mobiles professionnellement car elles n'ont pas d'enfants, et peuvent donc plus facilement répondre à la fiscalité. Jongen et Stoel (2015) constatent également une élasticité significativement plus élevée chez les hommes célibataires qL De plus, la forte élasticité pour les personnes âgées de plus de 50 ans est cohérente avec les réponses comportementales très élevées observées par Gruber et Wise (2005) pour des travailleurs âgés proches de la retraite.

L'explication mobile/flexible peut également expliquer que les personnes ayant un diplôme élevé (tableau 19), étant travailleurs indépendants (tableau 20) ou ayant un emploi hautement qualifié (tableau 21) ont une élasticité plus élevée. Les résultats selon le niveau de diplôme et

²²³ L'élasticité de l'impôt sur le revenu des travailleurs indépendants est deux fois plus importante que celle des salariés. Le fait que les élasticités soient plus élevées pour les travailleurs indépendants a déjà été bien établi dans la littérature ETI (Gruber et Saez 2002, Kleven et Schulz 2014...). Mais pour tous les transferts, l'élasticité est plus élevée mais non significativement, probablement en raison de l'échantillon trop restreint de travailleurs indépendants.

²²⁴ L'élasticité des personnes ayant le diplôme le plus élevé est significativement plus élevée pour tous les transferts, mais pas pour l'impôt sur le revenu où les coefficients ne sont pas significativement différents.

le statut d'activité sont en ligne avec Kleven et Schulz (2014) (mais ces derniers ne donnent pas de résultats selon la catégorie socio-professionnelle).

Il est à noter que les élasticités sont plus élevées pour les hommes que pour les femmes (tableau 22). Si ces élasticités étaient plus élevées pour les femmes traditionnellement dans la littérature, elles auraient convergé (voir la revue de littérature, partie 1.1). Ces résultats sont cohérents avec Bianchi et al. (2001) et Martinez, Saez et Siegenthaler (2018) qui rapportent aussi des élasticités plus importantes pour les hommes après des réformes de l'IR, et avec Pacifico (2018) qui montre que la réponse à la réforme du quotient familial en France en 2013 et 2014 est plus importante pour les hommes que pour les femmes.

5.2.4. *Élasticités croisées du revenu du conjoint*

Dans cette section, nous mobilisons le cadre théorique décrit en section 2.1.1.c qui prend en compte la réponse du conjoint. Dans la colonne 1 du tableau (23), on estime l'équation de base (13) pour les couples qui sont la population de référence de cette partie mais sans réponse du conjoint ; la colonne 2 prend en compte la réponse du conjoint ; les colonnes 3 et 4 estiment l'effet pour les couples avec et sans enfants séparément, et les colonnes 5 et 6 pour les 1^{er} et 2^e apporteurs de ressource ;

On obtient que l'élasticité d'une personne (« propre » par la suite) par rapport à son TMaP est légèrement plus faible que dans le modèle de référence pour les couples (environ 0,05²²⁵ pour tous les transferts²²⁶ contre 0,07 sans réponse croisée, tableau 19). L'élasticité croisée du conjoint est de 0,02, inférieure à l'élasticité propre et la somme des élasticités propres et croisées est bien égale à l'élasticité sans réponse croisée. Le fait que l'élasticité propre soit significativement supérieure à l'élasticité croisée est en contradiction avec la prédiction du modèle unitaire de la familiale d'égalité des élasticités (équation 12, section 2.1.2.b) mais en ligne avec les résultats de Gelber (2014). La différence par rapport au modèle unitaire de la famille n'est pas étonnante du fait des nombreuses hypothèses de ce modèle (mise en commun des ressources, décision commune...) qui ont été largement battues en brèche (Fortin et Lacroix (1997), Lundberg et al. (1997)).

Les distinctions entre couples avec et sans enfants, et entre le 1^{er} et 2^e apporteur de ressource permettent de plus aller dans le détail des effets. On obtient que l'élasticité croisée par rapport au TMaP est positive et significative pour les couples sans enfants, alors qu'elle est négative et non significative pour les couples avec enfant. Cela peut s'expliquer par un effet d'entraînement de l'offre de travail du conjoint en raison d'une complémentarité des loisirs dans un couple sans enfants ; par exemple, si le taux marginal d'un des conjoints augmente, il sera incité à baisser son offre de travail et donc augmenter son loisir, et son conjoint sera

²²⁵ Notons cependant qu'elle n'est pas significative avec la spécification de Weber.

²²⁶ Les élasticités propres pour l'impôt sur le revenu sont d'environ 0,25

incité à faire de même par homogamie des préférences. Par contre, un couple avec enfant sera plus contraint (au niveau de la garde du ou des enfants et au niveau financier) et le loisir sera plutôt substituable. C'est l'effet de « travailleur supplémentaire » théorisé par Lundberg (1985) : selon une approche mutualiste du couple, le conjoint représente une assurance à la variation d'activité de l'autre conjoint qui permet de lisser la consommation du ménage. En cas de faible revenu du travailleur principal, le conjoint qui augmente son offre de travail est alors considéré comme un "travailleur supplémentaire". En utilisant un modèle à choix discret, Bargain et al. (2014) montrent que l'effet de substitution prévaut en Europe alors que c'est la complémentarité du loisir qui prévaut aux États-Unis (les élasticités croisées et propres sont de signe opposé en Europe et de même signe aux États-Unis). Dans le cas français, les résultats ne convergent pas : certaines études montrent que complémentarité prévaut, tandis que d'autres montrent que c'est la substituabilité²²⁷. Notre travail montre que les deux phénomènes existent mais concernent des populations différentes : la complémentarité concernerait les couples sans enfants tandis que la substituabilité concernerait les couples avec enfant. Cela va dans le sens de Fermanian et Lagarde (1999) qui concluent au fait que l'effet travailleur supplémentaire devient prédominant en présence d'enfants, tandis que l'effet de complémentarité du loisir entre les conjoints s'annule avec les enfants, et l'étude de Duguet et Simonnet (2007) qui montrent que l'effet de travailleur additionnel était lié au nombre d'enfants dans le couple.

Nous obtenons aussi que l'élasticité compensée par rapport au TMaP du 2^e apporteur de ressource est plus élevée que celle du 1^{er} apporteur de ressource (0,05 VS 0,03), ce qui confirme plusieurs résultats de la littérature (par exemple Carbonnier, 2014). Un résultat plus nouveau concerne le fait que le 2^e apporteur réagit significativement au taux marginal du 1^{er} apporteur de ressource tandis que le 1^{er} apporteur de ressource ne réagit pas au taux marginal du 2^e apporteur de ressource.

On montre aussi que les élasticités propres par rapport au TMoP sont négatives (-0,4), mais que les élasticités des conjoints sont positives (0,7). Ces élasticités sont beaucoup plus grandes que l'élasticité par rapport aux TMaP, comme nous l'avons observé précédemment. Le signe opposé de l'élasticité propre et de l'élasticité du conjoint par rapport au TMoP est conforme à l'hypothèse de substitution dans le couple et à l'effet de travailleur supplémentaire. Cependant, cet effet sur la population totale est tiré par l'effet lié aux couples avec enfants et aux 2^e apporteurs de ressource. Ainsi, pour les personnes avec enfants ou les 2^e apporteurs de ressource, la substituabilité prévaudrait. Pour les couples sans enfants, les deux élasticités sont de signes positifs (mais non significatives), ce qui va dans le sens de la complémentarité comme on l'a vu précédemment.

²²⁷ Les travaux de Couprie et Joutard (2007), Duguet et Simonnet (2007) ou encore Fermanian et Lagarde (1999) rendent compte d'une complémentarité du temps de loisir, tandis que Fugazza *et al.* (2003) et Kabátek *et al.* (2014) trouvent que l'effet de substitution prévaut pour les femmes en couple.

5.2.5. *Élasticités croisées du revenu du capital*

Dans le tableau 24, la variable d'intérêt (revenu du travail de l'individu i) est remplacée par le revenu du capital du ménage, mais les variables explicatives sont conservées (TRMa et TRMo calculés sur le revenu du travail). Nous estimons ainsi l'élasticité croisée du revenu du capital par rapport à la fiscalité du travail.

Nous obtenons une élasticité croisée négative du revenu du capital par rapport au TRMa du revenu du travail (-0,26). Cela est conforme aux effets de substitution entre revenu du travail et le revenu du capital qui a été mis en évidence par Slemrod (1996), Saez (2004) et Kleven et Schulz (2014). Par exemple, suite à la hausse des TMaP entre 2010 et 2013 pour les hauts revenus (taux marginal supérieur passant de 40 % à 49 %), les personnes ayant des très hauts revenus ont été incités à transférer leurs revenus du travail en revenus du capital²²⁸ et donc augmenter leurs revenus du capital suite à une baisse du TRMa (ce qui explique le signe négatif). On obtient également une élasticité croisée négative du revenu du capital par rapport au TRMo (de -1,3), qui peut refléter un effet revenu transitant par le même mécanisme de transferts de revenu du fait de la hausse du TMoP. Ce transfert de revenu est principalement le fait des indépendants (et notamment les gérants-salariés et les dirigeants-salariés qui peuvent se payer en dividendes et salaires), ce qui est cohérent avec le fait qu'on trouve des élasticités beaucoup plus élevées pour les indépendants (élasticité de -0,82 par rapport aux TRMa contre -0,26 pour l'ensemble de la population).

5.2.6. *Élasticité du coût du travail en prenant en compte les cotisations sociales*

Comme le souligne Guillot (2018b), en France, les cotisations (employés et employeurs) et contributions sociales jouent un rôle très important dans le système socio-fiscal. Elles contribuent à plus de 40 % aux recettes fiscales de l'État et ont un impact important sur les inégalités et la redistribution. Cela motive le calcul d'élasticité en prenant en compte les cotisations et contributions. Pour cela il faut évaluer l'effet de la fiscalité sur le coût du travail. Cela permet en outre d'être plus cohérent avec les approches théoriques d'économie publique dans lesquelles le salaire théorique utilisé est le coût du travail. Pourtant, cette variable n'est pas disponible dans les données administratives, ce qui explique le peu d'étude sur l'effet des cotisations.

Dans cette section, nous utilisons le cadre décrit à la section 2.1.1.b en remplaçant le revenu du travail net par le coût du travail, qui est régressé sur les taux marginal et moyen **effectifs** de prélèvements (TMaEP et TMoEP), avec la même méthode que précédemment.

Cependant, deux mises en garde importantes sont à noter, qui m'empêchent d'utiliser cette spécification comme spécification de référence. Tout d'abord, n'étant pas observé dans les

²²⁸ À législation des revenus du capital donnée. À noter que la mise au barème des dividendes en 2013 a pu affecter les revenus du capital, elle n'est pas prise en compte ici.

données, le coût du travail est reconstitué en simulant les cotisations, contributions et prélèvements assis sur la masse salariale, ce qui limite la fiabilité des résultats. Deuxièmement, il n'existe pas de bonne source d'identification pour estimer l'effet des cotisations sociales. En effet, les quelques réformes sur les cotisations qui ont eu lieu en 2006-2015 (par exemple l'augmentation des cotisations retraites depuis 2013) visent tous les salariés, ce qui nous empêche d'avoir un bon groupe témoin.

Cet avertissement fait, le tableau 25 affiche les résultats, avec différentes spécifications. L'élasticité du TMaEP est d'environ -0,01/-0,03 selon la spécification, et l'élasticité du TMoEP est comprise entre -0,04 et -0,12. L'élasticité du TMaEP est très faible et proche de zéro, ce qui pourrait être lié à la complexité accrue du système socio-fiscal ajoutée par les cotisations, qui empêche les individus de connaître leur TMaEP. L'élasticité du TMoEP est d'environ -0,1, ce qui semble montrer que les individus sont plus sensibles à leur TMoEP que leur TMaEP. Enfin, notons que l'élasticité du TMaEP n'est pas significative pour les personnes du dernier décile.

En détaillant par transfert, on obtient une élasticité compensée des cotisations sociales par rapport au TMaEP très faible (autour de -0,02), et significativement plus faible que l'élasticité de l'impôt sur le revenu, ce qui est cohérent avec Lehmann et al. (2013). L'élasticité des cotisations par rapport au TMoEP est négative comme dans Lehmann et al. (2013) mais inférieure à 1²²⁹, ce qui peut refléter soit que l'incidence de la réforme des cotisations sociales est partiellement supportée par les salariés, soit la difficulté à bien identifier les réformes des cotisations (et donc une estimation biaisée). La première hypothèse n'est pas conforme aux résultats de Lehmann et al. (2013) mais est en ligne avec ceux récents de Bozio et al. (2018).

6. Applications

Les élasticités compensées estimées dans la section précédente peuvent être utilisées à des fins d'analyse normative pour juger de l'efficacité et de l'optimalité du système socio-fiscal, et à des fins d'évaluation des politiques publiques pour prévoir le coût ou le gain réel d'une réforme.

6.1. Analyse normative

La formule classique du taux d'imposition maximisant les recettes publique (et du taux marginal d'imposition optimal si l'utilité sociale du revenu maximal est fixée à zéro) est la suivante : $\frac{1}{1+ea}$, avec e l'élasticité, a le paramètre pareto. Pour illustrer cette formule, Saez et al. (2012) utilisent une élasticité moyenne de 0,25 (tirée de leur revue de littérature) pour

²²⁹ alors qu'elle n'est pas significativement différente de 1 dans Lehmann et al. (2013).

trouver un taux d'imposition optimal de 72,7 % et le comparer à la somme des TMAP supérieurs pour tous les transferts en concluant que le taux d'imposition optimal est *"beaucoup plus élevé que les taux supérieurs actuels des États-Unis de 42,5%, toutes taxes comprises"*. Mais il y a une incohérence parce que l'élasticité utilisée a été estimée uniquement à l'aide des réformes de l'impôt sur le revenu, et est comparée à un taux d'imposition qui est la somme de tous les transferts²³⁰.

Nous illustrons cette formule en utilisant les élasticités estimées précédemment et le paramètre de Pareto dans Cabannes et al. (2014). En utilisant les élasticités de 0,15 pour le décile supérieur, on obtient un taux marginal d'imposition optimal de 76 %, plus élevé que les TMEP moyens observés sur la population française d'environ 45 % (y compris prestations mais hors cotisations et contributions sociales, cf. Sicsic, 2018). En incluant les cotisations, nous obtenons une élasticité proche de zéro (mais significative) pour l'ensemble de la population et non significative pour les hauts revenus, ce qui conduirait à un taux d'imposition maximum de 100 %, même ces estimations risquent de ne pas être robustes. En limitant à l'impôt sur le revenu (et en utilisant donc l'élasticité estimée de 0,5 pour les hauts revenus), on obtient un taux marginal d'imposition supérieur de 50 %, proche des TMP observés en France sur la période récente²³¹.

Pour calculer des TMP optimaux pour l'ensemble de la population, il est important de prendre en compte les effets de composition liés aux différences de réactions selon le type d'individu comme l'ont montré Jacquet et Lehmann (2017). Les élasticités hétérogènes obtenues dans notre étude permettent donc de calculer des TMP optimaux de manière plus robuste en suivant les formules de Jacquet et Lehmann. Pour calculer le taux d'imposition optimal pour l'ensemble de la population, il faut aussi utiliser les degrés d'aversion sociale aux inégalités dans la population qui ne sont pas connus. Ces préférences sociales peuvent être retrouvées en inversant le modèle de taxation optimal sur la distribution réelle des revenus pour "révéler" la fonction de bien-être social qui rend le système observé optimal. Cet exercice, effectué par Bourguignon et Spadaro (2012) et Bargain et al. (2013, 2014) nécessite de connaître les élasticités comme celles estimées ici, et les taux marginaux effectifs du pays concerné. Les élasticités obtenues dans cette analyse peuvent donc être utilisées pour mesurer le degré de redistribution implicite des systèmes socio-fiscaux, en supposant qu'ils soient optimaux.

6.2. Évaluation de politique publique

Les élasticités estimées peuvent également être utilisées pour l'évaluer l'effet redistributif de réformes socio-fiscales en prenant en compte les réponses comportementales, ce qui est très peu fait en général. Nous donnons deux exemples d'évaluations : (i) sur la réforme de la

²³⁰ Il y a aussi une incohérence liée à la population sur laquelle est estimée l'élasticité qui n'est pas forcément la même que le taux marginal utilisé en comparaison.

²³¹ Les mêmes types de résultats peuvent être obtenus pour la perte sèche lié à la fiscalité : pour le salarié le mieux rémunéré, nous obtenons une perte sèche de 20 % en tenant compte de tous les transferts.

Prime d'activité (qui remplace RSA activité et PPE en 2016²³²) d'août 2018 ; (ii) sur une réforme fictive de l'impôt sur le revenu.

(i) En août 2018, le gouvernement a voté un *décret* qui abaisse le taux de cumul des revenus d'activité de 62% à 61% de la Prime d'activité (PA) à partir d'octobre 2018. Le taux marginal de la PA est passé de -62% (dans la phase progressive) et +38% (phase dégressive) à -61% et +39%, ce qui entraîne une baisse du taux marginal de 0,2%. L'effet de cette réforme, sans tenir compte des réponses comportementales, serait de - 367 millions d'euros²³³ en année pleine sur le montant de la PA, et de -347 millions d'euros sur le revenu disponible des ménages. En appliquant l'élasticité compensée par rapport au TRMa du RSA de 0,1 à la baisse du taux marginal de 0,2 %, le revenu du travail des bénéficiaires du PA diminuerait de 0,02 %, ce qui correspond à une diminution d'environ 17 millions d'euros. Cette baisse des revenus du travail aurait pour conséquence une baisse de l'IR (-1,5 millions d'euros), grevant le budget de l'État. Si l'on applique également l'élasticité par rapport au TRMo (c'est-à-dire l'élasticité de participation, cf. supra), alors le revenu du travail des bénéficiaires de la PA diminue au total de 0,06%, ce qui correspond à une diminution de 50 millions d'euros du revenu du travail. Cela conduit notamment à une diminution des recettes de l'IR (d'environ 4 millions) d'euros²³⁴ par rapport à la situation sans réponse comportementale.

(ii) On simule une réforme fictive de l'IR, consistant en une hausse de 10% des deux taux marginaux supérieurs : le taux marginal à 41% passerait à 45% et celui à 45% passerait à 50%. Sans réponse comportementale, l'effet sur l'impôt sur le revenu collecté par l'État serait de +1,5 Milliards d'euros (et l'effet sur le revenu disponible serait donc de -1,5 Mds). En prenant en compte l'élasticité compensée de l'IR des hauts revenus estimée de 0,5²³⁵, on obtient un effet sur le revenu du travail des personnes affectées par la réforme de 5% (=0,5*10%). Cela conduit à une baisse du revenu des personnes dans les deux dernières tranches de l'IR de 4,7 Milliards, qui correspond à 0,4% des revenus du travail de l'ensemble de la population. L'effet sur l'IR collecté ne serait plus que de + 843 millions, et l'effet sur le budget de l'État (hors effets sur les cotisations) serait de 713 millions d'euros, divisé par deux par rapport à l'estimation sans réponses comportementales. L'effet serait cependant toujours positif pour l'État, ce qui montre qu'on se trouve à gauche de la courbe de Laffer, comme l'ont suggéré les taux marginaux supérieurs optimaux calculés dans la partie précédente.

²³² La *Prime d'activité* est très proche du RSA activité, à l'exception d'une prime qui s'ajoute autour d'un salaire minimum.

²³³ Cette estimation a été faite à partir du modèle INES. Cependant, il faut être prudent à propos de cette estimation puisqu'elle a été faite sur l'année 2017, en prenant seulement en compte la revalorisation de la PA en 2018 (notamment +20 euros en octobre 2018).

²³⁴ et une hausse des prestations sociales (d'environ 3 millions).

²³⁵ Cela correspond à l'élasticité estimée pour le dernier décile (tableau 12). Les foyers appartenant au deux dernières tranches d'IR sont inclus dans le dernier décile mais concerne une population plus restreinte.

Conclusion et discussion

Résumé et discussion des résultats

Une conclusion générale de cette étude est que l'élasticité compensée du revenu du travail est faible en France, d'environ 0,1 pour le revenu du travail net²³⁶. Ces élasticités sont notamment inférieures aux élasticités de la demande de travail, estimées autour de 0,3 en moyenne²³⁷. Cela peut s'expliquer par les coûts d'ajustement et les frictions d'optimisation à court terme (comme les coûts de recherche d'emploi, ou les coûts d'attention aux réformes fiscales, voir Chetty et al, 2011, Chetty 2012), la perception erronée du système socio-fiscal (Gideon, 2015, Rees-Jones et Taubinsky, 2016) et surtout la difficulté à connaître le véritable taux marginal d'imposition du fait de la rationalité limitée des agents (De Bartolone, 1995 ; Ito, 2014).

Nous estimons des élasticités différentes par transferts et selon le type d'individu. Les élasticités sont de 0,2-0,3 pour les réformes de l'impôt sur le revenu (IR), de 0,1 pour les réformes du RSA activité, et non significatives pour les prestations familiales. Les différentes réponses comportementales entre les transferts pourraient s'expliquer par le fait que les réformes de l'IR sont plus saillantes que celles des prestations (en particulier des prestations familiales), et que les incitations au travail de l'IR sont mieux comprises. L'écart entre l'élasticité par rapport à l'IR et l'élasticité par rapport au RSA pourrait également être lié à un effet de composition puisque que les élasticités estimées sont plus élevées pour les hauts revenus et l'IR est plus ciblé sur les revenus élevés que le RSA activité. Nous obtenons une élasticité pour le dernier décile de 0,15 pour l'ensemble des transferts et 0,5 pour l'IR (un peu inférieure à l'estimation de Gruber et Saez 2002, mais supérieure à celle de Kleven et Schulz 2014). Les élasticités seraient plus élevées pour les personnes plus mobiles professionnellement (célibataires, sans enfants, jeunes, travailleurs indépendants, personnes ayant un emploi hautement qualifié ou un diplôme élevé), ou les personnes confrontées à une forte demande de travail (personnes ayant un emploi hautement qualifié), qui peuvent être plus sensibles à la taxation pour optimiser leur revenu disponible. De plus, les élasticités croisées du revenu du capital par rapport à la taxation du travail sont négatives, surtout pour les indépendants, ce qui s'explique par des possibilités de transferts de revenu capital/travail. Enfin, nous mettons en évidence que dans un couple, le 2^e apporteur de ressource réagit significativement au taux marginal de son conjoint, alors que ce n'est pas le cas pour le 1^{er} apporteur de ressource. L'élasticité croisée au taux marginal du conjoint serait significativement positive dans les couples sans enfant, ce qui pourrait s'expliquer par une complémentarité des temps de loisir, mais pas dans les couples avec enfants, qui sont probablement plus contraints.

²³⁶ et proche de zéro pour le coût du travail en incluant les cotisations sociales.

²³⁷ Dans leur méta-analyse, Hamermesh (1993) trouve une élasticité moyenne de la demande de travail de 0,3, et Lichter et al. (2015) trouvent une élasticité moyenne de 0,2-0,4 selon la période.

Tous ces résultats ont plusieurs implications et applications. Premièrement, une conséquence de la réaction comportementale plus élevée de l'impôt sur le revenu par rapport aux prestations est que les réformes des prestations peuvent être plus efficaces pour réduire les inégalités (ou réduire le déficit de l'État) que l'impôt sur le revenu, ce qui est conforme aux conclusions de Doerrenberg et Peichl (2014). Par exemple, la réforme des allocations familiales en 2014 (conduisant à une augmentation des taux marginaux d'imposition), qui visait à réduire les inégalités (et diminuer le déficit), aurait eu des effets faibles sur les revenus du travail au vu des élasticités estimées, contrairement à l'augmentation des impôts sur le revenu en 2011, 2012 et 2014, et aurait donc été plus efficace pour réduire les inégalités et le déficit public. Deuxièmement, les élasticités estimées peuvent être utilisées pour une analyse normative, pour calculer les taux marginaux optimaux ou les préférences sociales "révélées par le système socio-fiscal". Par exemple, le taux marginal observé dans le haut de la distribution en France est inférieur au taux maximal d'imposition optimal calculé avec les élasticités estimées. Troisièmement, ces élasticités peuvent être utilisées pour l'évaluation des effets redistributifs de politiques publiques. En prenant l'exemple de la réforme de 2018 de la Prime d'activité et d'une réforme fictive de l'impôt sur le revenu, nous montrons que la prise en compte des réponses comportementales a un effet significatif sur l'évaluation de l'effet des réformes sur le budget de l'État.

Limites et travaux futurs

Cette étude comporte deux limites importantes.

Premièrement, cette étude estime la réponse comportementale à court terme alors que le paramètre pertinent pour l'analyse du bien-être est la réponse à long terme. Selon Diamond et Saez (2011) "*l'élasticité devrait refléter non seulement les réponses à court terme de l'offre travail, mais aussi les réponses à long terme via l'éducation et les choix de carrière*". Les élasticités de court terme et de long terme peuvent être différentes du fait de deux facteurs allant dans des sens opposés. (i) D'un côté, "*On pourrait s'attendre à ce que les réponses fiscales à court terme soient plus importantes que les réponses à long terme parce que les gens peuvent facilement transférer leur revenu entre années sans modifier leur comportement réel*" (Saez et al., 2012). Cependant, le revenu du travail sur lequel nous centrons notre analyse est connu pour être moins sujet à ce phénomène (retiming) que d'autres revenus comme les gains capitalisés et les options d'achat d'actions (Auerbach 1988, Goolsbee 2000). Les déductions fiscales sont également un facteur pouvant conduire à une élasticité plus forte à court terme qu'à long terme²³⁸, mais cela ne joue pas dans cette étude qui est centrée sur la

²³⁸ "*Ainsi, la distinction entre les réponses réelles et les réponses à l'évitement fiscal est essentielle pour la politique fiscale*" (Diamond et Saez, 2011). Notons que ces déductions ne sont pas toujours négatives pour l'ensemble de l'économie puisqu'ils peuvent augmenter les recettes fiscales à d'autres périodes ou pour différentes assiettes fiscales, ou conduire à des externalités positives (par exemple pour les déductions fiscales pour dons). Ainsi, Chetty (2009b) montre que l'ERI n'est plus une statistique suffisante et Saez, Slemrod et Giertz (2012) montrent que le taux marginal supérieur optimal devrait être modifié

réaction au revenu du travail (et non au revenu imposable, ce qui supprime la possibilité de surestimation liée aux déductions fiscales). (ii) Mais d'un autre côté, l'élasticité pourrait aussi être sous-estimée parce que la réponse comportementale à la taxation peut prendre du temps. En effet, à long terme, les frictions d'optimisation n'affectent plus les élasticités qui sont donc plus élevées. Par exemple, Jongen et Stoel (2017) constatent une élasticité de 0,1 à court terme (un an après la réforme), passant à 0,24 à moyen terme (5 ans après la réforme). De plus, d'autres réactions peuvent prendre du temps, comme le changement de support, l'acquisition de capital humain, l'apprentissage par la pratique, la décision de se marier, la fertilité²³⁹. Chetty (2012) propose une méthodologie pour calculer des bornes hautes et basses²⁴⁰ de l'élasticité structurelle sous-jacente avec prise en compte des frictions, qui est le paramètre pertinent pour l'analyse normative. Dans tous les calculs testés²⁴¹, la limite inférieure de l'élasticité structurelle est proche de 0 (mais positive) et la limite supérieure de l'élasticité structurelle est très supérieure à celle observée (plus de 1 pour l'impôt sur le revenu et environ 0,3-0,4 pour le RSA activité). Cela indique que l'élasticité de long terme pourrait être plus élevée.

Deuxièmement, les réformes sur le revenu du capital ne sont pas prises en compte dans cette étude²⁴² alors que la littérature a souligné l'importance du transfert des revenus entre le travail et le capital (Slemrod 1996, Gordon et Slemrod 2000, Saez 2004, Kleven et Schulz 2014). Mais comme le revenu du capital commence à être important dans le dernier centile (Garbinti et al., 2016), sur lequel n'est pas centré cette étude, le risque de transferts de revenu ne devrait pas être une source importante de biais ici. Cependant, les réponses du revenu (du capital et du travail) aux réformes du capital sont un sujet important et pourraient être un prolongement de ce travail.

dans ces cas.

²³⁹ Les articles qui ajoutent ces dimensions supplémentaires estiment des élasticités très élevées (3,6 pour Van de Klaauw (1996), 9,2 pour les femmes peu qualifiées pour Keane et Wolpin, 2010).

²⁴⁰ Les bornes hautes et basses de l'élasticité structurelle dépendent de 4 variables : la quantité de frictions, l'élasticité observée et l'écart type associé, et de la variation du taux marginal d'imposition. Ce calcul est complexe dans notre cas parce qu'il y a de nombreuses variations différentes des taux marginaux d'imposition.

²⁴¹ Dans tous les calculs, on utilise un pourcentage de friction de 1% comme Chetty (2012). Quant au changement du taux marginal d'imposition, on utilise le changement le plus significatif à chaque période, par exemple la diminution de 9 points (20%) du TMP en 2007 et la création du RSA en 2009. Dans tous les cas, plus le pourcentage de friction est élevé, plus l'élasticité structurelle est élevée.

²⁴² Comme le revenu du capital est imposé conjointement selon le foyer fiscal, le seul revenu individuel (et donc la réponse individuelle qui nous intéresse) est le revenu du travail.

Tableaux de résultats du chapitre 2

- Tests de robustesse

Tableau 9. Élasticités selon les covariables inclus

	(1) Pas de covariable	(2) (1)+Indicatrices Temporelles	(3) (2)+Covariables fiscales	(4) (3) + Covariables de l'EEC
β_{τ}^{all}	0,102 ***	0,102 ***	0,091 ***	0,086 ***
β_{ρ}^{all}	0,286 ***	0,287 ***	0,263 ***	0,247 ***
β_{τ}^{IT}	0,306 ***	0,306 ***	0,279 ***	0,260 ***
β_{τ}^{RSA}	0,111 ***	0,113 ***	0,098 ***	0,090 ***
β_{τ}^{PF}	-0,034 *	-0,035 **	-0,028	-0,018
β_{ρ}^{IT}	0,528 ***	0,531 ***	0,475 ***	0,433***
β_{ρ}^{RSA}	0,309 ***	0,313 ***	0,356 ***	0,340 ***
β_{ρ}^{PF}	0,066 ***	0,066 ***	0,059 ***	0,065 ***
Covariables	-	temporelles	Données fiscales	EEC
Contrôles revenu initial	√	√	√	√
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	92274	92274	89122	89122

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 10. Élasticités selon les différents contrôles du revenu initial

	(1) Spécification de référence	(2) Aucun contrôle du revenu initial	(3) Contrôles linéaires du revenu initial	(4) Contrôles à la Weber	(5) Contrôles linéaire du revenu initial et de la variation / année précédente	(6) Contrôles à la Kopczuk
β_{τ}^{all}	0,086 ***	0,232 ***	0,105 ***	0,106 ***	0,121 ***	0,099 ***
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	0,648 ***	0,333 ***	0,391 ***	0,444 ***	0,388 ***
β_{τ}^{IT}	0,260 ***	0,381 ***	0,249 ***	0,312 ***	0,305 ***	0,251 ***
β_{τ}^{RSA}	0,090 ***	0,327 ***	0,127 ***	0,124 ***	0,158 ***	0,136 ***
β_{τ}^{PF}	-0,018	-0,024	-0,008	-0,031	-0,025	-0,039
β_{ρ}^{IT}	0,433***	0,601 ***	0,373 ***	0,665 ***	0,584 ***	0,625 ***
β_{ρ}^{RSA}	0,340 ***	1,678 ***	0,711 ***	0,461 ***	0,736 ***	0,683 ***
β_{ρ}^{PF}	0,065 ***	0,323 ***	0,153 ***	0,119 ***	0,180 ***	0,095 ***
Covariables	√	√	√	√	√	√

Contrôles revenu initial	Splines revenu initial (G&S)		linéaires du revenu initial (A&C)	spline de l'année pré-base (Weber)	Année initiale et delta année précédente	Kopczuk's
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	89122	89122	89122	80127	80127	80118

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 11. Élasticités pour différents instruments

	(1) Spécification de référence (sur même champ que type2)	(2) Type 1 & 2	(3) Type 2	(4) Nouveau : Type 1 bis	(5) Nouveau : Type 1 & 2 bis
β_{τ}^{all}	0,090 ***	0,090 ***	0,119 ***	0,096 ***	0,098 ***
β_{ρ}^{all}	0,337 ***	0,431 ***	0,332 ***	0,396 ***	0,515 ***
β_{τ}^{IT}	0,297 ***	0,292 ***	0,344 ***	0,385 ***	0,313 ***
β_{τ}^{RSA}	0,094 ***	0,097 ***	0,108 ***	0,096 ***	0,049 ***
β_{τ}^{PF}	-0,029	-0,004	0,011	-0,001	0,026
β_{ρ}^{IT}	0,686 ***	0,823 ***	0,702 ***	0,629 ***	0,658 ***
β_{ρ}^{RSA}	0,312 ***	0,306 ***	0,220 ***	0,349 ***	0,514 ***
β_{ρ}^{PF}	0,068 ***	0,145 ***	0,113 ***	0,112 ***	0,112 ***
Covariables	√	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1 & 2 (Lehmann et al. 2013)	Type 2 (Weber 2014)	Type 1 avec modélisation de l'inflation	Type 1 et 2 avec modélisation de l'inflation
Observations	80117	79882	80012	87 545	80 012

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1 et 2.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 12. Élasticités pour différentes spécifications des TRMo

	(1) Spécification de référence	(2) Spécification G&S	(3) Aucun TRMo	(3) Taux à la participation
β_{τ}^{all}	0,086 ***	0,085 ***	0,087 ***	0,126 ***
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	0,386 ***		0,087 ***
β_{τ}^{IT}	0,260 ***	0,267 ***	0,287 ***	0,203 ***
β_{τ}^{RSA}	0,090 ***	0,091 ***	0,088 ***	0,074 ***
β_{τ}^{PF}	-0,018	-0,018	-0,020	-0,019
β_{ρ}^{IT}	0,433***	0,552 ***		0,551 ***
β_{ρ}^{RSA}	0,340 ***	0,562 ***		-0,041
β_{ρ}^{PF}	0,065 ***	0,096 ***		0,006
Covariables	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	89122	89120	89126	85971

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement * , *** et *** indique une significativité de 10 % , 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERF 2006-2015

Tableau 13. Élasticités selon différentes restrictions de la population

	(1) Spécification de référence	(2) Hors fonctionnaires	(3) Hors indépendants et fonctionnaires	(4) 15 < Âge < 65 ans
β_{τ}^{all}	0,086 ***	0,087 ***	0,088 ***	0,085***
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	0,270 ***	0,283 ***	0,248***
β_{τ}^{IT}	0,260 ***	0,292 ***	0,287 ***	0,263***
β_{τ}^{RSA}	0,090 ***	0,086 ***	0,086 ***	0,089***
β_{τ}^{PF}	-0,018	-0,028	-0,029	-0,017
β_{ρ}^{IT}	0,433***	0,469 ***	0,579 ***	0,422***
β_{ρ}^{RSA}	0,340 ***	0,332 ***	0,298 ***	0,336***
β_{ρ}^{PF}	0,065 ***	0,072 ***	0,081 ***	0,065***
Covariables	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	89122	71741	67847	88273

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement * , *** et *** indique une significativité de 10 % , 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERF 2006-2015

Tableau 14. Élasticités en fonction de la pondération

	(1) Sans pondération (référence)	(2) Avec poids de l'échantillon	(3) Poids=revenu
β_{τ}^{all}	0,086 ***	0,080 ***	0,074 ***
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	0,250 ***	0,176 ***
β_{τ}^{IT}	0,260 ***	0,242 ***	0,172 ***
β_{τ}^{RSA}	0,090 ***	0,079 ***	0,097 ***
β_{τ}^{PF}	-0,018	-0,015	0,005
β_{ρ}^{IT}	0,433 ***	0,430 ***	0,205 ***
β_{ρ}^{RSA}	0,340 ***	0,326 ***	0,283 ***
β_{ρ}^{PF}	0,065 ***	-0,186 ***	-0,178 ***
Covariables	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	89122	89120	89120

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 15. Élasticités selon la période

	(1) 2006-2011	(2) 2012-2015	(3) 2006-2009	(4) 2010-2012	(4) 2013-2015
β_{τ}^{all}	0,089 ***	0,083 ***	0,151 ***	0,069 ***	0,088 ***
β_{ρ}^{all}	0,288 ***	0,228 ***	0,396 ***	0,181 ***	0,298 ***
β_{τ}^{IT}	0,385 ***	0,196 ***	0,523 ***	0,426 ***	0,139 ***
β_{τ}^{RSA}	0,079 ***	0,095 ***	0,187 ***	0,052 ***	0,118 ***
β_{τ}^{PF}	-0,010	-0,024	0,003	-0,019	-0,019
β_{ρ}^{IT}	0,371 ***	0,528 ***	0,572 ***	0,263 ***	0,741 ***
β_{ρ}^{RSA}	0,398 ***	0,340 ***	0,080	0,230 ***	0,505 ***
β_{ρ}^{PF}	0,014	-0,353 ***	-0,077	-0,147 ***	-0,319 ***
Covariables	√	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S
Observations	43816	45306	19525	37140	33614

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active ; all=tous les transferts pris en compte
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

- Effets hétérogènes

Tableau 16. Élasticités selon le niveau de revenu du travail de la personne

	(1) Population totale	(2) 50 % du bas	(3) 40% du milieu	(4) Top 10 %
β_{τ}^{all}	0,086 ***	0,083 ***	0,067 ***	0,153 **
β_{ρ}^{all}	0,247 ***	0,201 ***	0,452 ***	0,307 ***
β_{τ}^{IT}	0,264 ***	0,222 ***	0,332 ***	0,508 ***
β_{ρ}^{IT}	0,437 ***	0,409 ***	0,562 ***	0,264 ***
Covariables	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	76549	44278	36260	8584

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, *** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 17. Élasticités selon la composition familiale

	(1) Célibataire sans enfant	(2) Célibataire avec enfants	(3) Couple sans enfants	(4) Couple avec enfants
β_{τ}^{all}	0,327 ***	0,091 *	0,125 ***	0,044 ***
β_{ρ}^{all}	0,901 ***	0,233	0,374 ***	0,171 ***
β_{τ}^{IT}	0,531 ***	0,122	0,270 ***	0,165 ***
β_{ρ}^{IT}	1,073 ***	1,648 *	0,370 ***	0,384 ***
Covariables	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S
Observations	12018	2318	19184	29632

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, *** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 18. Élasticités selon l'âge

	(1) 20/30	(2) 30/40	(3) 40/50	(4) 50+
β_{τ}^{all}	0,135 ***	0,036 ***	0,049 ***	0,065 ***
β_{ρ}^{all}	0,061	0,297 ***	0,165 ***	0,459 ***
β_{τ}^{IT}	0,275 ***	0,253 ***	0,180 ***	0,300 ***
β_{ρ}^{IT}	0,770 ***	0,541 ***	0,074 **	0,584 ***
Covariables	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S
Observations	10319	20276	27769	25643

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 19. Élasticités selon le niveau d'éducation

(plus haut diplôme obtenu, variable DIP de l'EEC)

	(1) Master/licence	(2) DEUG	(3) Baccalauréat	(4) CAP-BEP	(5) Brevet des Collège ou sans diplôme
β_{τ}^{all}	0,127 ***	0,077 ***	0,073 ***	0,082 ***	0,050 **
β_{ρ}^{all}	0,209 ***	0,180 ***	0,392 ***	0,297 ***	0,226 ***
β_{τ}^{IT}	0,237 ***	0,184 ***	0,283 ***	0,278 ***	0,195 ***
β_{ρ}^{IT}	0,232 ***	0,332 ***	0,712 ***	0,765 ***	1,440 ***
Covariables	√	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S
Observations	17174	16948	15428	33743	5508

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 20. Élasticités selon le statut d'activité

(via le type de revenu observé dans les données fiscales)

	(1) Salariés	(2) Indépendants
β_{τ}^{all}	0,107 ***	0,123
β_{ρ}^{all}	0,328 ***	0,158 *
β_{τ}^{IT}	0,296 ***	0,426 **
β_{ρ}^{IT}	0,551 ***	0,117
Covariables	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S
Observations	85442	2898

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 21. Élasticités selon la catégorie socio-professionnelle (variable CSP de l'EEC)

	(1) Indépendant (agriculteur)(C S1)	(2) Indépendant (commerce et chef d'entreprise) (CS 2)	(3) Emploi hautement qualifié (CS 3)	(4) Employé et profession intermédiaire (CS 4 et 5)	(5) Ouvriers (CS 6)
β_{τ}^{all}	0,017	0,076	0,093 ***	0,062 ***	0,105 ***
β_{ρ}^{all}	0,101	0,216 ***	0,169 ***	0,195 ***	0,239 ***
β_{τ}^{IT}	0,527	0,305 ***	0,263 ***	0,152 ***	0,267 ***
β_{ρ}^{IT}	0,342	0,166 *	0,187 ***	0,349 ***	0,803 ***
Covariables	√	√	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S
Observations	948	3655	14820	45868	19548

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Tableau 22. Élasticités selon le sexe

	(1) Femmes	(2) hommes
β_{τ}^{all}	0,050 ***	0,122 ***
β_{ρ}^{all}	0,156 ***	0,317 ***
β_{τ}^{IT}	0,186 ***	0,348 ***

β_{ρ}^{IT}	0,331 ***	0,543 ***
Covariables	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S
Observations	42063	47059

Note : Estimation des équations (13) et (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; all=tous les transferts pris en compte

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFIS 2006-2015

- **Élasticité croisées du revenu du conjoint**

Tableau 23. Élasticité croisées du conjoint - tous les transferts

	(1) couple sans réponse croisée	(2) couple avec réponse croisée	(3) couple avec enfant	(4) couple sans enfant	(5) 1 ^{er} apporteur de ressource	(6) 2 ^e apporteur de ressource
β_{τ}^s	0,069 ***	0,046 ***	0,073 ***	0,134 ***	0,032 ***	0,048 ***
β_{τ}^{-s}		0,023 ***	-0,005	0,087 ***	0,007	0,050 ***
β_{ρ}^s	0,219 ***	-0,414	-0,372	0,253	0,151	-0,857
β_{ρ}^{-s}		0,723 *	0,619	0,540	0,215	1,120
Covariables	√	√	√	√	√	√
Contrôles du revenu initial	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1	Type 1
Observations	48816	47248	23379	12464	23379	12464

Note : Estimation de l'équation (10) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1 et les mêmes variables de contrôles que l'équation (13)

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFIS 2006-2015

- **Élasticité croisées du revenu du capital**

Tableau 24. Élasticité croisées du revenu du capital par rapport à la taxation du travail

	(1) Population totale	(2) Indépendants
β_{τ}^{all}	-0,259 ***	-0,823 ***
β_{ρ}^{all}	-1,304 ***	-1,503 ***
Covariables	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	G&S
Instrument	Type 1	Type 1
Observations	48603	3041

Note : Estimation de l'équation (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1 avec revenu du capital pour Z

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel et le revenu du capital est positif.

Source : ERFS 2006-2015

- **Élasticité du coût du travail** (y compris les cotisations et contributions sociales)

Tableau 25. Élasticités en utilisant le coût du travail et en incluant les cotisations sociales

	(1) spécification de base	(2) Spécification de Kopczuk	(3) Spécification Weber
β_{τ}^{all}	-0,027 ***	-0,016 ***	-0,025 ***
β_{ρ}^{all}	-0,035 ***	-0,121 ***	-0,097 ***
Covariables	√	√	√
Contrôles revenu initial	G&S	Kopczuk's	G&S
Instrument	Type 1	Type 1	Type 2
Observations	88488	79573	77467

Note : Estimation de l'équation (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1 avec cout du travail pour Z
Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

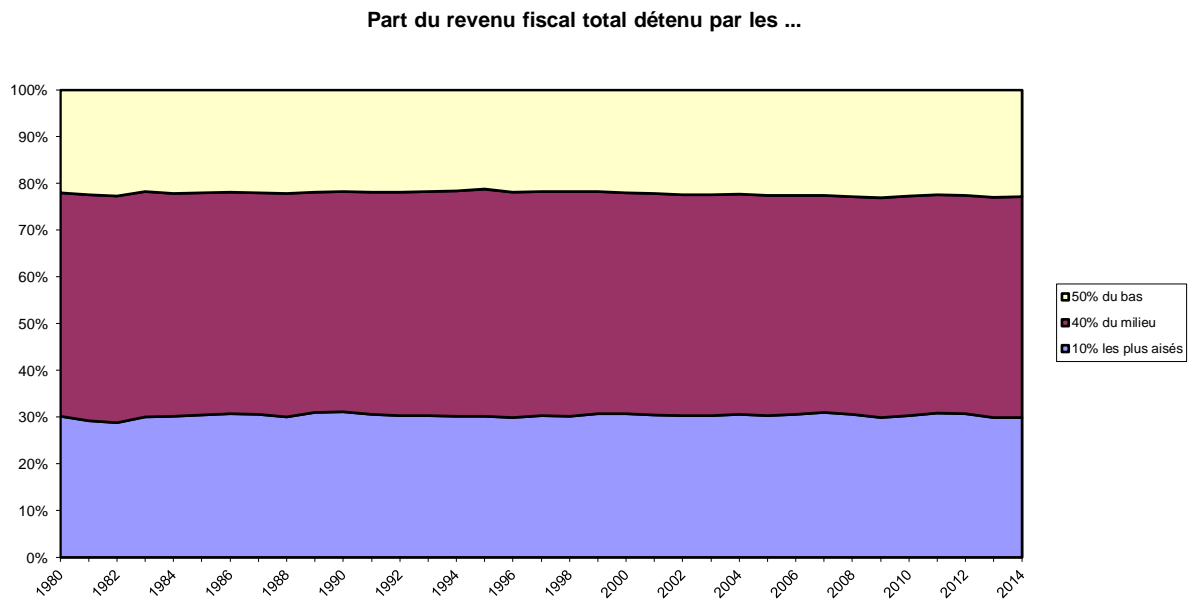
Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERFS 2006-2015

Annexes

Annexe A. Répartition des revenus en France depuis 1980

Figure A1. Part du revenu fiscal détenu par différent groupe de revenu



Source : WID

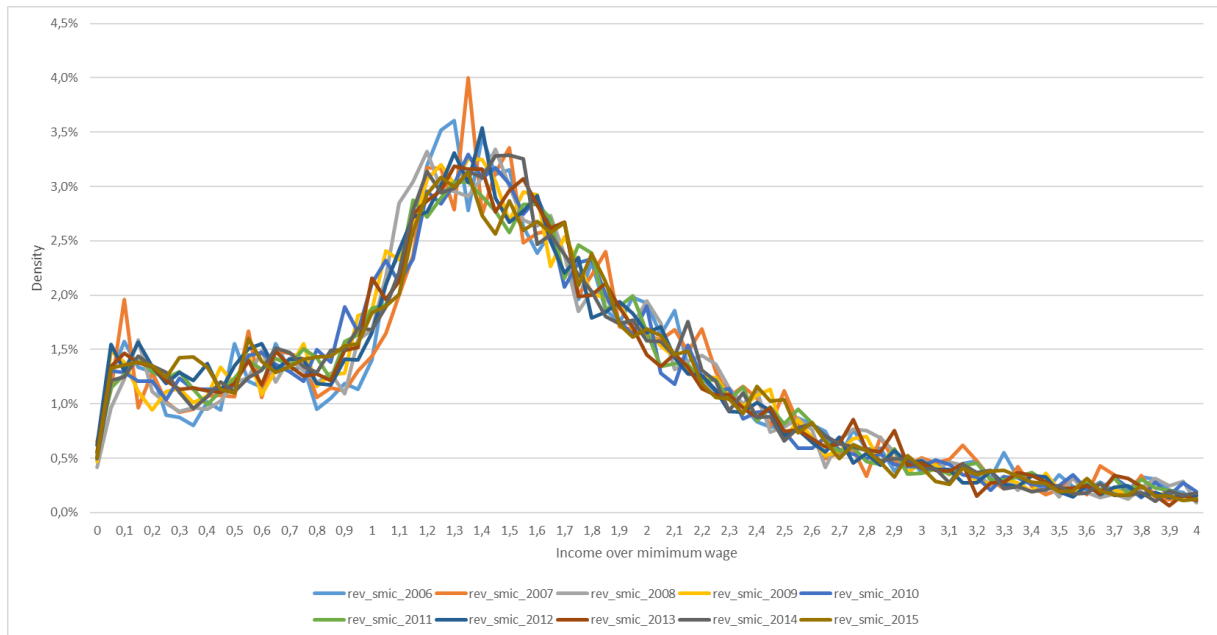
Annexe B. Statistiques descriptives complémentaires

Tableau B1. Statistiques descriptives dans l'échantillon

	Mean value	Standard Deviation
Individual Income		
Labor income	25675	25810
Gross income	31298	30551
Labor cost	41074	37852
Marginal net-of-tax rates		
MNTR_IT_RSA_FA	89,6%	51,7%
MNTR_IT	86,4%	13,0%
MNTR_RSA	123,7%	227,0%
MNTR_FA	99,3%	7,1%
MNTR (on labor cost)	44,5%	15,5%
Marginal net-of-tax rates changes		
DL_MNTR_IT_RSA_FA	-0,1%	31,3%
DL_MNTR_IT	-0,4%	11,4%
DL_MNTR_RSA	0,3%	24,5%
DL_MNTR_FA	0,0%	13,6%
Continuous covariables		
Age	44	11
Number of children	0,9	1,1
Sex		
Men	52,5%	
Women	47,5%	
Household composition		
Single without kids	13,6%	
Single with kids	4,5%	
Couple without Kids	22,5%	
Couple with kids	40,1%	
Other (complex) household	19,3%	
Level of education		
College (>2 year)	19,0%	
College (<=2 year)	18,6%	
High school graduate	17,1%	
High-school drop-out or vocational diploma	31,3%	
Junior high school or basic vocational	6,9%	
No diploma or elementary school	7,1%	
Economic activity		
Agriculture	2,7%	
Manufacturing	15,0%	
construction	6,6%	
Tertiary	75,1%	
Type of contract		
Self employed	9,4%	
Short term contract – private firm	5,4%	
Long term contract – private firm	65,4%	
Short term contract – public	2,3%	
Long term contract – public sector	17,6%	
Type of job		
Farmers	1,7%	
Other self employed	6,9%	
High qualified job	14,1%	
Intermediate job	48,8%	
Workers	20,6%	
Working time		
Full time	84,4%	
Part time	15,6%	
Job tenure		
<1 year	6,1%	
1-5 years	21,5%	
5-10 years	18,8%	
>=10 years	53,6%	
Urban size		
Rural area	26,6%	
<10000 people	11,7%	
10000-50000 people	11,0%	
50000-200000 people	12,6%	
200000-2000000 people	23,8%	
Paris	14,3%	

Source : ERFIS 2006-2015 ; modèle Ines

Figure B1. Distribution du ratio du revenu du travail sur salaire minimum, 2006-2015



Source : ERFS 2006-2015 ; modèle Ines

Annexe C. Résultats complets du modèle

Tableau C1. Coefficients du modèle avec transferts détaillés

	Coefficient	Écart type	T de Student
Constante	9.071	0.036	254.08
β_{τ}^{IT}	0.260	0.018	14.63
β_{τ}^{RSA}	0.090	0.009	9.74
β_{τ}^{PF}	-0.018	0.016	-1.09
β_{ρ}^{IT}	0.433	0.026	16.61
β_{ρ}^{RSA}	0.340	0.050	6.78
β_{ρ}^{PF}	0.065	0.018	3.58
≤19 ans	-0.023	0.029	-0.80
20-29 ans	0.031	0.004	8.18
30-39 ans	0.005	0.003	1.68
50-59 ans	-0.021	0.003	-7.63
≥60 ans	-0.145	0.005	-30.24
Femmes	-0.010	0.002	-4.38
Nouvel enfant depuis t-1	-0.024	0.003	-6.86
Chef de famille monoparentale	0.003	0.005	0.50
Couple sans enfants	0.003	0.003	0.93
Couple avec enfants	0.007	0.003	2.70
"Ménage "complexe	-0.000	0.004	-0.01
Collège (>2 ans)	0.070	0.005	13.57
Collège (≤2 années)	0.065	0.005	13.47
Diplômé du secondaire	0.050	0.005	10.72
Diplôme de fin d'études secondaires ou de formation professionnelle	0.033	0.004	7.82
Premier cycle du secondaire ou formation professionnelle de base	0.015	0.005	2.78
Industrie	0.055	0.003	17.56
Agriculture	0.012	0.010	1.14
Construction	0.054	0.004	12.06
Travailleur à temps partiel	-0.107	0.003	-35.02
CS 1	-0.050	0.013	-3.77
CS 2	0.003	0.006	0.56
CS 3	0.131	0.004	32.53
CS 4	0.083	0.003	27.79
CS 6	0.039	0.003	12.24
CDI privé	-0.044	0.003	-16.55
CDD privé	-0.039	0.005	-7.25
CDD public	0.001	0.007	0.14
Taille urbaine 1	0.001	0.003	0.42
Taille urbaine 2	0.003	0.003	0.75
Taille urbaine 4	0.004	0.003	1.68
Taille urbaine 5	0.035	0.003	11.09
Durée d'occupation < 1 an	0.012	0.005	2.47
5-10 ans	0.071	0.003	22.70

	Coefficient	Écart type	T de Student
Constante	9.071	0.036	254.08
β_{τ}^{IT}	0.260	0.018	14.63
≥10 ans	0.109	0.003	39.09
Nombre d'employés dans l'entreprise	0.000	0.000	2.83
2006-2007	0.008	0.005	1.55
2007-2008	0.022	0.005	4.44
2008-2009	-0.014	0.004	-3.24
2009-2010	0.001	0.004	0.27
2010-2011	0.007	0.004	1.81
2011-2012	0.004	0.004	1.10
2012-2013	0.014	0.004	3.60
2014-2014	0.007	0.004	1.88
log(wi,t-1)	-1.015	0.004	-234.15
log(wi,t-1) au-dessus de son 1er décile	0.533	0.012	42.99
log(wi,t-1) au-dessus de son 2e décile	0.163	0.026	6.31
log(wi,t-1) au-dessus de son 3ème décile	0.096	0.050	1.94
log(wi,t-1) au-dessus de son 4e décile	0.107	0.075	1.43
log(wi,t-1) au-dessus de son 5 e décile	-0.054	0.085	-0.63
log(wi,t-1) au-dessus de son 6 e décile	-0.009	0.082	-0.11
log(wi,t-1) au-dessus de son 7ème décile	-0.032	0.070	-0.46
log(wi,t-1) au-dessus de son 8 e décile	0.156	0.050	3.10
log(wi,t-1) au-dessus de son 9ème décile	-0.010	0.025	-0.41

Note : Estimation de l'équations (13) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

IT= Income tax ; PF=Prestations Familiales ; RSA= Revenu de Solidarité Active

Respectivement *, ** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERF5 2006-2015

Tableau C2. Coefficients du modèle avec transferts agrégés

	Paramètre	Écart type	T de Student
Constante	9.059	0.035	259.76
β_{τ}^{all}	0.086	0.007	12.52
β_{ρ}^{all}	0.225	0.016	14.15
≤19 ans	-0.015	0.028	-0.56
20-29 ans	0.031	0.004	8.26
30-39 ans	0.005	0.003	1.91
50-59 ans	-0.021	0.003	-7.82
≥60 ans	-0.146	0.005	-30.93
Femmes	-0.010	0.002	-4.47
Nouvel enfant depuis t-1	-0.024	0.003	-7.00
Chef de famille monoparentale	0.004	0.005	0.82
Couple sans enfants	0.002	0.003	0.75
Couple avec enfants	0.008	0.003	2.85
"Ménage "complexe	-0.001	0.004	-0.27
Collège (>2 ans)	0.069	0.005	13.49

	Paramètre	Écart type	T de Student
Collège (≤ 2 années)	0.064	0.005	13.34
Diplômé du secondaire	0.049	0.005	10.72
Diplôme de fin d'études secondaires ou de formation professionnelle	0.033	0.004	7.77
Premier cycle du secondaire ou formation professionnelle de base	0.014	0.005	2.69
Industrie	0.055	0.003	17.70
Agriculture	0.013	0.010	1.31
Construction	0.054	0.004	12.14
Travailleur à temps partiel	-0.105	0.003	-34.99
CS 1	-0.052	0.013	-4.03
CS 2	0.003	0.006	0.55
CS 3	0.131	0.004	32.84
CS 4	0.082	0.003	28.08
CS 6	0.038	0.003	12.33
CDI préivate	-0.044	0.003	-16.71
CDD privé	-0.039	0.005	-7.38
CDD public	0.002	0.007	0.23
Taille urbaine 1	0.001	0.003	0.40
Taille urbaine 2	0.003	0.003	0.78
Taille urbaine 4	0.005	0.003	1.74
Taille urbaine 5	0.035	0.003	11.17
Durée d'occupation < 1 an	0.011	0.005	2.30
5-10 ans	0.071	0.003	23.09
≥ 10 ans	0.109	0.003	39.54
Nombre d'employés dans l'entreprise	0.000	0.000	2.85
2006-2007	0.010	0.005	2.05
2007-2008	0.021	0.005	4.35
2008-2009	-0.014	0.004	-3.32
2009-2010	-0.001	0.004	-0.21
2010-2011	0.004	0.004	1.15
2011-2012	0.002	0.004	0.47
2012-2013	0.010	0.004	2.54
2014-2014	0.003	0.004	0.86
$\log(w_{i,t-1})$	-1.014	0.004	-239.30
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 1er décile	0.530	0.012	43.51
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 2e décile	0.180	0.025	7.10
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 3ème décile	0.076	0.049	1.55
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 4e décile	0.104	0.074	1.40
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 5 e décile	-0.040	0.084	-0.47
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 6 e décile	-0.017	0.080	-0.21
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 7ème décile	-0.031	0.069	-0.45
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 8 e décile	0.155	0.050	3.11
$\log(w_{i,t-1})$ au-dessus de son 9ème décile	-0.007	0.025	-0.27

Note : Estimation de l'équations (15) par 2SLS en utilisant des instruments de type 1.

Respectivement *, *** et *** indique une significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Échantillon : les salariés et les indépendants présents deux années consécutives, dont le revenu du travail représente plus d'un quart du salaire minimum annuel.

Source : ERF5 2006-2015

Chapitre 3

L'effet des incitations fiscales et subventions à la R&D sur l'emploi entre 2003 et 2010

Ce chapitre est repris d'un travail effectué avec Vincent Dortet-Bernadet publié dans la revue *Économie et Statistique / Economics and Statistics* (n°493, pages 5-22. DOI: 10.24187/ecostat.2017.493s.1909) sous le titre « L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France », et dont une version antérieure a été publiée en document de travail de l'Insee (n°G2015/11). Nous remercions Louis de Gimel, Claire Lelarge, Corinne Prost, Loriane Py, Fabienne Rosenwald, Frédérique Sachwald, trois rapporteurs anonymes, ainsi que les participants des séminaires D2E de l'Insee, évaluation des politiques publiques de l'AFSE/DG Trésor, et du GT économie de la fiscalité du Cred pour leurs commentaires et suggestions sur des versions antérieures de ce travail. Nous remercions également Pierre Mohnen pour son commentaire de l'article dans la revue *Économie et Statistique*. Nous remercions la Direction générale pour la recherche et l'innovation du Ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche pour leur avoir permis d'utiliser la base de gestion du crédit d'impôt recherche. Nous demeurons seuls responsables des erreurs et omissions restantes.

Introduction

Les activités de recherche et développement (R&D) visent l'apparition de nouveaux matériaux, produits et procédés de fabrication et leur amélioration, elles sont utilisées par les entreprises pour innover et avoir un avantage concurrentiel. En stimulant l'innovation et le progrès technique, la R&D est une source importante de croissance économique (Griffith et al., 2003 et 2004). En France, le poids des dépenses intérieures de R&D des entreprises (DIRDE)²⁴³ reste relativement faible par rapport aux autres grands pays : 1,45 % du PIB en 2014 contre 1,64 % pour la moyenne de l'OCDE, près de 2 % en Allemagne et 2,8 % au Japon (OCDE, 2017).

Pour augmenter la R&D, la grande majorité des pays a mis en œuvre des politiques d'aides à la R&D depuis une vingtaine d'années²⁴⁴. Il existe de nombreux moyens d'aider les entreprises à faire de la R&D : subventions, incitations fiscales, traitement fiscal favorable à la propriété intellectuelle ("Patent Box"). Le soutien public aux entreprises pour leurs dépenses en R&D se justifie par le fait le caractère de bien public de la R&D, qui empêcherait les entreprises de s'approprier exclusivement la R&D. Ce type d'externalité conduirait les entreprises à réaliser moins de R&D que ce qui serait souhaitable et optimal pour l'ensemble de l'économie (Arrow 1962, Stiglitz 1988), ce qui est montré empiriquement (Jones & Williams 1998 ; Bloom et al. 2013²⁴⁵). Ce sous-investissement en R&D serait accentué par les coûts fixes irrécouvrables associés aux projets de R&D²⁴⁶, l'incertitude et l'horizon temporel lointain des fruits de la R&D et le risque de rationnement de crédit (Hall, 2002) du fait de l'asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs²⁴⁷. En diminuant le coût privé des activités de R&D, les aides publiques sont susceptibles d'augmenter les dépenses de R&D pour atteindre un niveau socialement optimal (David et al., 2000).

Ainsi, au cours des années 2000, les pouvoirs publics français ont fortement développé les dispositifs d'aides pour accroître les dépenses privées de R&D. L'État a ainsi alloué aux entreprises près de 8 milliards d'euros d'aides à la R&D en 2013, soit près de 0,4 point de PIB (contre moins de 0,2 en 2003, et moins de 0,1 point en Allemagne en 2013). En 2013, la France est le 3^e pays au monde en termes de financement public de la R&D et le premier en termes d'incitation fiscale à la R&D (OCDE, 2016). La France constitue donc un pays

²⁴³ La dépense intérieure de recherche et développement (DIRD) correspond aux travaux de recherche et développement (R&D) exécutés sur le territoire national quelle que soit l'origine des fonds. Une partie est exécutée par les administrations, l'autre par les entreprises (la DIRDE). Elle comprend les dépenses courantes (masse salariale des personnels de R&D et dépenses de fonctionnement) et les dépenses en capital (achats d'équipements nécessaires à la réalisation des travaux internes à la R&D et opérations immobilières réalisées dans l'année).

²⁴⁴ En 1994, seuls 4 pays européens avaient des dispositifs de crédit d'impôt pour la R&D ; en 2014 presque tous les pays européens ont un dispositif de ce genre (à l'exception notable de l'Allemagne et la Suisse).

²⁴⁵ Selon ces auteurs, le rendement social de la R&D est au moins le double du rendement privé de la R&D.

²⁴⁶ 'sunk costs' (cf. Sutton, 1991). Arqué-Castells et Mohnen (2015) estiment que ces coûts irrécupérables atteignent jusqu'à 1 % du chiffre d'affaires total.

²⁴⁷ Et lié aux risques associés aux activités de R&D, et aux marchés incomplets des capitaux.

important à étudier dans ce domaine, pour tenter de comprendre ce paradoxe apparent : des aides à la R&D très importante mais relativement peu de R&D produite.

Cet article étudie l'impact de la forte augmentation des aides publiques à la R&D reçues par les petites entreprises au cours de la période 2003-2010, sur l'emploi en R&D. Le soutien public à la R&D peut avoir pour conséquence d'accroître le financement privé de la R&D (effet amplificateur des aides), de simplement s'ajouter sans le modifier (effet additif), ou même de le réduire (effet d'aubaine ou d'éviction) (David et al., 2000). Dans ce dernier cas, les entreprises utiliseraient les fonds publics pour financer des projets qu'elles auraient réalisés sans aide. Une littérature importante a étudié l'effet des aides à la R&D sur la R&D à l'international (pour des revues de littérature : Hall et Van Reenen, 2000, Ientile et Mairesse (2009), Köhler et al. (2012), Commission Européenne 2014, Zuñiga-Vicente et al., 2014) et en France (Salies, 2007 pour une revue de littérature sur le CIR). L'ampleur de cet effet diverge selon les méthodes utilisées, le pays, le design des aides, le secteur, la taille des entreprises (cf. partie 1).

Notre première contribution à cette littérature est d'évaluer l'effet des aides à la R&D sur les petites entreprises. Peu d'études se sont attachées à évaluer l'effet des aides à la R&D reçues par les petites entreprises en France, notamment car la principale base de données sur la R&D en France (l'enquête R&D) n'est pas représentative pour cette population (cf. annexe A). Pourtant, la population des petites entreprises est intéressante à plus d'un titre. D'abord, les petites entreprises ont bénéficié de nombreuses aides à la R&D spécifiques²⁴⁸. En France, les petites entreprises ont ainsi bénéficié de la mise en place en 2004 du statut de jeunes entreprises innovantes (JEI) pour les entreprises de moins de huit ans spécialisées dans les activités de R&D. De façon plus importante, les différentes réformes du crédit d'impôt recherche (CIR), à partir de 2004 et particulièrement en 2008, ont permis d'accroître fortement le nombre de petites entreprises utilisant ce dispositif. Enfin, les petites entreprises ont eu aussi la possibilité de recevoir des aides directes attribuées par Oséo²⁴⁹ sous forme de subventions, et de deux autres dispositifs de soutien à la R&D créés en 2005. Ainsi, les petites entreprises connaissent le taux d'aide le plus élevé²⁵⁰ : en 2010, 50 % des dépenses de R&D déclarées par les très petites entreprises (TPE) bénéficiant du CIR ont été financées par des aides, contre 42 % pour les autres PME²⁵¹, 36 % pour les entreprises de taille intermédiaire (ETI) et 34 % pour les plus grandes entreprises (cf. tableau 26). De plus, le poids des petites

²⁴⁸ Aider plus particulièrement les entreprises petites ou jeunes peut se justifier car elles sont soumises à des contraintes de financement plus fortes que les autres entreprises. Ces contraintes engendrent des investissements en R&D trop faibles et évoluant de façon pro-cyclique (Aghion et al., 2012). Aider les entreprises les plus jeunes peut aussi s'avérer efficace car ces entreprises seraient davantage à l'origine d'innovations radicales (Cincera & Veugelers, 2012 ; Akcigit & Kerr, 2010), et n'auraient pas débuté des activités de R&D sans aide (González et al., 2005).

²⁴⁹ Oséo a été créé en 2005, à partir de l'Anvar, de la BDPME et de la Sofaris, puis intégré à BPIFrance en 2013.

²⁵⁰ On compare ici le montant des aides reçues au montant des dépenses de R&D par une méthode simple (du fait de la difficulté à connaître les dépenses totales, annexe A) : nous nous restreignons aux entreprises qui ont bénéficié du CIR et dont les dépenses de R&D déclarées pour obtenir le CIR sont donc connues (Dortet-Bernadet & Sicsic, 2015, p. 15).

²⁵¹ Pour l'ensemble des PME, ce taux est de 43 % (et 31 % pour le taux d'aide lié seulement au CIR).

entreprises dans la R&D est particulièrement élevé en France²⁵². Pour éviter les difficultés liées à l'utilisation de l'enquête R&D pour les petites entreprises, nous proposons de n'étudier qu'une partie des dépenses de R&D : celles relatives à l'emploi consacré à la R&D. Nous évaluons ainsi l'effet des aides à la R&D sur l'emploi hautement qualifié²⁵³ qui est connu exhaustivement à partir des *Déclarations annuelles de données sociales (DADS)*. L'effet des aides sur l'emploi R&D en est ensuite déduit. Étudier l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié et non sur la R&D permet d'éviter les problèmes de re-classification de la R&D qui peuvent entraîner une surestimation de l'effet des aides sur la R&D (Hall et Van Reenen, 2000, Chen et al., 2018).

Tableau 26. Financement de la R&D des entreprises utilisant le CIR en 2010

	Ensemble	Grandes entreprises	ETI	PME hors TPE	TPE
Dépenses déclarées au CIR (en milliards d'euros)	21,1	12,1	5	3,2	0,8
Taux d'aide directe (en %)	12	15	7	9	11
Taux d'aide indirecte (en %)	24	19	29	32	39
Taux pour l'ensemble des aides (en %)	36	34	36	42	50

Champ : France, entreprises ayant bénéficié du CIR en 2010. Hors exonérations fiscales des JEI et CIR collection pour les aides indirectes ; données estimées pour les aides directes (cf. partie 2.1).

Lecture : le total des dépenses éligibles au CIR déclarées par les entreprises bénéficiant du CIR en 2010 est de 21,1 milliards d'euros. Les aides directes reçues par ces entreprises correspondent à 12 % des dépenses déclarées pour le CIR, les aides indirectes à 24 % et l'ensemble des aides à 36 %.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acoess, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Notre deuxième contribution est de prendre en compte l'ensemble des aides à la R&D reçues par les entreprises²⁵⁴. De façon agrégée, cela permet de comparer le montant total d'aide reçu selon la taille des entreprises. Pour l'évaluation microéconomique, cela permet de traiter simplement les nombreux cas où les entreprises ont recours simultanément à plusieurs dispositifs d'aide²⁵⁵ (et d'éviter le problème de variables omises lié aux autres dispositifs d'aide dans l'estimation de l'effet d'un dispositif d'aide²⁵⁶). Cela est cohérent avec Marino et al. (2016) qui concluent qu'il ne faut pas étudier séparément les aides directes et le CIR. Ce choix permet aussi d'avoir une vision d'ensemble de l'efficacité des aides alors que les études précédentes sur la France ont évalué seulement l'effet d'un dispositif en particulier²⁵⁷. Pour

²⁵² Selon l'OCDE, la part des entreprises de moins de 50 salariés dans la dépense intérieure de recherche et développement des entreprises (DIRDE) est de 9 % en France, contre 4 % en Allemagne et 5 % au Royaume-Uni en 2009. Pour ces entreprises, l'intensité en R&D est aussi plus élevée en France : 0,5 % de la valeur ajoutée, contre 0,4 % en Allemagne et 0,2 % au Royaume-Uni (OCDE, 2014).

²⁵³ Défini comme le total de l'emploi des cadres, professions intellectuelles supérieures et dirigeants d'entreprises.

²⁵⁴ On ne prend pas en compte les patent box, bien qu'ils deviennent un instrument croissant de politique de la R&D, car les petites entreprises sont peu susceptibles d'en bénéficier et les données sont peu disponibles sur la période considérée.

²⁵⁵ En 2010, plus de 80 % des entreprises ayant reçu une aide directe ont aussi bénéficié d'une aide indirecte.

²⁵⁶ Par exemple, l'effet du CIR sur les dépenses de R&D est, en ne contrôlant pas des autres aides (comme le statut JEI ou l'appartenance à un pôle de compétitivité), la somme d'un effet direct (qui nous intéresse) et d'un effet indirect (lié à la participation à un autre dispositif d'aide) (Morgan et Windship, 2007)

²⁵⁷ Le CIR pour Mairesse et Mulkay (2011, 2018), Duguet (2012), Bozio et al. (2019), Margolis et Miotti (2015) et Sterlacchini et Venturini (2018) ; le dispositif JEI pour Lelarge (2008) ; les subventions de l'Anvar pour Serrano-Velarde 2008 ; et les pôles de compétitivité pour Bellégo et Dortet-Bernadet (2013 et 2018). Notons toutefois que Marino et al. (2016) prennent en compte les subventions dans leur évaluation du CIR (mais pas le dispositif JEI).

estimer le montant des aides à la R&D reçues par les petites entreprises, nous utilisons des listes de participations aux dispositifs d'aide indirecte (CIR et JEI), ainsi que l'enquête R&D ce qui permet de prendre en compte les aides directes régionales, nationales et européennes. Cependant, ce choix de prendre en compte l'ensemble des aides ne permet pas de comparer les mérites respectifs de chaque mécanisme de soutien à la R&D.

Notre troisième contribution est de donner des résultats sur une période de 8 ans pendant les années 2000. Cela permet notamment d'évaluer plusieurs réformes, alors qu'en général, les études se focalisent sur l'effet d'une réforme pour une année donnée. Nous montrons ainsi que l'efficacité des aides est plus faible depuis la réforme du CIR de 2008. Ce résultat permet d'expliquer l'hétérogénéité des résultats sur la France, entre les études estimant l'effet du CIR sur une période précédant 2008 (Duguet 2012, Mulkay et Mairesse 2013), et après 2008 (Bozio et al. 2019 et Lhuillery et al. 2013, cf. revue de littérature section suivante).

Notre quatrième contribution est d'évaluer l'effet des aides sur un panel de petites entreprises par deux stratégies d'estimation complémentaires : par méthode d'appariement associée à des différences de différences, et par une méthode plus structurelle (mais toujours en forme réduite). Pour cette deuxième méthode, nous effectuons notamment une estimation par variable instrumentale en utilisant les variations du CIR engendrées par les changements de règles de fonctionnement du CIR. De plus, nous faisons un modèle par secteur et donnons des résultats par secteur, là où les autres études en France mettent peu l'accent sur les différences par secteur²⁵⁸. Les deux méthodes donnent des conclusions similaires : des effets positifs des aides mais avec des effets d'aubaine, notamment depuis 2008.

L'article est organisé de la façon suivante. Dans une première partie, nous faisons une revue de littérature sur l'évaluation des aides à la R&D. Les données sont présentées dans une deuxième partie. Dans la troisième partie, nous rappelons les grandes évolutions des dispositifs d'aide à la R&D au cours de la période 2003-2010. Dans la quatrième partie, nous estimons l'évolution de l'emploi non financé par des aides publiques pour les PME. Une cinquième partie évalue l'effet des aides par plusieurs méthodes économétriques à partir d'un panel d'entreprises aidées et non aidées et discute les résultats. Et enfin une conclusion est donnée pour clore ce chapitre.

1. Revue de littérature

On présente dans un premier temps le lien entre taille d'entreprises et innovation avant d'étudier l'effet des aides. On détaille l'effet des aides suivant la taille des entreprises, le pays et le type de dispositif. Une revue spécifique des études sur données françaises est détaillée à la fin.

²⁵⁸ Dans sa revue de littérature sur le CIR, Even Salies (2017) s'étonne « du rôle peu significatif de l'appartenance sectorielle », et qu'elle « mériterait d'être creusée ».

1.1. Liens entre petites entreprises et innovation

Le lien entre taille d'entreprises, R&D et innovation est complexe et il n'y a pas de consensus sur la question dans la littérature. Aider les entreprises les plus jeunes peut s'avérer efficace car ces entreprises seraient davantage à l'origine d'innovations radicales (Schneider & Veugelers, 2010 ; Cincera & Veugelers, 2012 ; Akcigit & Kerr, 2010). À partir de simulations issues d'un modèle théorique, Acemoglu et al. (2013) obtiennent qu'il serait plus efficace d'aider les entreprises entrantes (en particulier les jeunes et petites) à faire de la R&D que celles déjà installées. Toutefois, Schneider et Veugelers (2010) montrent, pour un programme de subventions en Allemagne, que les jeunes entreprises innovantes aidées ne parviennent pas à obtenir de meilleurs résultats (en termes de vente de produits innovants) que les autres entreprises subventionnées. Les jeunes entreprises innovantes s'avèrent peut-être trop différentes des autres petites entreprises et elles auraient besoin de dispositifs d'aide spécifiques. En privilégiant le soutien à l'ensemble des petites entreprises le risque est aussi d'accroître les aides perçues par des entreprises loin de la frontière technologique qui choisissent de faire de la R&D plus pour imiter que pour s'engager dans des activités d'innovation. Ainsi, dans une analyse empirique, Garcia-Macia et al. (2016) trouvent que l'essentiel de la croissance de la productivité ne vient pas des entreprises jeunes mais plutôt de l'amélioration de produits d'entreprises déjà établies. De même, Bloom et al. (2013) obtiennent que le rendement social de la R&D serait plus faible pour les petites entreprises²⁵⁹. En effet, les grandes entreprises sont actives dans des domaines technologiques tandis que les petites entreprises ont tendance à se concentrer sur des marchés " de niche " et donc à générer moins d'innovation.

Enfin une large littérature montre que les entreprises financent la R&D majoritairement à l'aide de leur fond propre (Hall 1992; Himmelberg et Petersen 1994; Ughetto 2008). L'utilisation des fonds propre est liée d'une part à l'asymétrie entre emprunteurs et créanciers (car l'entreprise ne va pas révéler aux créanciers toutes les informations sur les projets de R&D afin d'empêcher qu'elles risquent d'être divulguées à leur concurrent, cf. Ughetto, 2008 et Czarnitzki et al., 2011), d'autre part au manque de collatéral des entreprises du fait de la nature intangible de la R&D et de l'horizon temporel lointain des fruits de la R&D (Bester 1985; Ughetto 2008), et enfin à l'incertitude sur le succès du projet (Carpenter et Petersen 2002; Ughetto 2008; Czarnitzki et al. 2011). Tout cela indique que les entreprises qui ont des fonds propres important (les grandes entreprises), ont une probabilité plus importante d'entreprendre des projets de R&D. Dans le cas de manque de fonds propre, les contraintes financièrement peuvent avoir un effet dissuasif sur l'investissement en R&D (Czarnitzki et al., 2011) et engendreraient des investissements en R&D trop faibles et évoluant de façon pro-

²⁵⁹ Les rendements privés des plus grandes entreprises sont d'environ 21 %, tandis que les rendements sociaux sont d'environ 67 %. Pour les plus petites entreprises, les rendements privés sont également de 21 %, alors que les rendements sociaux ne sont qu'autour de 27%

cyclique selon Aghion et al. (2012)²⁶⁰. Or, Czarnitzki et Hottenrott (2011) mettent en évidence qu'en Allemagne, plus les entreprises sont petites, plus elles sont contraintes financièrement, et en conséquence, moins elles investissent en R&D.

1.2. Évaluations de l'effet des aides à la R&D

L'évaluation de l'impact des aides à la R&D a fait l'objet d'une importante littérature, elle-même l'objet de plusieurs revues de littérature (Hall et Van Reenen, 2000, David, Hall et Tool 2000, Garcia-Quevedo 2004, Köhler et al. 2012, Commission européenne 2014, Zuñiga-Vicente et al., 2014, Becker, 2015) et méta-analyses (Ientile et Mairesse 2009, Castellacci et Lie 2015, Ladinska et al. 2015). Ce sujet étant tellement vaste, nous nous contenterons d'ici d'en donner les principaux résultats et méthodes, et nous nous concentrerons sur l'effet sur les dépenses de R&D qui nous intéressent dans cette étude (pour l'effet sur la productivité, les brevets, l'innovation, le nombre de chercheur²⁶¹ ou le bien-être²⁶², voir les revues de littérature). Si la grande majorité des études conclue que les aides à la R&D stimulent l'investissement en R&D, l'ampleur de cet effet est très divergente. Le large éventail de résultats reflète les différences de méthodologie ainsi que les différences entre les pays, les types d'aides à la R&D, leur design, la taille ou l'âge des entreprises, le secteur...

Une mesure simple de l'effet des dispositifs est donnée par le multiplicateur des aides, ou « Bang for the Buck » (BFTB), qui mesure l'effet de 1 euro d'aides à la R&D reçu sur les dépenses privées en R&D (c'est à dire les dépenses de R&D qui n'aurait pas bénéficié des aides). On parle d'additionnalité des aides lorsque le BFTB/multiplicateur est au minimum égal à 1, et effet d'aubaine lorsqu'il est inférieur à 1. La revue de littérature de Hall et Van Reenen (2000) conclue qu'un euro de crédit d'impôt pour la R&D augmente les dépenses privées de R&D d'un euro (BFTB=1). Des études ou revues de littérature montrent que l'impact serait probablement un peu plus faible (Ientile et Mairesse 2009; Lokshin et Mohnen 2012 ; Mulkay et Mairesse 2013, Commission européenne 2014). Dans le cas des subventions, David, Hall et Tool 2000 ont montré qu'un tiers des 33 articles étudiés concluaient à des effets d'aubaine, tandis que Becker (2015) indique que la littérature très récente obtient un effet positif sur la R&D de façon plus unanime.

1.2.1. Méthode d'évaluation de l'effet des aides à la R&D.

Deux principales méthodes permettent d'évaluer l'effet des aides à la R&D au niveau microéconomique²⁶³ : la méthode dite « structurelle » et celle « directe » (voir Cerulli 2010 pour une revue de littérature critique sur les méthodes).

²⁶⁰ La part de la R&D dans l'investissement baisserait dans les phases de récession et cette baisse ne serait pas parfaitement compensée lors des phases de reprise économique.

²⁶¹ Cf. Margolis et Miotti (2015) pour une étude sur l'impact du Dispositif jeune docteur du CIR sur l'insertion des docteurs.

²⁶² À noter que les résultats sur cette variable d'intérêt sont très sensibles aux hypothèses (Parsons et Phillips, 2007; Mohnen et Lokshin, 2008; Cornet, 2001).

²⁶³ Des études évaluent aussi l'effet au niveau macroéconomique (cf. Cahu *et al.* 2010 pour une étude sur la France).

Méthode structurelle. La méthode structurelle consiste à évaluer la réaction des dépenses de R&D d'une entreprise par rapport à l'évolution du coût d'usage du capital de R&D. Celui-ci dépend du prix de la R&D, de la dépréciation du capital, de l'inflation mais aussi directement du montant d'aides à la R&D. Pour qu'un crédit d'impôt soit efficace, le signe attendu de l'élasticité des dépenses de R&D par rapport au coût d'usage du capital est négatif. Une difficulté de l'approche structurelle réside dans le fait que le coût d'usage est déterminé en même temps que le niveau de R&D. En particulier, un certain nombre de régimes de crédits d'impôt à la R&D sont fonction du montant de la R&D. Pour pallier ce problème, les études instrumentent en général le coût d'usage du capital, mais il est nécessaire pour cela de trouver un bon instrument : en général, les variations de taux ou de plafond suite à des réformes sont utilisées. L'élasticité du coût du capital est estimée entre -0,1 et -1,2 à court terme, et entre -0,1 et -2,1 à long terme²⁶⁴. Pour l'estimation, différentes techniques sont généralement utilisées (effets fixes, premières différences et GMM). Il faut noter que les études utilisant les GMM semblent estimer des effets plus importants que les estimations par effet fixe (Commission Européenne, 2014). Je donne ici deux exemples d'étude utilisant la méthode structurelle.

Bloom et al. (2002) utilisent cette méthode pour analyser l'impact des modifications de crédit d'impôt à la R&D sur les dépenses de R&D dans l'industrie pour un panel de neuf pays de l'OCDE sur la période 1979-1997, en exploitant des variations dans les dispositifs dans le temps et entre pays comme source d'identification. Ils ont constaté qu'en moyenne, une diminution de 10% du coût d'usage du capital de R&D augmente le stock de capital de R&D d'environ 1% à court terme et 10% à moyen terme. Dans un article plus récent de Lokshin et Mohnen (2012) estiment l'effet d'un dispositif d'allègement de cotisation dépendant du montant de R&D aux Pays-Bas à partir d'un modèle à correction d'erreur et en instrumentant le coût du capital à partir de paramètres (exogènes) de la législation. Les auteurs obtiennent qu'une diminution de 10% du coût d'utilisation du capital de R&D induit par le crédit d'impôt entraîne une augmentation de 4% du capital de R&D à court terme (après un an), conduisant à un rendement de 1, et 6% de plus à long terme (après quinze ans), conduisant à un rendement de 0,5. Corchuelo (2006) et Mulkay et Mairesse (2013) utilisent aussi cette méthode (cf. infra).

Méthode directe. Contrairement à l'approche structurelle, dans l'approche directe, les dépenses de R&D ne sont pas estimées à partir d'un modèle théorique mais sont régressées directement sur une variable de présence ou d'importance du crédit d'impôt à la R&D. L'approche directe utilise des expériences quasi-naturelles dans le cadre du modèle causal de Rubin, en comparant la moyenne des dépenses de R&D (ou d'un autre output) entre un groupe traité ayant reçu l'aide, et un groupe de contrôle ne l'ayant pas reçu ou en ayant reçu moins. Hægeland et Møen (2007) utilisent par exemple une discontinuité liée à un plafond

²⁶⁴ Le tableau 2.1 de Commission Européenne (2014) synthétise les études utilisant cette méthode.

d'aide (de 4 millions de couronnes Norvégiennes) pour définir les deux groupes. Ces groupes peuvent être appariés dans une étape préalable (matching, cf. par exemple Corchuelo et Martínez-Ros 2009, Duguet, 2012, Lhuillery et al. 2013, Bodas Freitas et al., 2017²⁶⁵) afin d'atténuer un biais de sélection. Il est possible de contrôler des tendances communes dans les deux groupes par méthode de différence de différences (DiD). Ainsi, Hægeland et Møen 2007 comparent les deux groupes avant et après la réforme implémentant le plafond d'aide, et obtiennent un effet positif de la réforme sur la R&D. À noter que les techniques de matching et différence de différences peuvent être associées (Bozio et al., 2019 ; Lhuillery et al., 2013, Bellégo et Dortet-Bernadet 2014 ; notre étude), et ainsi que le matching et les méthodes structurelles (Caimi 2011 ; notre étude). Des méthodes de régression sur discontinuité peuvent aussi être utilisées. Ainsi, Dechezlepretre et al. (2016) utilisent une modification de la définition des PME au Royaume-Uni (hausse du plafond d'actifs détenus) dont l'éligibilité aux crédits d'impôt à la R&D dépend. Ce changement réduit le coût de la R&D d'environ 30% et ils obtiennent un effet très important : une élasticité de 2,6 conduisant à un doublement de la R&D et une augmentation de 60% de l'innovation.

1.2.2. Résultats hétérogènes de l'effet des aides à la R&D dans les études internationales

Les études sur l'effet des aides à la R&D décrivent des résultats variés sur l'efficacité des aides à la R&D reçues par les petites entreprises. Une partie de cette variabilité s'explique par l'hétérogénéité des dispositifs d'aide mis en place dans les différents pays de l'OCDE.

Selon la taille d'entreprise. Selon Lokshin et Mohnen (2012) qui travaillent sur un mécanisme de crédit d'impôt proportionnel aux volumes des dépenses aux Pays-Bas, les incitations fiscales sont surtout efficaces pour les petites entreprises, seule catégorie d'entreprise pour laquelle les effets d'aubaine peuvent être rejetés (le BFTB est supérieur à 1 tandis qu'il est inférieur à 1 pour les grandes entreprises). Hægeland et Møen (2007) parviennent à une conclusion similaire pour un crédit d'impôt en Norvège. Cependant, comme Lokshin et Mohnen (2013), ils montrent aussi que les aides ont un effet significatif sur l'augmentation des salaires versés aux chercheurs : si les aides à la R&D permettent d'augmenter les dépenses de R&D, cette augmentation ne correspondrait que partiellement à de nouvelles activités. En Italie, Bronzini et Iachini (2014) mettent en évidence (par une méthode de régression par discontinuité) un effet additif d'un programme de subvention à la R&D pour les petites entreprises, mais pas pour les grandes. À partir d'un dispositif existant au Québec, Baghana et Mohnen (2009) mettent en évidence qu'un crédit d'impôt proportionnel aux volumes des dépenses de R&D ne serait pas efficace pour les grandes entreprises²⁶⁶ mais le

²⁶⁵ Czarnitzki et Hussinger (2004), Czarnitzki et al. (2011) utilisent aussi une méthode de matching mais pour obtenir des effets sur l'innovation plutôt que sur les dépenses en R&D.

²⁶⁶ Son coût serait supérieur à l'augmentation des dépenses de R&D. En effet, l'introduction d'un crédit d'impôt en niveau

serait pour les petites entreprises : pour ces dernières, l'augmentation des dépenses de R&D serait supérieure au niveau de l'aide. À partir d'un panel d'entreprises espagnol, Labeaga, Martinez-Ros et Mohnen (2014) montrent que les grandes entreprises utilisent davantage les incitations fiscales à la R&D mais que leur impact est plus élevé pour les petites entreprises. Lach (2002) trouve qu'une subvention à destination des petites entreprises en Israël est plus efficace pour les petites entreprises que pour les grandes. Ali-Yrkkö (2005) obtient un effet positif des aides à la R&D pour les petites entreprises, qu'il lie au fait qu'elles sont davantage contraintes financièrement. Il trouve en effet que les entreprises contraintes financièrement sont plus susceptibles d'utiliser des aides à la R&D pour financer des projets plus risqués mais aussi plus prometteurs. Caiumi (2011) a aussi montré que l'effet des aides à la R&D était plus élevé pour les entreprises italiennes jeunes (start-up) ou contraintes financièrement. Au Japon, Kasahara et al. (2013) et Yohei (2011) obtiennent aussi une réponse plus forte des petites entreprises contraintes financièrement. En effet, une large littérature montre que les contraintes financières peuvent avoir un effet dissuasif sur l'investissement en R&D (Czarnitzki et al., 2011) et que les aides publiques à la R&D peuvent compenser cet effet négatif (Wren, 1994 ; Blanes et Busom, 2004 ; Hyytinen et Toivanen, 2005). Enfin, à partir d'une méta régression utilisant toutes les études sur le sujet, Castellacci et Mee Lie (2014) montrent que les aides sont plus efficaces pour les petites entreprises.

A l'inverse, Corchuelo et Martinez-Ros (2009) montrent que les incitations fiscales à la R&D sont plus efficaces pour les grandes entreprises espagnoles que pour les PME. De même, Cerulli et Potì (2012) évaluent un dispositif d'aides à la R&D en Italie, et concluent à un effet d'aubaine pour les petites entreprises, et une efficacité plus élevée dans les grandes entreprises. Domont (2013) obtient un résultat similaire pour la Belgique. Cet effet moindre pour les petites entreprises peut être lié aux plus faibles montants d'aides reçus. Ainsi, Aschhoff (2009) démontre qu'un montant minimum de subvention est nécessaire pour d'accroître les activités de R&D financées par l'entreprise. Guellec et Pottelsberghe (2000) trouvent une relation non linéaire en forme de U inversé entre les montants des aides et la R&D financée par le secteur privé. Ainsi, l'effet de l'aide augmente avec le montant d'aide jusqu'à un certain point, puis diminue marginalement jusqu'à un certain seuil, au-delà duquel l'effet de l'aide devient négatif. Zhu et al. (2006) et Gorg et Strobl (2007) ont obtenu des résultats similaires. Notons aussi que Lokshin et Mohnen (2007) obtiennent un effet plus élevé pour les entreprises de taille intermédiaire.

Ces résultats contrastés de la taille d'entreprise sur l'effet des aides à la R&D pourraient refléter les différences de type d'aide et de mise en œuvre des aides, selon le pays. Sterlacchini et Venturini (2018) montrent que le multiplicateur fiscal serait de 1,5 pour l'Italie et le Royaume-Uni mais seulement de 0,7 pour la France pour l'ensemble des entreprises, mais qu'il serait plus faible (d'1/4) pour les petites entreprises en France et au Royaume-Uni,

finance de la même façon les nouvelles activités de R&D et celles qui auraient été réalisées en l'absence d'aide (cette seconde catégorie semble majoritaire pour les plus grandes entreprises).

mais similaire en Italie. Ce papier montre donc l'efficacité comparée des aides à la R&D entre petites et grandes entreprises dépend des pays. Enfin, l'effet des aides à la R&D semble être plus clair selon un critère d'âge plutôt que de taille d'entreprises : Dechezlepretre et al. (2016) obtiennent un effet plus fort pour les jeunes entreprises ; et donc centrer les aides sur les entreprises jeunes serait plus efficace (commission européenne, 2014²⁶⁷).

Différences par pays. Il semble probable que l'efficacité des aides à la R&D varie d'un pays à l'autre du fait de différences d'organisation, caractéristiques économiques différentes et différents systèmes d'innovation d'un pays à l'autre. Par exemple, les résultats plutôt négatifs sur l'effet des aides dans les petites entreprises en Espagne et en Italie peuvent s'expliquer par le fait que dans ces pays, les petites entreprises étaient moins susceptibles de connaître (et de demander) des aides (Corchuelo et Martínez-Ros, 2009 ; Caiumi, 2010). Toujours en Espagne, pour Busom et al. (2014), les jeunes entreprises sans expérience de R&D auraient surtout recours aux aides directes et les mécanismes de crédit d'impôt seraient moins adaptés pour débiter une activité de R&D. Ce diagnostic va dans le sens des résultats de Sterlacchini et Venturini (2018) qui trouvent que sur la période 2007-2009 les crédits d'impôt à la R&D conduiraient à une hausse de la R&D en France, en l'Italie et au Royaume-Uni, mais pas en Espagne. Au Royaume-Uni les résultats sont en général élevés, comme l'illustre les récentes études de Dechezlepretre et al. (2016) et Guceri et Liu (2019) qui obtiennent des multiplicateurs supérieurs à 1 pour l'évaluation de la réforme du CIR de 2008. Notons que dans leur revue de littérature, Ientile et Mairesse (2009) concluent aussi que les crédits d'impôts à la R&D semblent être efficaces en Norvège et en France, mais moins pour l'Espagne et les Pays-Bas où les résultats sont moins convaincants.

Selon le design des aides. L'effet des aides à la R&D peut être sensible à leur design et mise en œuvre. Une première différence concerne l'effet des aides directes et indirectes. Selon les dernières revues de littérature sur le sujet, les crédits d'impôt à la R&D seraient plus efficaces pour augmenter la R&D que les subventions directes (Castellacci et Mee Lie, 2014, Zuñiga-Vicente et al., 2014, Bodas Freitas et al., 2017), tandis que Westmore (2013) obtiennent un effet plus élevé des aides directes à partir d'une analyse sur 19 pays de l'OCDE. Ces différences peuvent venir d'une temporalité différente : selon David et al. (2000) et Guellec et Van Pottelsberghe (2003), les effets des crédits d'impôt seraient plus rapides que les effets des subventions qui se matérialiseraient surtout à long terme. Cependant très peu d'études comparent directement aides directes et indirectes sur leur efficacité respective et il est donc difficile d'avoir une conclusion claire sur la question. Hægeland et Møen (2007) montrent que les crédits d'impôt ont des effets légèrement plus fort que les subventions. Busom et al. (2014) montrent que ce ne sont pas les mêmes types d'entreprises qui utilisent les deux catégories d'aides, qui sont donc plus complémentaires que substituables : les jeunes entreprises sans expérience de R&D auraient surtout recours aux aides directes (et les

²⁶⁷ Il faut cependant noter que peu de papiers comparent l'effet selon l'âge. Cornet et Vroomen (2005) obtiennent un effet plus élevé d'un dispositif d'allègement de cotisation pour les starts-up que les autres entreprises.

mécanismes de crédit d'impôt seraient moins efficaces pour elles), tandis que les entreprises ayant déjà investis en R&D utiliseraient davantage les crédits d'impôt à la R&D. Selon ces auteurs, les aides directes seraient plus adéquates en moyenne pour les petites et moyennes entreprises que les crédits d'impôts. Par ailleurs, certains pays comme l'Allemagne, la Finlande et le Luxembourg possèdent seulement des dispositifs de subventions, et n'ont pas de crédit d'impôt lié à la dépense en R&D. Les programmes de subvention à la R&D sont plus diversifiés et peuvent être orientés vers des projets aux retombées sociétales plus larges selon Mohnen (2017).

Au sein des aides indirectes, il est important de savoir s'ils s'appliquent aux dépenses de R&D supplémentaires ou s'ils sont "basés sur le volume de R&D". Il est généralement attendu un effet plus efficace des aides appliquées aux dépenses de R&D supplémentaires (Lokshin et Mohnen 2012), du fait de la persistance de la R&D : une fois entrées dans le circuit de la R&D, les entreprises poursuivraient leurs dépenses en R&D même sans aides publiques (Peters 2009, Arqué-Castells & Mohnen 2015). Ainsi, l'OCDE a conclu que les schémas en accroissement ont un multiplicateur supérieur à 1, et inférieur à 1 pour les schémas en volume (OCDE, 2011), en se basant sur quelques études (peu), ce qui est confirmé par Mohnen (2017). A l'inverse, Köhler et al. (2012) concluent que les dispositifs en volume sont plus efficaces, tandis que Lester et Warda (2014) obtiennent récemment des effets similaires pour les deux types de dispositifs, de même que la commission européenne (2014) qui obtient une différence non significative. À noter enfin que la commission européenne (2014) recommande des dispositifs en volume car ceux appliquées aux dépenses de R&D supplémentaires faussent la planification optimale des investissements et augmentent les coûts administratifs et de conformité.

Temporalité. Lach (2002) trouve qu'une subvention à destination des petites entreprises en Israël a eu un effet d'aubaine la première année, mais a eu un fort effet d'entraînement par la suite. La revue de la commission européenne et de Zuñiga-Vicente et al. (2014) concluent aussi que les effets de long terme semblent plus importants que les effets de court terme, et que l'effet des aides serait plus fort pour les firmes qui reçoivent des aides depuis plusieurs années. Ientile et Mairesse (2009) concluent de leur revue que l'additionnalité des incitations fiscales en faveur de la R&D a augmenté dans le temps, ce qui pourrait être le signe d'une efficacité accrue des aides publiques.

1.2.3. *Les études sur données françaises*

En France, les évaluations sont la plupart du temps réalisées à partir des données de l'enquête R&D du Ministère de l'Éducation nationale, de l'enseignement supérieur et de la recherche (MENESR). Cette enquête fournit une information très détaillée sur les dépenses des grands producteurs de R&D. Toutefois, elle ne couvre que partiellement la population des entreprises jeunes ou petites et l'évolution de son champ rend difficile son utilisation exclusive pour une évaluation de l'impact des aides à la R&D sur les petites entreprises (Annexe 1). Les travaux

d'évaluation de l'efficacité des aides à la R&D réalisés à partir de cette enquête se sont ainsi concentrés sur les entreprises moyennes et grandes. C'est principalement le CIR qui a été évalué : parmi les travaux les plus récents, on peut citer Duguet (2012), Mulkay et Mairesse (2013, 2019), Bozio et al. (2019), Margolis et Miotti (2015). Ces évaluations concluent globalement à un effet globalement additif du CIR.

Avec une méthode structurelle estimée sur une période avant la réforme de 2008, Mulkay et Mairesse (2013) obtiennent une élasticité de la R&D au cout d'usage du capital de -0,4. En l'appliquant à la réforme de 2008, ils obtiennent qu'à long terme, la réforme du CIR stimulerait la R&D de 12%, correspondant à un BFTB de 0,7 (et supérieur à 1 en 2012). Avec des données plus récentes, Mulkay et Mairesse (2019) obtiennent un multiplicateur d'environ 0,7 à long terme.

Avec une méthode non structurelle, Duguet (2012) estime l'effet du CIR sur la période 1993-2003 et obtient un effet additif du CIR, sans effet d'entraînement (BFTB proche de 1). Les études de Bozio et al. (2019) et Lhuillery et al. (2013) utilisent aussi des méthodes de différence de différences et sont également *ex post* mais portent sur les réformes du CIR de 2008. Lhuillery et al. (2013) mettent globalement en évidence un effet additif des subventions et du CIR mais ils observent aussi des effets d'aubaine pour les entreprises bénéficiant de montants d'aides faibles ou modérés (en contradiction avec le résultat de Guellec et Pottelsberghe 2000 sur l'effet selon le montant d'aide en forme de U inversé)²⁶⁸. Bozio et al. (2019) obtiennent un multiplicateur des dépenses de R&D entre 1 et 1,5 mais un effet sur l'emploi R&D plus faible. Bunel et al. (2018) obtiennent quant à eux un effet de la création du crédit d'impôt à l'innovation positif sur l'emploi en R&D et le chiffre d'affaires mais sans calculer le multiplicateur. Concernant les subventions, Duguet (2004) obtient un effet globalement additif pour les aides directes versées au cours de la période 1985-1997.

Les études qui excluent de leur champ les plus grandes entreprises aboutissent à des résultats plus partagés. Selon Serrano-Velarde (2008), l'obtention de subventions de l'Anvar aurait été accompagnée d'une baisse de la dépense privée (dépense en R&D nette des aides) en R&D des PME et des ETI aidées. En revanche, sur un champ comparable, Bellégo et Dortet-Bernadet (2014) montrent que le supplément d'aide reçu à la suite d'une participation aux pôles de compétitivité n'aurait pas entraîné de baisse de la dépense privée. Néanmoins, ces deux études ont été réalisées à partir des données de l'enquête R&D, ce qui exclut les plus petites entreprises. En ne travaillant pas exclusivement à partir de l'enquête R&D mais aussi sur des données similaires aux nôtres, Lelarge (2009) montre qu'au cours des premières années du dispositif JEI (2004-2005), les entreprises auraient augmenté les rémunérations versées ce qui permettrait de conserver leurs employés les plus qualifiés.

²⁶⁸ Les aides les plus efficaces seraient celles à très petites et très fortes « doses ».

2. Données

2.1. Les données sur les aides et l'emploi liés à la R&D

Plusieurs bases de données sont utilisées dans cette étude pour connaître les montants d'aides reçues par les entreprises et estimer le nombre d'emplois consacrés à la R&D :

- **la base de gestion du CIR** (GECIR, source MENESR). En plus du montant du crédit d'impôt cette base est utilisée pour obtenir des informations complémentaires (à l'enquête R&D) sur les subventions reçues par les entreprises pour faire de la R&D. Elle fournit aussi des informations sur les dépenses de personnel réalisées pour faire de la R&D. Les montants de CIR considérés ici ne prennent pas en compte le crédit d'impôt nouvelles collections, qui est une aide à la filière textile gérée dans le même cadre législatif que le CIR mais qui n'a aucun rapport avec la R&D. En outre, aucune réaffectation du CIR par secteurs n'a été effectuée²⁶⁹.
- **le fichier des participations au dispositif JEI** (source Acoess). Ce fichier fournit le montant des exonérations de cotisation employeurs obtenues par les entreprises ce qui constitue l'essentiel des aides reçues dans le cadre de ce dispositif²⁷⁰. Les exonérations fiscales potentielles liées au dispositif JEI ne sont donc pas prises en compte. Un nombre d'employés et une masse salariale de l'emploi consacré à la R&D sont estimés à partir de cette seule information.
- **la liste des agréments du MENESR** (source MENESR). Cette liste comprend des entreprises qui réalisent de la R&D pour d'autres entreprises et qui veulent faire bénéficier du CIR à ces clients. Comme les entreprises agréées n'apparaissent pas forcément dans la base de gestion du CIR, la liste des agréments est utilisée pour compléter l'information sur les très petites entreprises qui font de la R&D.
- **la base de données de l'enquête R&D** (source MENESR) : cette base est utilisée pour obtenir les montants d'aides directes et pour estimer le nombre d'emplois consacrés à la R&D entre 2008 et 2010 (*annexe A*).

Les aides indirectes sont connues grâce aux données exhaustives de la base de gestion du CIR et du fichier des participations au dispositif JEI. Par contre, aucune base ne répertorie les aides directes de façon exhaustive : leur montant doit être estimé. Pour chaque entreprise, cette estimation est essentiellement réalisée à partir de l'information reportée dans la base CIR, complétée et le cas échéant recoupée par l'information issue de l'enquête R&D. Ces sources étant parfois divergentes, c'est le montant de subventions le plus élevé reporté dans l'une de

²⁶⁹ Les publications du MENESR [MENESR, 2014] reposent souvent sur une réaffectation préliminaire du CIR des secteurs des holdings et des services de R&D aux secteurs utilisateurs des travaux de R&D correspondants (l'industrie, par exemple). Cependant ce phénomène est très marginal pour la population de petites entreprises étudiée dans ce travail : cette méthode n'a pas été implémentée, seules les entreprises sollicitant et bénéficiant *directement* du CIR sont décrites dans cette étude.

²⁷⁰ Le dispositif consiste en une exonération de cotisations sociales et des exonérations fiscales qui ont atteint respectivement 134 millions d'euros et 20 millions d'euros en 2010 [Hallépée et Houlou-Garcia, 2012].

ces sources qui est retenu. Toutefois, le total des aides directes obtenu grâce à cette méthode est inférieur aux estimations fournies par l'enquête R&D pondérée²⁷¹, d'en moyenne 25 % pour les TPE et 9 % pour les PME entre 2003 et 2010 (*annexe B*) : un redressement par calage sur les chiffres de l'enquête R&D permet de corriger en partie ce biais dans la partie agrégée. Néanmoins, l'analyse microéconométrique est effectuée sans les pondérations issues de ce redressement.

2.2. Les autres sources d'informations utilisées

Pour reconstituer les catégories d'entreprises et pour estimer le nombre d'emplois consacrés à la R&D, les informations sur la R&D des entreprises sont appariées avec d'autres données : les données fiscales, les déclarations annuelles de données sociales (DADS) et la base de données sur les liaisons financières (Lifi). Les données fiscales Ficus/ESANE (Insee) permettent d'avoir des informations financières, fiscales et sur le secteur d'activité des entreprises. Les DADS permettent d'obtenir une description exhaustive de l'emploi salarié par catégorie socioprofessionnelle (CS). Les effectifs par CS ont été recalculés en 2009 et 2010 pour contrôler l'influence de la modification de la méthode de codage des CS²⁷². Le coût du travail a été estimé à partir des salaires bruts auxquels ont été ajoutées les estimations du niveau des cotisations sociales employeurs proposées par Cottet et al. (2012). Enfin la base des liaisons d'entreprises (Lifi) est utilisée pour reconstituer les groupes d'entreprises puis les catégories d'entreprises : les TPE, les PME, les ETI et les grandes entreprises (Béguin *et alii.*, 2012). Les catégories d'entreprises sont construites à l'aide de la base Lifi pour la dimension groupe, de la source DADS pour les données d'emploi, et des données FICUS/ESANE pour les données de chiffre d'affaires et d'actif. Dans la partie 4, 5 et 6 sur données individuelles, les montants (chiffre d'affaires, valeur ajoutée, salaire, aides) sont déflatés à l'aide des indices de prix de la valeur ajoutée de chaque branche (les indices ont pour date de référence juillet 2000).

Dans cette étude, la notion d'entreprise et les catégories de taille associées approchent au mieux la définition du décret 2008-1354 de la loi de modernisation de l'économie²⁷³. L'« entreprise » est approximée par le groupe : l'autonomie de décision est appréhendée ici

²⁷¹ L'enquête R&D donne l'information la plus large sur les aides directes au niveau global. Cette information semble relativement fiable : entre 2003 et 2010, pour les entreprises qui ont bénéficié du CIR, le rapport entre les subventions mesurées avec l'enquête R&D et les subventions déclarées dans les bases du CIR est de 86 % pour les TPE et 95 % pour les PME (*annexe B*).

²⁷² À partir de 2009, une nouvelle méthode de codage des CS a été utilisée lors de l'exploitation des DADS. Seule les données 2008 du panel DADS ont été diffusées avec deux CS différentes obtenues par les deux méthodes de codage. Des probabilités de passage entre CS ont été calculées à partir de ces données (des probabilités différentes par secteur (niveau 1 de la NAF) et par catégorie d'entreprise). En 2009 et 2010, ces probabilités ont permis d'estimer des effectifs par CS comparables à ceux obtenus les années précédentes avec l'ancien codage.

²⁷³ « La notion d'entreprise utilisée pour l'application de l'article 51 de la loi de modernisation de l'économie susvisée est celle du règlement (CEE) du Conseil du 15 mars 1993 susvisé, c'est-à-dire la plus petite combinaison d'unités légales qui constitue une unité organisationnelle de production de biens et de services jouissant d'une certaine autonomie de décision, notamment pour l'affectation de ses ressources courantes. ».

par le groupe auquel une unité légale appartient, lorsqu'il ne s'agit pas d'une unité légale indépendante²⁷⁴.

Les critères des quatre catégories d'entreprise sont les suivants²⁷⁵ :

- **Très petites entreprises (TPE) ou microentreprises** : entreprises au sens précédent, de moins de 10 personnes et dégageant un chiffre d'affaires annuel ou présentant un total de bilan (non consolidé ici) n'excédant pas 2 millions d'euros ;
- **Petites et moyennes entreprises (PME)** : entreprises au sens précédent, de moins de 250 personnes, et dégageant un chiffre d'affaires annuel n'excédant pas 50 millions d'euros ou présentant un total de bilan (non consolidé ici) n'excédant pas 43 millions d'euros. Cette catégorie d'entreprise contient la catégorie des TPE ;
- **Entreprises de Taille Intermédiaire (ETI)** : entreprises au sens précédent, de moins de 5 000 personnes mais qui ne sont pas des PME et dégageant un chiffre d'affaires annuel n'excédant pas 1 500 millions d'euros ou présentant un total de bilan n'excédant pas 2 000 millions d'euros ;
- **Grandes entreprises** : entreprises au sens précédent, non classées dans les catégories précédentes.

3. Les aides à la R&D en France et leurs évolutions depuis 2003

3.1. Panorama des aides à la R&D en France

Les dispositifs de soutien à la R&D se composent d'aides indirectes (crédits d'impôt et allègements de charge) et d'aides directes. Les aides indirectes recouvrent principalement le CIR et les allègements de cotisations sociales accompagnant le statut de JEI, tandis que les aides directes sont attribuées par différents organismes en charge du développement de la R&D des entreprises.

3.1.1. Aides indirectes

Le CIR, créé en 1983, est une réduction d'impôt accordée aux entreprises de toutes tailles qui réalisent de la R&D. De 1983 à 2003, le dispositif a été progressivement rendu plus généreux, tout en conservant globalement la même architecture : le montant du crédit d'impôt dépendait

²⁷⁴ À noter qu'une alternative (en cours de construction à l'Insee) est de construire des « entreprises » au sens économique (profilage), qui peuvent notamment être relativement autonomes au sein des groupes.

²⁷⁵ À noter que les entreprises dont toutes les données manquent pour être classées dans ces catégories d'entreprises ne sont pas utilisées dans cette étude. La perte d'aides liée à ce manque de données est toutefois très faible (environ 1% pour le montant total de CIR par exemple).

de l'accroissement des dépenses de R&D d'une année sur l'autre et était plafonné (MENESR, 2014). Une première grande réforme du CIR est intervenue en 2004 avec l'introduction d'une part supplémentaire de crédit d'impôt calculée sur le volume des dépenses de R&D. Celle-ci correspondait à 5 % des dépenses en 2004 et 2005, puis à 10 % à partir de 2006. Le crédit d'impôt calculé sur l'accroissement de ces dépenses était par contre progressivement réduit (de 50 % avant 2004 à 45 % en 2004 et 2005 puis à 40 % en 2006 et 2007, cf. tableau 27) et le plafond du crédit d'impôt relevé de 6,1 à 8 millions d'euros en 2004, puis à 16 millions d'euros en 2007. L'assiette du CIR est progressivement élargie en incluant des dépenses liées aux brevets, aux activités sous-traitées auprès d'organismes de recherche ou aux activités de veille technologique.

La réforme du CIR engagée en 2008 supprime le crédit d'impôt calculé à partir de l'accroissement des dépenses de R&D, relève le taux applicable au volume des dépenses à 30 % jusqu'à 100 millions d'euros, puis à 5 % au-delà, et supprime le plafond sur le montant du crédit d'impôt. Des dispositifs spécifiques ont également été appliqués : les taux bonifiés pour les entreprises qui demandent à bénéficier pour la première fois du CIR (le taux est de 50 % pour la première année et de 40 % pour la deuxième) ; certaines dépenses sont comptées deux fois dans l'assiette du CIR : les dépenses de rémunération de docteurs dans les deux années qui suivent leur premier recrutement et les dépenses de R&D externalisées auprès d'un organisme public de recherche. Enfin, l'assiette du CIR s'est élargie en rendant éligible l'ensemble des dépenses de R&D engagées par l'entreprise (les dépenses externalisées auprès d'un sous-traitant sont éligibles, y compris si le sous-traitant est établi hors de France mais dans l'espace économique européen).

L'imputation du CIR en réduction d'impôt peut être étalée sur quatre exercices dans le cas où il excéderait l'impôt dû, l'éventuel reliquat étant remboursé par l'État à la fin de la quatrième année. Cependant, des régimes dérogatoires ont été mis en place pour certains types d'entreprises qui peuvent avoir un remboursement dès l'année suivant les créances de CIR, notamment pour les JEI et gazelles²⁷⁶ en 2007 et 2008, toutes les entreprises en 2009 et pour les PME à partir de 2010.

Le statut de JEI, créé en 2004, accorde des réductions d'impôts²⁷⁷ et une exonération de cotisations patronales sur les emplois hautement qualifiés, notamment les ingénieurs et les chercheurs²⁷⁸. Ce statut de JEI correspond à un dispositif d'aide plus ciblé que le CIR car il

²⁷⁶ Les entreprises éligibles au statut de PME de croissance (dit « gazelles ») sont les entreprises : comptant plus de 20 et moins de 250 salariés ; dont les dépenses de personnel ont crû d'au moins 15 % par exercice sur deux exercices consécutifs ; répondant aux critères européens de la PME ; assujetties à l'impôt sur les sociétés.

²⁷⁷ Exonération temporaire d'impôt sur les bénéfices, exonération d'imposition forfaitaire le cas échéant, exonération de taxes locales sur délibération des collectivités territoriales.

²⁷⁸ Exonération des cotisations sociales employeur versées au titre des assurances sociales, des allocations familiales, des accidents du travail et des maladies professionnelles. Les emplois concernés correspondent aux salariés de l'entreprise participant à l'activité de recherche : chercheurs, techniciens, gestionnaires de projet de recherche et de développement, juristes chargés de la protection industrielle et des accords de technologie, personnes chargées des tests préconcurrentiels

accorde ces allègements fiscaux et sociaux aux seules PME indépendantes de moins de huit ans dont les activités de R&D représentent au moins 15 % de leurs charges²⁷⁹. Le montant global des aides liées au statut de JEI est beaucoup moins important que celui du CIR (près de 140 millions d'euros en 2010), mais a doublé entre 2004 et 2010. De plus, pour les TPE, il correspond à près de 20 % de l'ensemble des aides indirectes. À noter que le dispositif JEI est considéré par la commission européenne comme l'aide la plus efficace pour stimuler la R&D parmi l'ensemble des dispositifs mis en œuvre dans les pays européens (commission européenne, 2014).

Ces aides indirectes CIR et JEI sont auto-déclarées. Dans le cas du dispositif JEI, l'entreprise met en place elle-même les exonérations de cotisations sociales. Cependant, des contrôles peuvent avoir lieu. Dans le cas des JEI, c'est l'URSSAF qui peut vérifier l'éligibilité. Dans le cas du CIR, c'est le centre des impôts (dans le cas de montants de CIR faibles) ou le MENESR (lorsque les enjeux financiers sont plus importants). Dans les deux cas, pour sécuriser son financement et éviter un redressement, l'entreprise peut faire un rescrit qui est une demande préalable d'avis faite auprès de l'administration fiscale, qui sera opposable en cas de contrôle fiscal postérieur. Notons enfin que le statut d'entreprise bénéficiant du CIR ou du statut JEI (notamment lorsque cela est prouvé par un rescrit) a un avantage indirect au niveau des différentes aides et subventions publiques liées à l'innovation : il démontre la solidité de la R&D auprès d'acteurs comme la BPI, ce qui peut être un avantage pour obtenir des subventions.

Tableau 27. Évolutions des paramètres du crédit d'impôt recherche entre 2003 et 2010

	de 1991 à 2003	2004- 2005	2006	2007	de 2008 à 2010
Taux (%) en volume		5	10	10	30 % jusqu'à 100 millions d'euros 5 % au-delà taux bonifiés de 50 % pour la 1 ^{re} année et de 40 % pour la 2 nd e année (*)
Taux (%) en accroissement	50	45	40	40	///
Plafond (en millions d'euros)	6,1	8	10	16	Déplafonnement

(*) Pour les entreprises demandant à bénéficier du CIR pour la 1^{re} fois

Source : réalisé à partir de documents du MENESR.

²⁷⁹ Un quatrième critère est qu'elle ne doit pas avoir été créée dans le cadre d'une concentration, d'une restructuration, d'une extension d'activité préexistante ou d'une reprise d'une telle activité.

3.1.2. Aides directes

Les aides directes correspondent à des subventions bénéficiant à des projets ou couvrant un type précis de dépenses. Ces subventions comprennent des avances remboursables (leur remboursement est lié au succès du projet soutenu), des primes, des prêts bonifiés, des garanties, des opérations de capital-investissement (permettant de réduire le risque en capital supporté par les entreprises) et des commandes publiques. Elles sont délivrées par les collectivités locales, différents acteurs nationaux comme Oséo, l'Agence nationale de la recherche (ANR)²⁸⁰ ou le Fonds unique ministériel (FUI)²⁸¹, ou par l'Union européenne²⁸². À partir de 2005, plusieurs dispositifs d'aide directe à la R&D ont été lancés par l'État :

- Oséo-Innovation a notamment été spécialement chargé du financement de la R&D des PME ;
- Deux nouveaux dispositifs finançant la R&D collaborative public-privé ont aussi été mis en place en 2005. L'un, piloté par l'ANR, finance des collaborations public-privé qui sont plus orientées vers la recherche fondamentale. L'autre, lié à la politique des pôles de compétitivité, est piloté par le FUI. Ces projets sont davantage tournés vers la recherche appliquée et le développement que ceux financés par l'ANR et engagent des montants de dépenses de R&D plus importants. Dans les deux cas, le taux d'aide pour les entreprises participant au projet varie entre 25% et 40% (Bellégo et al, 2017).
- Enfin l'Agence pour l'innovation industrielle (devenue le programme Innovation stratégique industrielle (ISI) de Bpifrance), a également été créée en 2005, avec un objectif complémentaire à l'ANR et au FUI : financer des projets de R&D collaboratifs d'une taille supérieure et ayant vocation à développer les filières industrielles ou à en faire émerger de nouvelles.

Les aides directes peuvent servir à financer des projets proposés par une seule entreprise ou des projets collaboratifs qui peuvent impliquer plusieurs entreprises et même des organismes publics de recherche. Pour ces projets collaboratifs les petites entreprises bénéficient généralement de taux d'aide supérieurs à ceux obtenus par les grandes entreprises.

Il faut enfin noter que toutes les aides (CIR, JEI, subventions) sont cumulables par entreprises.

²⁸⁰ S'il s'agit principalement de collaborations entre organismes de recherche publics en France et au niveau international, une partie du budget de l'ANR est consacrée aux projets collaboratifs entre organismes de recherche publics et entreprises (138 millions d'euros en 2013, soit un tiers du subventionnement total des projets de recherche). Le principal programme de l'ANR impliquant des entreprises est le Projet de recherche collaborative – entreprises (PRCE). Il subventionne des projets de R&D réunissant au moins deux partenaires : une entreprise et un organisme de recherche public. Pour plus de détails, voir Bellégo et al (2017).

²⁸¹ Par exemple pour les projets labellisés par les pôles de compétitivité (Dufau, 2017 ; Bellégo & Dortet-Bernadet, 2014).

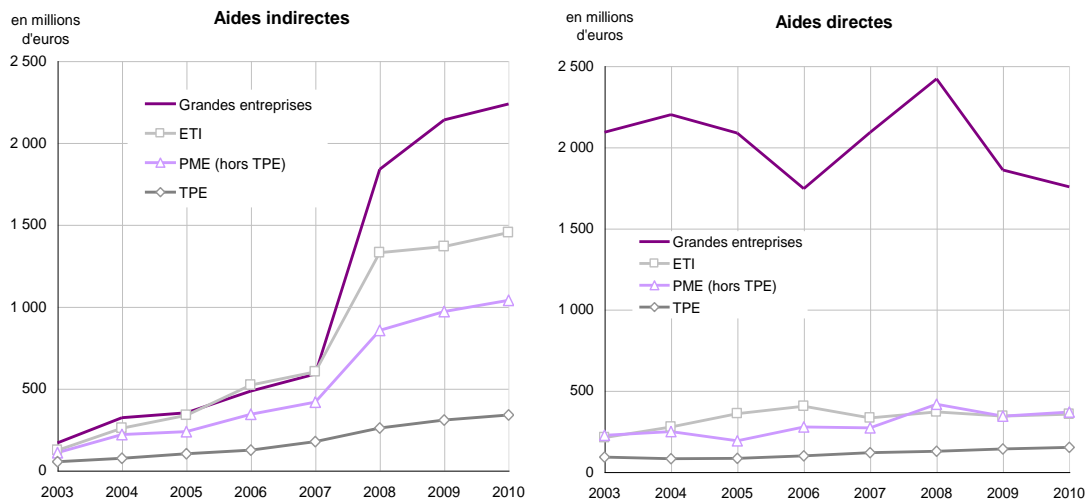
²⁸² Des financements peuvent être obtenus grâce au Programme-Cadre pour la recherche et le développement technologique (PCPRD) ou aux Fonds européens de développement régional (FEDR).

3.2. Évolution des aides par catégorie d'entreprise

En 2010, les TPE reçoivent le montant des aides indirectes le plus faible (*figure 22*) tandis que les grandes entreprises en perçoivent la plus grande part (44 %). Ce dernier groupe d'entreprises connaît aussi la plus forte augmentation du montant des aides indirectes au cours de la période 2003-2010, suivies par les ETI, et les PME (considérées hors TPE dans l'ensemble de cette analyse). C'est pour les TPE que ce montant a le moins augmenté depuis 2003.

Sur la période, le montant total des aides directes a été globalement stable pour les ETI et les grandes entreprises mais il a augmenté pour les PME et les TPE de 64 % (*figure 22*).

Figure 22. Montant des aides à la R&D par catégories d'entreprise



Champ : France. Hors exonérations fiscales des JEI et CIR collection pour les aides indirectes ; données estimées pour les aides directes (cf. partie 2.1).

Lecture : en 2010, les PME qui ne sont pas des TPE ont perçu 1 039 millions d'euros sous forme d'aides indirectes.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acoiss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

En 2010, un peu plus de la moitié de l'ensemble des aides (directes et indirectes) a été attribuée aux grandes entreprises (*tableau 28*). L'ensemble des PME et des TPE a reçu 25 % des aides (6 % pour les seules TPE) ce qui correspond à près de 2 milliards d'euros. Cette part a régulièrement augmenté depuis 2003 où les PME et TPE ne recevaient que 16 % de l'ensemble des aides²⁸³. Pour l'ensemble des entreprises, les aides indirectes ont progressivement pris une part plus importante dans les aides totales versées (de 15 % en 2003 à 66 % en 2010), cette tendance est commune à beaucoup de pays de l'OCDE depuis les années 1990 (MENESR, 2014). En effet, les aides indirectes ont la réputation d'avoir des coûts administratifs moins importants, des effets de court terme plus forts et de moins cibler

²⁸³ L'augmentation de la part des aides reçues par les ETI a été encore plus importante, en 2010 elles recevaient 23 % des aides à la R&D contre seulement 11 % en 2003.

des secteurs ou des domaines technologiques particuliers que les aides directes (Lallement, 2011).

Tableau 28. Évolution de la répartition du total des aides à la R&D par catégories d'entreprise

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Grandes entreprises	73%	68%	65%	56%	58%	56%	53%	52%
ETI	11%	15%	19%	23%	20%	22%	23%	23%
PME (hors TPE)	11%	13%	11%	16%	15%	17%	18%	18%
TPE	5%	4%	5%	6%	6%	5%	6%	6%

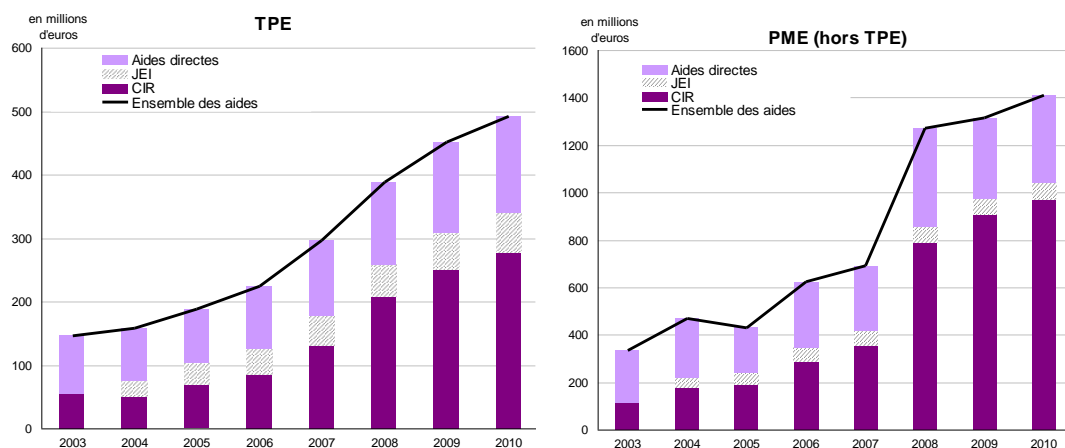
Champ : France. Hors exonérations fiscales des JEI et CIR collection pour les aides indirectes ; données estimées pour les aides directes (cf. partie 2.1).

Lecture : en 2010, les PME qui ne sont pas des TPE ont perçu 18 % de l'ensemble des aides à la R&D des entreprises.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Finalement, les aides à la R&D reçues par les TPE ont augmenté de 240 % entre 2003 et 2010. Le poids du CIR dans les aides versées a fortement augmenté en 2008 au moment de la réforme du CIR, pour atteindre 56 % en 2010 (contre 32 % en 2004), tandis que les poids relatifs du dispositif JEI et des aides directes ont diminué (*figure 23*). Pour les PME hors TPE la hausse du CIR en 2008 est plus marquée. Les TPE et PME ont les taux d'aide les plus élevés et ont connu une forte augmentation des aides à la R&D depuis 2003. Par la suite, on analyse l'effet de cette hausse rapide sur les dépenses en R&D et on mesure l'évolution des aides de l'ensemble des TPE et PME rapportées à la dépense de R&D depuis 2003.

Figure 23. Aides à la R&D des TPE et PME



Champ : France, TPE et PME. Hors exonérations fiscales des JEI et CIR collection pour les aides indirectes ; données estimées pour les aides directes (cf. partie 2.1).

Lecture : en 2004, sur un total de 157 millions d'euros d'aide versées aux TPE, 50 millions d'euros viennent du CIR, 25 millions d'euros du dispositif JEI et 82 millions d'euros des aides directes.

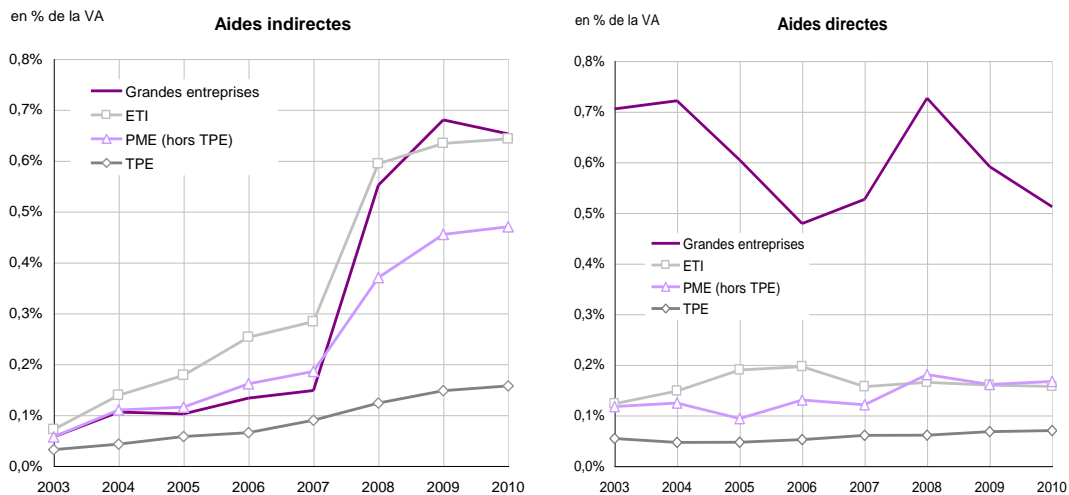
Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

La hiérarchie par catégories d'entreprises reste globalement identique si on rapporte le montant des aides indirectes et directes à la valeur ajoutée (VA), ce qui permet de prendre en compte le niveau et l'évolution de l'activité de chaque catégorie d'entreprise et de contrôler

l'effet de l'évolution des prix sur le montant d'aide. Les grandes entreprises et les ETI reçoivent en 2010 la plus grande part des aides indirectes relativement à leur valeur ajoutée (0,64 point de VA contre 0,46 point pour les PME et 0,15 point pour les TPE) et au cours de la période 2003-2010, elles connaissent la plus forte augmentation du montant de ces aides rapportées à la VA (figure 24). C'est le contraire pour les TPE : il s'agit de la catégorie d'entreprises dont le montant des aides indirectes rapporté à la VA est le plus faible en 2010 et a le moins augmenté depuis 2003. En rapportant les aides directes à la valeur ajoutée, c'est toujours les grandes entreprises et les ETI qui ont le rapport le plus élevé (0,4 % en moyenne en 2010), suivi des PME (0,2 %) puis des TPE (0,1 %). Ce rapport a cependant augmenté entre 2003 et 2010 pour les TPE et PME alors qu'il a baissé pour les grandes entreprises et les ETI.

Au final, en 2010, le ratio des aides à la R&D sur la VA est égal à 1,2 % pour les grandes entreprises (contre 0,8 % en 2003), 0,8 % pour les ETI (contre 0,2 % en 2003), 0,6 % pour les PME (contre 0,2 % en 2003) et 0,3 % pour les TPE (contre 0,1 % en 2003). Pour l'ensemble des entreprises, il s'élève à 0,8 % de la VA en 2008, 2009 et 2010, soit environ le quart du poids de la R&D dans la VA en France²⁸⁴.

Figure 24. Part de la R&D subventionnée dans la VA



Champ : France. Hors exonérations fiscales des JEI et CIR collection pour les aides indirectes ; données estimées pour les aides directes (cf. partie 2.1).

Lecture : en 2010, les aides indirectes reçues par les PME qui ne sont pas des TPE représentent 0,5 % de leur valeur ajoutée et les aides directes 0,2 %.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

3.3. Évolution des taux d'aides par catégorie d'entreprise

Si les TPE ont un montant d'aide plus faible que les autres catégories d'entreprise (en niveau et en proportion de leur valeur ajoutée) cela correspond en fait à une activité de R&D plus

²⁸⁴ Selon l'OCDE [OCDE, 2013], le poids de la R&D dans la VA serait de 2,4 % en 2009, dont 0,5 % pour les entreprises de moins de 50 salariés et 3,9 % pour les entreprises de plus de 50 salariés.

réduite. Pour mesurer l'intensité des aides depuis 2003, il convient de comparer le montant et l'évolution des aides au niveau et à l'évolution des dépenses de R&D. Cependant, étudier la R&D des petites entreprises depuis 2003 pose un problème statistique : les sources de données utilisées pour quantifier les aides à la R&D ne fournissent pas de mesure homogène des dépenses de R&D ; notamment, l'enquête R&D du MENESR, qui est la principale source d'information sur le sujet, ne couvre que partiellement la population des entreprises jeunes et petites, en particulier celles qui ne font pas de la R&D de façon continue (annexe A). Toutefois, une partie importante de l'investissement en R&D correspond aux dépenses de personnel qui peuvent être mesurées à partir de données d'emploi. Ainsi, la suite de l'analyse ne traite que de la « dépense en emplois liés à la R&D » et des aides à la R&D consacrées à l'emploi. Ces dernières constituent la grande majorité des aides à la R&D (environ trois quarts des aides pour les TPE et PME). Le taux d'aide pour l'emploi consacré à la R&D correspond au rapport entre le montant des aides consacrées à l'emploi et une estimation du coût du travail des emplois R&D. Ce taux représente la part de l'ensemble des dépenses de personnel liées à la R&D qui a été financée par des aides publiques.

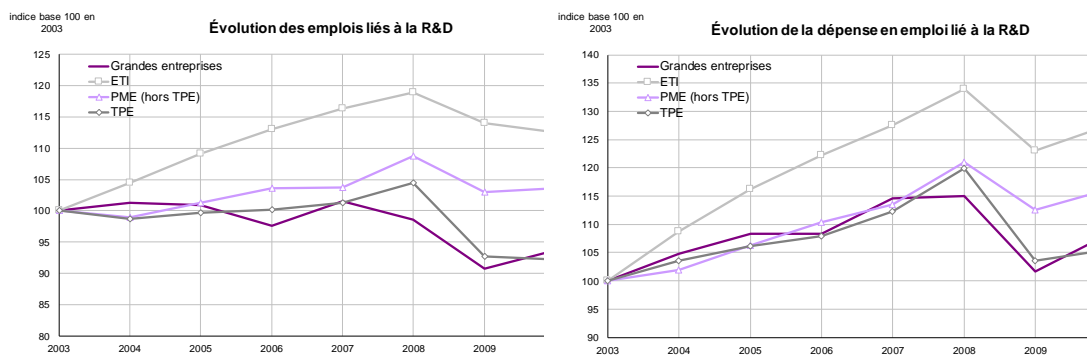
L'estimation du taux d'aide pour l'emploi R&D et des emplois R&D qui n'ont pas été financés par des aides publiques est réalisée en trois étapes : On estime d'abord l'évolution des dépenses en emploi liés à la R&D des PME (étape 1)²⁸⁵, puis celle des aides à la R&D consacrées à l'emploi (étape 2). Enfin dans une troisième étape, on compare ces deux résultats pour estimer l'évolution des emplois R&D qui n'ont pas été financés par des aides publiques. Si cette méthode est principalement faite pour les PME, on l'applique à titre illustratif également aux ETI et grandes entreprises afin de comparer les évolutions. L'annexe C détaille précisément la méthode pour l'étape 1 et l'étape 2.

Selon nos estimations, l'emploi R&D des PME (hors TPE) aurait plus augmenté que celui des TPE entre 2003 et 2008 et la crise de 2008/2009 aurait eu un impact plus fort pour les TPE (figure 25). Les ETI aurait eu l'évolution de l'emploi la plus dynamique, tandis qu'à l'inverse l'emploi des grandes entreprises aurait le plus baissé sur la période. Les dépenses en emploi R&D suivent une évolution similaire. Néanmoins, contrairement à l'emploi R&D, la dépense en emploi R&D des TPE n'a pas diminué entre 2003 et 2010 (figure 25) : elle a augmenté de 5 % pour les TPE, 16 % pour les autres PME, 27% pour les ETI et 8% pour les grandes entreprises. Ces évolutions sont très différentes de celles obtenues avec l'enquête R&D pour les TPE et PME mais elles paraissent plus réalistes (voir la discussion dans l'annexe A).

²⁸⁵ L'étape 1 est-elle même réalisée en deux temps. Dans un premier temps, on calcule l'emploi R&D sur la période 2008-2010 à partir des données de l'enquête R&D, et des bases de données administratives des aides (cf. annexe C) en faisant l'hypothèse que pour la période 2008-2010, le développement des aides permet d'avoir une liste quasiment exhaustive des PME qui mènent des activités de R&D. Puis dans un deuxième temps, on calcule l'évolution de l'emploi R&D sur la période 2003-2010 en supposant que pour chaque secteur (niveau 5 de la NAF) et catégorie d'entreprise le rapport²⁸⁵ entre le nombre d'emplois R&D et le nombre d'emplois « hautement qualifiés » ($Emploi_{HQ, \text{secteur, catég.}}$, source DADS) est stable dans le temps. On discute de cette hypothèse en annexe. Différentes méthodes d'estimation de l'évolution de l'emploi R&D ont été testées pour être comparées à ces résultats (annexe D). Les deux méthodes qui nous semblent les plus réalistes donnent des résultats relativement semblables avec une baisse significative de l'emploi en 2009.

À partir de la méthode qui vient d'être présentée, il est aussi possible d'estimer l'évolution de l'emploi hautement qualifié qui n'est pas consacré à la R&D. Ce calcul montre que l'emploi R&D aurait été plus dynamique sur la période 2004-2008 que l'emploi non R&D mais qu'il aurait aussi plus pâti de la crise. Inversement le coût moyen de l'emploi R&D aurait été moins dynamique que celui des autres emplois hautement qualifiés sur la période 2003-2008 mais il aurait été finalement plus dynamique sur la période 2008-2010 (*annexe C*). Ces différences sont notamment liées à des effets de compositions sectorielles.

Figure 25. Évolution de l'emploi et de la dépense en emploi consacrés à la R&D



Champ : France, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : entre 2003 et 2010, l'emploi lié à la R&D a augmenté de 4 % pour les PME et baissé de 8 % pour les TPE. Entre 2003 et 2010, le coût du travail des emplois liés à la R&D ont augmenté de 16 % pour les PME et de 5 % pour les TPE.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Selon nos estimations, les aides à la R&D consacrées à l'emploi représentent environ trois quarts des aides à la R&D perçues par les TPE et les autres PME. Entre 2003 et 2010, les aides à la R&D consacrées à l'emploi ont augmenté de 280 % pour les TPE et 440 % pour les autres PME, avec une hausse particulièrement forte en 2008 liée à la réforme du CIR (figure 26). La hausse a été la plus forte pour les ETI avec une hausse de plus de 600 %, tandis qu'elle a été moindre pour les grandes entreprises avec une hausse de moins de 200 %.

Le taux d'aide pour l'emploi consacré à la R&D est obtenu en divisant le montant des aides consacrées à l'emploi par l'estimation du coût des emplois R&D. Entre 2003 et 2010, ce taux a très fortement augmenté pour les TPE (+35 points, *figure 27*) et il atteint 49 %²⁸⁶ des dépenses de personnel consacrées à la R&D en 2010. Pour les PME, le niveau du taux d'aide est deux fois moins important : il est de 22 % en 2010 et a été multiplié par plus de 4 depuis 2003. Au total pour l'ensemble des PME (y compris TPE), le taux d'aide passe de 5 % à 25 %. Le taux d'aide aurait moins augmenté pour les ETI et les grandes entreprises (+10 points).

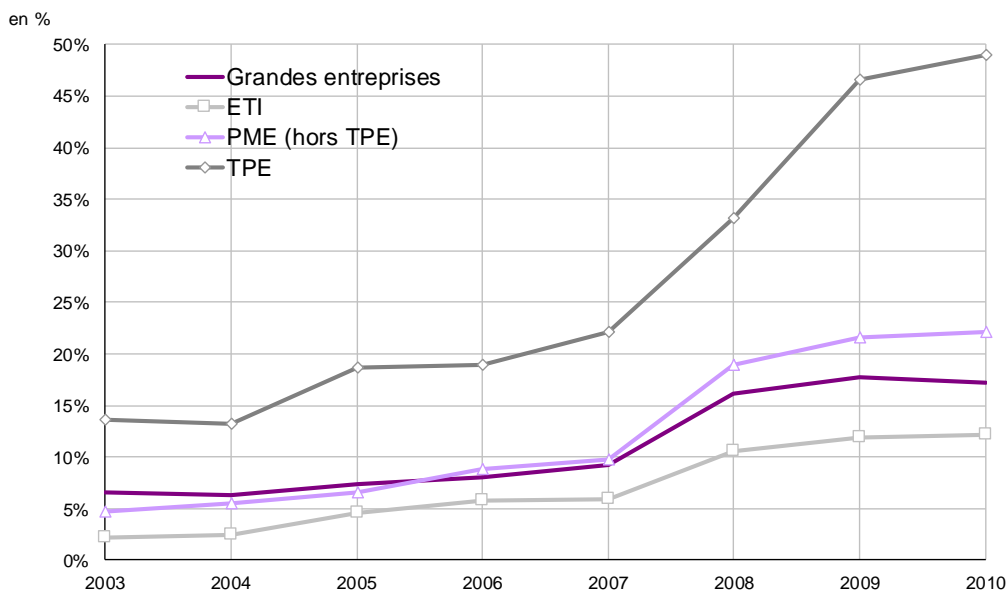
²⁸⁶ Dont une contribution de 28 % du CIR, 9 % du dispositif JEI et 12 % des aides directes.

Figure 26. Évolution des aides à la R&D consacrées à l'emploi



Champ : France, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.
Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Figure 27. Taux d'aide pour l'emploi consacré à la R&D

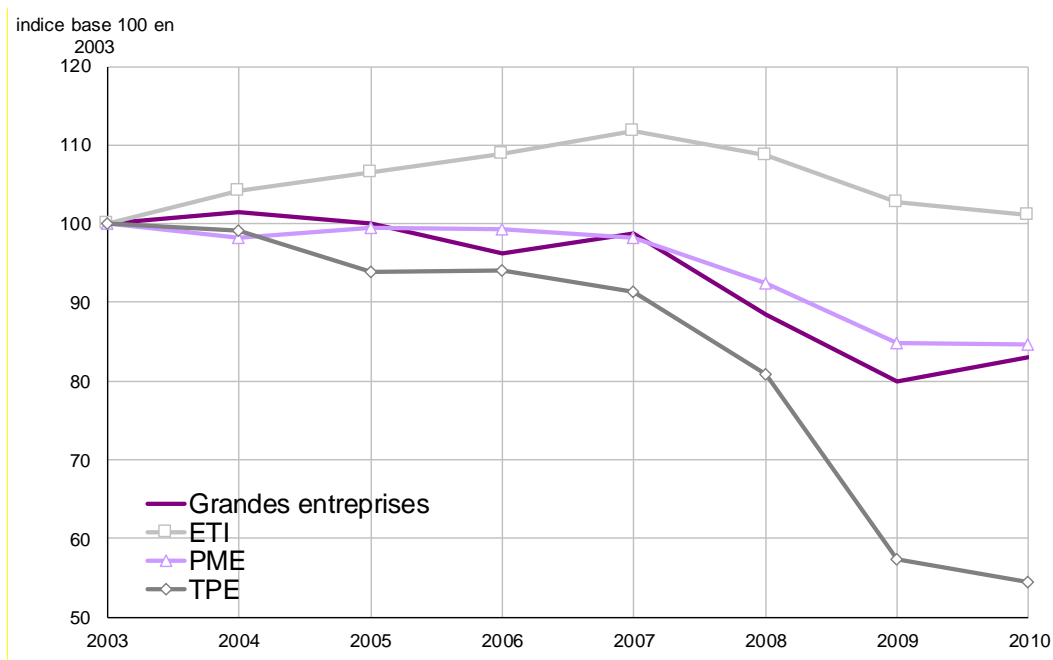


Champ : France, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.
Lecture : En 2010, le montant des aides servant à financer l'emploi des PME (hors TPE) rapporté à l'estimation du coût des emplois consacrés à la R&D s'élevait à 22 %.
Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Les autres méthodes de calcul de l'évolution de l'emploi permettent elles aussi d'estimer des taux d'aide (*annexe D*) : les évolutions obtenues sont très proches de celles qui viennent d'être présentées. Cependant, le taux d'aide obtenu avec l'estimation du coût des emplois R&D fourni par l'enquête R&D est significativement supérieur²⁸⁷.

En rapportant le niveau des aides (estimé dans la deuxième étape) au coût du travail moyen de l'emploi R&D (estimé à partir des résultats de la première étape), on peut estimer l'emploi consacré à la R&D « financé par les aides publiques ». On peut alors déduire l'emploi R&D « non financé par les aides publiques », c'est-à-dire la composante de l'emploi R&D qui n'aurait pas bénéficié des aides publiques. Selon nos estimations, cette dernière a diminué fortement (de - 46 %, entre 2003 et 2010 pour les TPE) et de façon moins importante (- 16% sur la période) pour les autres PME (figure 28). Les grandes entreprises auraient connu une baisse proche de celle des PME (-17%), tandis que l'emploi non financé par les aides publiques aurait augmenté pour les ETI sur la période. Pour les TPE, la baisse a été de 9 % entre 2004 et 2007, puis plus forte à partir de 2008, année de la réforme du CIR (baisse de 41 % entre 2007 et 2010). Globalement, pour l'ensemble des PME (y compris TPE), la baisse est d'environ 20 % sur la période, tandis qu'elle est de 10% pour l'ensemble ETI+grandes entreprises.

Figure 28. Évolution de l'emploi R&D non financé par les aides publiques



Champ : France, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : l'emploi R&D « non financé par les aides publiques » estimé en 2003 sert de référence (niveau 100). En 2010, cet emploi atteint le niveau 54 pour les TPE ce qui correspond à une baisse de 46 % depuis 2003.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

²⁸⁷ Le taux d'aide obtenu en 2010 pour l'ensemble des PME est de 26 %. Il est inférieur au taux de 47 % cité dans un rapport du MENESR (47 % pour le total des PME, [MENESR, 2014]). La différence est principalement liée à des estimations du coût de l'emploi R&D différentes.

Ces évolutions de l'emploi en R&D non financé par les aides suggèrent des effets d'aubaine, notamment à partir de 2008 avec la forte augmentation des aides à la R&D. Néanmoins, cette période est aussi marquée par la crise financière qui a pu peser sur l'emploi de chercheurs employés par les petites entreprises. En outre, les entreprises sont susceptibles d'avoir changé de catégorie de taille au cours du temps, notamment grâce aux aides reçues. Par exemple, les TPE les plus dynamiques, ayant reçu des aides, ont pu devenir des PME (hors TPE), ce qui peut expliquer une partie de la baisse de l'emploi R&D non financé par les aides au sein des TPE. De même pour les PME, une partie de la baisse peut s'expliquer par le passage à la catégorie ETI.

Dans la suite de l'étude nous essayons de contrôler ces facteurs en suivant les entreprises indépendamment des changements de catégorie de taille et en comparant des entreprises soumises à la même conjoncture et qui ont initialement des caractéristiques similaires.

4. Méthodologie d'évaluation

Dans cette partie, nous exposons la méthodologie d'évaluation de l'effet des aides sur l'emploi consacré à la R&D par les petites entreprises. Cette évaluation est menée en suivant les petites entreprises, indépendamment de leurs changements de catégorie de taille et en les comparant à des entreprises initialement « semblables », soumises à la même conjoncture (partie 4.1). Plus précisément, l'effet des aides à la R&D sur l'emploi est estimé à partir d'un panel de petites entreprises suivies sur plusieurs années entre 2003 et 2010. Comme dans la partie précédente, les aides prises en compte sont celles qui peuvent être reliées à de l'emploi en R&D.

Dans cette partie, les montants d'aide, les coûts du travail et les chiffres d'affaires sont systématiquement exprimés en euros constant de 2000 (cf. partie 2). Les estimations sont obtenues tout d'abord pour l'emploi hautement qualifié, puis transformées en emploi en R&D par la méthode présentée à la partie précédente.

Les entreprises aidées une année donnée peuvent toutefois ne plus demander d'aide l'année suivante, l'effet des aides déjà reçues se prolongeant dans le temps. Pour prendre en compte cet effet différé, les entreprises considérées comme « traitées » une année donnée (g) comprennent les entreprises ayant reçu une aide cette année-là et toutes celles qui en ont déjà reçu une au cours des années précédentes (partie 4.2.1).

Pour évaluer l'effet des aides, la simple comparaison de l'évolution des générations d'entreprises aidées par rapport à celle non aidées pas n'est pas suffisante, car le fait même de bénéficier des dispositifs d'aide peut révéler un certain biais : les entreprises les plus dynamiques peuvent être les plus enclines à requérir aux aides. Afin de corriger de biais de

sélection, on contrôle des caractéristiques observables en créant un groupe de contrôle par appariement sur score de propension (partie 4.1.2). L'effet des aides sur l'emploi correspond à la différence entre le nombre d'emplois hautement qualifiés observés dans les entreprises aidées et ce qu'il aurait été en l'absence d'aide. Pour calculer cet effet, on doit se placer dans la situation fictive où les entreprises aidées (traitées) ne reçoivent pas d'aide (ou de supplément d'aide). Cette estimation peut être réalisée par différence de différences en supposant qu'en l'absence d'aide les entreprises traitées se seraient comportées comme les entreprises jamais aidées (non traitées) qui ont un score de propension proche.

Dans une première section (4.1), on sélectionne par matching des entreprises jamais aidées et construisons le panel qui sert à l'estimation de l'impact des aides, ce qui permet d'avoir une première estimation des aides. Cependant, pour prendre en compte l'effet différé des aides, les évolutions des différentes générations d'entreprises aidées sont comparées dans la deuxième section par différence de différences (4.2). Enfin, dans une troisième section, une méthode utilisant une équation de demande de travail est adoptée pour évaluer l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié (4.3).

4.1. Construction du panel servant aux estimations

4.1.1. Champ de l'analyse

Les entreprises qui sont étudiées dans cette partie appartiennent toutes à un champ de petites entreprises et à des secteurs intenses en R&D. Ces entreprises sont qualifiées de petites car elles ont toutes été une TPE pendant au moins une année au cours de la période 2000-2010. Elles continuent à être suivies même si elles grandissent et deviennent une PME de 10 salariés ou plus ou une ETI²⁸⁸ (toutefois, la majorité des entreprises du champ restent toujours des TPE). Par ailleurs, le champ inclut la très grande majorité des jeunes entreprises : plus de 90 % des jeunes entreprises (moins de 8 ans) sont des TPE en 2010.

Le champ de l'évaluation est restreint à certains secteurs et certaines catégories juridiques d'entreprise où la probabilité de faire de la R&D est la plus élevée. Ne sont conservées dans le champ que les entreprises dont la catégorie juridique est du type société et faisant partie de 75 secteurs qui semblent particulièrement intenses en R&D. La liste de ces secteurs et la façon dont ils ont été sélectionnés sont données en annexe E. Ces 75 secteurs sont regroupés en trois grandes catégories : les secteurs de l'industrie, de l'information et la communication (informatique, édition, télécom, etc.) et enfin un troisième groupe qui comprend les secteurs des activités spécialisées, scientifiques et techniques (R&D, ingénierie, etc.).

²⁸⁸ En 2010, un tiers des entreprises du panel sont des PME et 3% des ETI. Des entreprises ont été achetées par des grands groupes mais ces cas sont très peu nombreux. Comme ils peuvent donner lieu à des ambiguïtés sur la continuité de l'activité initiale, ils ont été retirés des bases servant aux estimations.

Le champ de l'évaluation est restreint aux entreprises qui comptent de l'emploi hautement qualifié. On calcule un effet des aides pour les entreprises présentes en 2003 (c'est-à-dire qui comptent de l'emploi hautement qualifié en 2003) et un effet pour les entreprises présentes en 2007²⁸⁹ : ces deux années de référence ont été choisies afin de pouvoir observer les entreprises avant les deux principales réformes du CIR, de 2004 et 2008. Le panel n'est pas cylindré : certaines entreprises disparaissent avant 2010 ou sont créées après 2003. Cependant, chaque entreprise doit compter de l'emploi hautement qualifié pendant au moins deux années (dont l'année de référence, 2003 ou 2007).

4.1.2. Sélection des entreprises non aidées par score de propension

On construit un panel composé d'entreprises aidées et d'autres qui ne l'ont jamais été mais qui ressemblent aux entreprises aidées. Les entreprises jamais aidées ont été sélectionnées en fonction de leur âge et d'un score de propension estimant la probabilité qu'une entreprise soit aidée au moins une fois entre 2004 et 2010 à partir de différentes variables observable (cf. Rosenbaum & Rubin, 1983 pour la méthode). Le score de propension est défini comme la probabilité d'être traité conditionnellement aux caractéristiques observables. Plus précisément, il s'agit d'une estimation de la probabilité qu'une entreprise soit aidée au moins une fois entre 2004 et 2010 par une régression logistique (estimée par maximum de vraisemblance) réalisée à partir des caractéristiques de l'entreprise au cours de l'année de référence (2003 ou 2007). Les entreprises du champ étant petites peu d'informations pertinentes sont disponibles pour estimer ce score : par exemple, on ne dispose pas d'une information de bonne qualité (via l'enquête R&D, cf. supra) sur la quantité de R&D réalisée par les entreprises qui ne sont pas aidées. En plus de contrôles sectoriels, le modèle de score utilise des informations sur l'emploi qualifié, le nombre d'ingénieurs, le chiffre d'affaires, le niveau des investissements, le fait que l'entreprise soit exportatrice ou pas, et son âge. Les variables d'emploi et d'âge ont été catégorisées pour autoriser des effets non linéaires.

Ce modèle indique que les dispositifs d'aide sont plus fréquemment utilisés par des entreprises jeunes, qui réalisent des investissements, sont exportatrices, et ont beaucoup d'emploi qualifié. Ces résultats semblent cohérents avec l'idée que les dispositifs d'aide sont plus utilisés par les jeunes entreprises qui sont en phase de développement et ne produisent pas encore beaucoup ou pas du tout (le niveau du chiffre d'affaires joue négativement et est peu significatif, cf. tableau 29).

²⁸⁹ Ces deux groupes de traitement ne sont pas disjoints car des entreprises comptent à la fois de l'emploi hautement qualifié en 2003 et 2007. Le groupe des entreprises présentes en 2007 est en fait constitué à 30 % d'entreprises présentes en 2003. La majorité des entreprises présentes en 2003 (53 %) ne sont toutefois pas présentes en 2007 car elles n'ont plus d'emploi hautement qualifié. Pour les entreprises aidées, les deux groupes sont toutefois plus semblables : les entreprises présentes en 2003 représentent 43 % des entreprises présentes en 2007 et seulement 21 % des entreprises présentes en 2003 ne sont pas présentes en 2007.

Tableau 29. Participation au dispositif d'aide entre 2003 et 2010 suivant les caractéristiques de 2003 et 2007

Échantillon : entreprises présentes en	2003			2007		
Variable dépendante	Participation aux aides			Participation aux aides		
Caractéristiques lors de l'année de référence	Coefficient	Écart-type		Coefficient	Écart-type	
Emploi hautement qualifié						
- moins de 1 EQTP	-0,26	***	0,03	-0,33	***	0,03
- de 1 à 2 EQTP	-0,05	*	0,03	-0,07	***	0,02
- de 2 à 6 EQTP	0,13	***	0,02	0,18	***	0,02
- plus de 6 EQTP	Réf.			Réf.		
Nombre d'ingénieurs (Log.)	0,19	**	0,09	0,19	**	0,09
Chiffre d'affaires (Log.)						
- pour l'année de référence	-0,03	***	0,03	-0,01	***	0,02
- pour l'année précédente	-0,2	***	0,03	-0,2	***	0,02
Capital (Log.)	0,09	***	0,01	0,09	***	0,01
Niveau des investissements (Log.)						
- pour l'année de référence	0,09	***	0,01	0,09	***	0,01
- pour l'année précédente	0,05	***	0,01	0,07	***	0,01
Entreprise exportatrice	0,33	***	0,03	0,38	***	0,02
Âge						
- moins de 2 ans	0,16	***	0,04	0,06	**	0,03
- de 2 à 4 ans	0,23	***	0,03	0,14	***	0,02
- de 4 à 6 ans	0,02		0,04	0,06	**	0,02
- de 6 à 8 ans	-0,03		0,04	0,04		0,03
- plus de 8 ans	Réf.			Réf.		
Nombre d'observations	25 836			30 905		

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 4.1.

Note : Pour les entreprises présentes en 2003, les variables sont mesurées en 2003, le niveau des investissements et du chiffre d'affaires sont aussi mesurés en 2002. Pour les entreprises présentes en 2007, les variables sont mesurées en 2007, le niveau des investissements et du chiffre d'affaires sont aussi mesurés en 2006.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; AcoSS, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Il faut noter que plusieurs facteurs non inclus dans le score de propension peuvent expliquer que des entreprises ne participent pas à un dispositif d'aide alors qu'elles sont proches des entreprises aidées (de part leurs caractéristiques observables dans le score de propension). Il s'agit d'abord de l'investissement en R&D. Ne pas inclure cette variable permet d'avoir dans le groupe de contrôle des entreprises proches mais qui ne sont pas au même stade de développement, certaines ayant déjà commencé à faire de la R&D, et d'autre pas encore. Ensuite plusieurs facteurs inobservables exogènes à la R&D peuvent amener une petite et jeune entreprise à ne pas participer à un dispositif d'aide : la non connaissance des dispositifs d'aide par le dirigeant d'entreprise, le coût de postuler au dispositif d'aide (coût d'un comptable ou consultant spécialisé en financement R&D notamment pour remplir des dossier

de financement²⁹⁰, coûts de mise en conformité liés aux demandes de CIR²⁹¹), ou l'arbitrage entre le temps passé à la recherche d'aide (qui pourrait être infructueuse) et au temps passé au développement technologique de l'entreprise (qui lui seul peut donner un avantage concurrentiel et importe à long terme), ou encore le temps passé à la recherche de financement privé (augmentation de capital pouvant être plus certaines que l'obtention d'aide publiques). Ces facteurs dépendent probablement de l'âge et de la taille des entreprises (le coût de recherche de subventions est nettement plus élevé pour les petites entreprises que pour les plus grandes selon Arqué-Castells et Mohnen, 2015, de même que les coûts de mise en conformité liés aux demandes de CIR qui sont deux, voire trois fois, plus importants pour les très petites entreprises que pour les grandes selon Mohnen, 2017) : ces variables sont donc partiellement contrôlées grâce au score de propension qui intègre différentes caractéristiques liées à la taille et l'âge des entreprises.

Au total, le panel est construit en ajoutant à chaque entreprise aidée²⁹² les trois entreprises de sa catégorie d'âge qui n'ont jamais reçu d'aide et qui ont le score de propension le plus proche, et on impose de plus que les entreprises appariées appartiennent à des catégories d'âge identiques (à savoir les moins de 4 ans et les strictement plus de 4 ans). Pour les 4 597 entreprises aidées du panel on sélectionne 10 531 entreprises qui ne reçoivent jamais d'aide : le nombre d'entreprises non aidées n'est pas trois fois plus grand car certaines entreprises de contrôle (non aidées) ont été appariées plusieurs fois.

4.2. Méthode de différence de différences

4.2.1. Utilisation des générations d'entreprises aidées

Comparer l'évolution des valeurs médianes des entreprises aidées et non-aidées une année donnée fournit des informations sur la structure du panel mais ne permet pas de bien prendre en compte l'effet différé des aides. Pour évaluer l'effet différé des aides, on utilise pour l'évaluation en différence de différences les différentes générations d'entreprises aidées qui sont définies comme l'ensemble des entreprises qui ont reçu leur première aide une même année²⁹³.

Comme il est difficile de mesurer l'impact des changements de composition sur les évolutions de l'emploi, la comparaison des différentes générations est faite à partir du panel cylindré : ne sont étudiées que les entreprises présentes toutes les années de 2003 à 2010. Le fait de

²⁹⁰ Même si l'entreprise a déjà un comptable, comme l'entreprise ne dégage pas beaucoup de chiffre d'affaire, il peut ne pas avoir intérêt à passer du temps à faire un dossier de subventions.

²⁹¹ de tels coûts, estimés en moyenne à 7 % au Canada et aux Pays-Bas, peuvent être deux, voire trois fois, plus importants pour les très petites entreprises selon Mohnen (2017).

²⁹² Aidée au moins une fois entre 2003 et 2010.

²⁹³ Certaines entreprises peuvent arrêter de percevoir des aides mais on considère qu'elles font toujours partie de la génération. Les entreprises aidées avant 2004 sont toutes regroupées dans une même catégorie dénommée « aidée avant 2004 » dans les graphiques. Les entreprises qui ne sont toujours pas aidées en 2010 forment la catégorie « jamais aidées ».

cylindrer le panel réduit la taille de la génération 2004 de 55 %, le taux de sélection est proche (légèrement plus faible) entre les entreprises aidées et les entreprises jamais aidées (voir fin de la partie 5). Les résultats avec la méthode via l'estimation d'une équation de demande de travail (partie 6.2) sont cependant obtenus à partir du panel non-cylindré.

4.2.2. Méthode de différence de différences

Pour chaque génération d'entreprise, l'effet des aides est obtenu en faisant des différences de différences (DiD). La première différence correspond au calcul de l'évolution depuis l'année de référence (l'année qui précède la première aide reçue). La seconde correspond à la comparaison au groupe de contrôle qui peut être soit les entreprises jamais aidées qui ont un score de propension proche (*approche 1*), soit les entreprises aidées à partir de 2010 (*approche 2*)²⁹⁴. En faisant la moyenne des différences de différences on obtient pour chaque génération un effet moyen annuel du traitement (ATT). Des effets annuels sont obtenus en agrégeant les résultats des différentes générations traitées. La spécification est la suivante :

$$\log Y_{it} = \alpha + \beta_t T_{igt} + \mu_i + \delta_t \quad (1)$$

Où Y_{it} correspond à la variable d'intérêt pour l'entreprise i , à la date t , qui est principalement l'emploi hautement qualifié (HQ), mais qui peut être aussi le coût moyen de l'emploi HQ, le chiffre d'affaire, ou la dépense privée. T_{igt} correspond au fait que l'entreprise i appartienne à la génération d'entreprises aidées à partir de la date g ($g \in \{2003 - 2010\}$, et que l'observation soit prise l'année t ($t \in \{2004 - 2010\}$). Afin de mesurer l'effet cumulé par rapport à l'année précédant le traitement g , (c'est à dire l'année $g - 1$), on soustrait le coefficient T_{igg-1} du coefficient T_{igt} . Cette spécification permet d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités chaque année : on peut donc identifier l'effet différé des aides. Le terme μ_i permet de contrôler des caractéristiques inobservables et stables dans le temps pour chaque entreprise, et l'effet fixe temporel δ_t permet de contrôler l'hétérogénéité temporelle et inobservable affectant les entreprises symétriquement. Les tests statistiques dans la partie résultat (partie 6) sont réalisés en utilisant une méthode de bootstrap au niveau entreprise. En résumé, cette méthode de différence de différences permet de donner l'effet des aides selon deux approches différentes :

Approche 1. Les différentes générations sont comparées aux entreprises jamais aidées et qui ont un score de propension proche

Approche 2. Les différentes générations sont comparées aux entreprises aidées à partir de 2010. Pour cela, l'effet des aides est donné en diminuant le coefficient T_{igt} du coefficient T_{i2010t} et en comparant par rapport à l'année précédant la date de premier traitement (g)²⁹⁵.

²⁹⁴ ou encore l'ensemble des entreprises qui n'ont pas encore reçu d'aide comme cela est fait dans la partie IV.3.

²⁹⁵ l'effet est donc donné par $(T_{igt} - T_{i2010t}) - (T_{igg-1} - T_{i2010g-1})$.

4.2.3. Tests de tendance commune

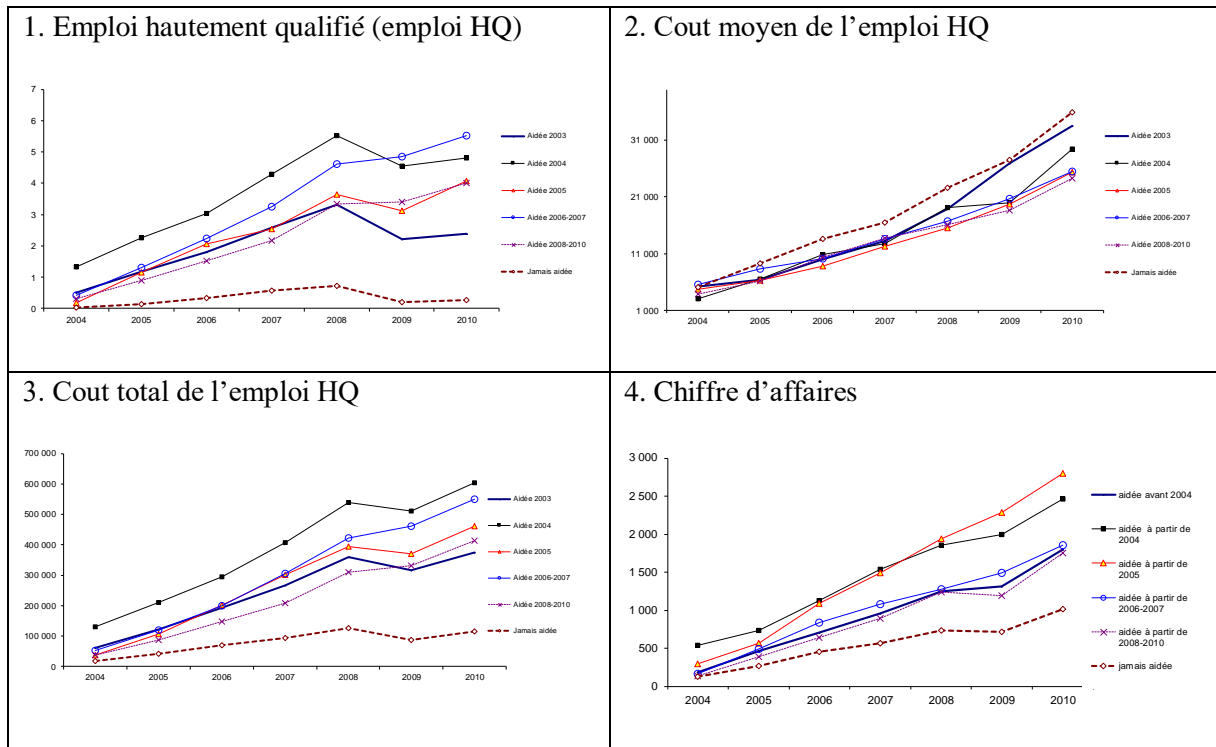
Pour que la méthode par différence de différences soit valide, il faut qu'avant de recevoir une première aide, les entreprises traitées évoluent de la même façon que les entreprises du groupe de contrôle (hypothèse de tendance commune). Dans cette partie, on teste l'hypothèse de tendance commune, graphiquement dans un premier temps, puis par des régressions dans un deuxième temps, pour plusieurs variables d'intérêt.

Analyse graphique. La figure 29 présente les évolutions d'emploi hautement qualifié (HQ), de son coût moyen, de son coût total et du chiffre d'affaires par génération d'entreprises aidées et les entreprises jamais aidées, par rapport à l'année 2003²⁹⁶. Les évolutions moyennes depuis 2003 par génération indiquent que les entreprises qui n'ont toujours pas reçu d'aides en 2010 ne sont pas un groupe de contrôle satisfaisant pour l'emploi HQ : avant même de recevoir une première aide, l'emploi HQ des entreprises aidées « traitées » a été plus dynamique que celui des entreprises jamais aidées. Par exemple pour la génération 2007, l'emploi hautement qualifié a augmenté de 2,1 EQTP en 2006, contre une hausse de 0,3 EQTP pour les entreprises jamais aidées, la différence entre ces deux résultats étant significative pour un test à 1 %. Par contre, pour toutes les générations d'entreprises aidées, le coût moyen de l'emploi hautement qualifié évolue à un rythme comparable à celui des entreprises jamais aidées (différences non significatives). Pour cette variable les entreprises jamais aidées ou qui n'ont pas encore reçu d'aide semblent être un groupe de contrôle correct. Pour le chiffre d'affaires, les futures entreprises aidées restent un peu plus dynamiques que les entreprises jamais aidées même si la différence est moins importante qu'avec l'emploi hautement qualifié. On conclut de cette analyse que les résultats sur le coût moyen de l'emploi et le chiffre d'affaires sont valides dans l'approche 1, mais pas les résultats sur l'emploi HQ et la dépense en emploi.

Les entreprises aidées pour la première fois à partir de 2010 constituent un groupe de contrôle de meilleure qualité pour l'emploi HQ, le coût de l'emploi HQ et le chiffre d'affaires : pour ces variables, les entreprises aidées à partir de 2010 évoluent globalement de la même façon entre 2003 et 2009 que les entreprises aidées sur les années avant 2010.

²⁹⁶ Pour les générations d'entreprises aidées, on utilise les coefficients T_{igt} de l'équation estimée, auxquelles on ajoute les indicatrices temporelles δ_t ; et on utilise les indicatrices temporelles δ_t pour les entreprises jamais aidées.

Figure 29. Evolution de différentes variables par rapport à 2003



Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP). Chaque point représente pour les générations d'entreprises aidées les résultats des coefficients T_{igt} de l'équation 1, auxquelles on ajoute les indicatrices temporelles δ_t ; et pour les entreprises jamais aidées, les indicatrices temporelles δ_t .

Lecture : en 2006, l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2004 a augmenté de 3,2 EQTP par rapport à 2003. En 2006, le coût moyen de l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2004 a augmenté de 10 830 euros par rapport à 2003. En 2006, le chiffre d'affaires des entreprises aidées à partir de 2004 a augmenté de 1 120 milliers d'euros par rapport à 2003.

Champ : entreprises du panel défini dans l'article toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acoess, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

Par régression. On teste l'hypothèse de tendance commune par rapport aux entreprises jamais aidées (approche 1) et aidées à partir de 2010 (approche 2) en effectuant la régression de l'équation 1 mais pour l'année qui précède l'obtention d'une première aide (c'est à dire $t=g-1$). L'effet est positif dans l'approche 1 pour l'emploi HQ, ce qui montre que les entreprises jamais aidées ne sont pas un bon groupe de contrôle pour l'emploi HQ (tableau 30). Par contre, les entreprises aidées pour la première fois à partir de 2010 constituent un groupe de contrôle de meilleure qualité : au cours de l'année qui précède l'obtention d'une première aide par les générations 2005 à 2009, l'effet est non significatif dans la 2^e approche, ce qui indique que l'emploi hautement qualifié de ces entreprises évolue au même rythme que celui des entreprises aidées pour la première fois à partir de 2010.

Ces tests sont effectués dans les tableaux G3 et G4 de l'annexe G pour le cout moyen de l'emploi et le chiffre d'affaires (CA). Ils indiquent que les deux groupes de contrôle (approche 1 et 2) sont valides pour le cout moyen de l'emploi, tandis que seules les entreprises qui ne sont pas encore aidées semblent être un groupe de contrôle valide pour le CA.

Tableau 30. Effet sur l'emploi hautement qualifié calculé pour l'année qui précède l'obtention d'une première aide

Groupe de contrôle	Entreprises jamais aidées	Entreprises aidées pour la première fois en 2010
Entreprises aidées...		
à partir de 2005 en 2004	0,16	- 0,27
à partir de 2006 en 2005	0,94***	0,55
à partir de 2007 en 2006	0,73**	0,37
à partir de 2008 en 2007	0,43*	0,07
à partir de 2009 en 2008	0,65***	-0,66
à partir de 2010 en 2009	0,51***	

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP). Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2005, les entreprises aidées à partir de 2006 ont créé 0,94 emploi hautement qualifié EQTP par rapport aux entreprises jamais aidées et 0,55 EQTP par rapport aux entreprises aidées pour la première fois en 2010.

Champ : entreprises du panel défini dans l'article toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

4.2.4. Limites de la méthode

Les comparaisons directes entre entreprises aidées et non aidées par différence de différences associées au matching posent le problème du choix du bon groupe de contrôle comme on vient de le voir. Le deuxième problème de cette méthode concerne l'interprétation à donner au « traitement » reçu par chaque génération d'entreprises aidées. La méthode de différence de différences ne permet pas de prendre en compte l'hétérogénéité du niveau des aides reçues au sein de chaque génération d'entreprises aidées, et de l'évolution du taux d'aide²⁹⁷. Enfin la méthode de différences de différences ne permet pas de prendre en compte les entreprises aidées dès l'année de référence (ou avant) en tenant compte de l'importance des aides déjà reçues à ce moment-là.

4.3. Estimation par modèle de demande de travail

Pour pallier les différents problèmes de la méthode de différence de différences, nous ajoutons au groupe de contrôle toutes les entreprises qui n'ont pas encore reçu d'aides mais qui vont en recevoir une avant fin 2010, et nous estimons un modèle de demande de travail. Ce modèle permet de calculer un niveau d'emploi à partir du coût de l'emploi diminué des aides (assimilées à un allègement du coût du travail) et du chiffre d'affaires. Cela permet de porter la comparaison entre les entreprises traitées et non traitées non plus sur l'évolution de l'emploi (comme dans la méthode précédente) mais sur l'évolution du coût de l'emploi et du

²⁹⁷ Au sein de chaque génération les entreprises n'ont pas toutes bénéficié des mêmes taux d'aide. Mesurer l'effet des aides à partir de l'évolution de la moyenne de l'emploi sur toute une génération ne permet pas de prendre en compte cette hétérogénéité. De plus ces méthodes ne permettent pas de prendre en compte l'évolution du taux d'aide au cours du temps.

chiffre d'affaires pour lesquels l'hypothèse de tendance commune est mieux vérifiée²⁹⁸ (voir annexe G).

Utiliser le modèle de demande de travail où la demande en emploi dépend de son coût nous permet aussi de contrôler le montant initial d'aide reçue et donc de prendre en compte de façon satisfaisante toutes les entreprises aidées et pas seulement celles qui obtiennent une première aide après l'année de référence (2003 ou 2007). On obtient alors des résultats sur la marge extensive (effet sur les nouvelles entreprises aidées) et sur la marge intensive (augmentation du taux d'aide).

4.3.1. Le modèle de demande en travail hautement qualifié

Le modèle de demande en emploi hautement qualifié (e_{it} ²⁹⁹) utilisé est dérivé d'un programme de minimisation des coûts d'une entreprise ayant une fonction de production de type Cobb-Douglas : il est proche de celui présenté dans l'article de Bresson et al. (1992). Il suppose que les entreprises choisissent leur niveau de l'emploi hautement qualifié en fonction de leur chiffre d'affaires (ca_{it}) et du coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié (c_{it}) par rapport aux autres formes d'emploi.

Le modèle n'est estimé que pour les entreprises aidées. Pour ces dernières, les aides s'apparentent à un allègement du coût du travail hautement qualifié (et pas seulement celui des emplois R&D³⁰⁰) : le coût de l'emploi considéré ici est un coût final après déduction du montant des aides à la R&D³⁰¹. Le modèle prend en compte l'ajustement avec délai de la demande en emploi des entreprises et s'exprime sous la forme d'un modèle autorégressif :

$$e_{it} = \rho \cdot e_{it-1} + \alpha_1 \cdot ca_{it} + \alpha_2 \cdot ca_{it-1} + \beta \cdot c_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où le niveau de l'emploi hautement qualifié à la date t dépend du niveau atteint l'année précédente, du chiffre d'affaires en t et $t-1$ et du coût final relatif moyen de l'emploi en t .

L'emploi hautement qualifié est hétérogène : il comprend des postes consacrés à la R&D et des postes sans lien avec ce type d'activité. Bresson et al. (1992) recommandent en cas d'hétérogénéité de l'emploi de compléter le modèle en ajoutant la variable de coût mesurée en

²⁹⁸ Avant de recevoir leur première aide en t , les entreprises ressemblent aux entreprises pas encore aidées : elles connaissent des évolutions du coût de l'emploi hautement qualifié et du chiffre d'affaires similaires (annexe G). Pour les entreprises jamais aidées, le coût de l'emploi connaît des évolutions semblables mais le chiffre d'affaires reste moins dynamique.

²⁹⁹ Toutes les variables non dichotomiques mentionnées pour définir le modèle sont prises en logarithme.

³⁰⁰ Dans le cas des petites entreprises, cette hypothèse apparaît relativement réaliste car souvent, les cadres qui font de la R&D n'y consacrent qu'une partie de leur temps de travail. Le fait que de nombreuses petites entreprises utilisent les aides à la R&D de façon intermittente (entre 2004 et 2010, environ 25 % des TPE aidées une année ne le sont plus l'année suivante) rend ce point vraisemblable car cela semble indiquer que ces entreprises ne font pas de la R&D tous les ans. L'hypothèse est aussi vérifiée si l'évolution de la rémunération des cadres qui font de la R&D est similaire à celle des cadres qui n'en font pas. Au niveau agrégé, nos estimations du coût de l'emploi R&D et de l'emploi hautement qualifié non R&D semblent indiquer que c'est le cas jusqu'en 2007 (*encadré 1*).

³⁰¹ Pour certaines entreprises (notamment celles qui ont obtenu des subventions pour un projet sur plusieurs années) le montant des aides reçues peut dépasser le coût total du travail. Dans ce cas, le coût du travail est annulé et le supplément d'aide est reporté pour diminuer le coût de l'année suivante.

$t-1$ mais cette variable n'a pas été retenue car elle s'est avérée trop corrélée au coût en t et non significative³⁰².

L'hétérogénéité inobservée des entreprises est prise en compte en introduisant un effet fixe (μ_i) propre à chaque entreprise : le modèle autorégressif permet de prendre ainsi en compte l'hétérogénéité des évolutions d'emploi (plutôt que les niveaux). Des effets temporels (δ_t) ont été ajoutés pour chaque année d'observation. De plus, des modèles différents ont été estimés selon le classement des entreprises dans l'un des trois grands types d'activité (industrie, services informatiques et activités scientifiques et techniques).

4.3.2. Calcul de l'instrument pour corriger l'endogénéité du coût de l'emploi

Pour estimer le modèle nous prenons en compte l'endogénéité du coût relatif de l'emploi hautement qualifié. Deux arguments au moins justifient cette hypothèse. D'une part, les organismes en charge des aides directes attribuent des subventions en fonction du dynamisme des entreprises ou de l'aspect novateur de leurs activités. Ces deux caractéristiques inobservées expliquent la croissance de l'emploi des entreprises mais comme elles conditionnent l'obtention d'aide elles sont aussi corrélées à la baisse du coût relatif de l'emploi. D'autre part, au cours de la période 2003-2007, le CIR est encore en partie calculé en fonction de l'accroissement des dépenses de R&D, ce qui implique des évolutions endogènes du coût de l'emploi.

Pour corriger de l'endogénéité du coût relatif de l'emploi (voir le test dans l'annexe I, tableau I2), une variable instrumentale est construite à partir des différentes variations exogènes du dispositif du CIR lors des réformes de 2004, 2006 et 2008.

L'évolution du coût relatif de l'emploi hautement qualifié diminué des aides (c_{it}) peut être décomposée en fonction de l'évolution du taux d'aide (τ) et de l'évolution du coût relatif de l'emploi non diminué des aides (c_{it}^*). Sous l'hypothèse que l'évolution du taux d'aide n'a pas d'influence (à court terme) sur la part de l'emploi hautement qualifié (d_i) consacré à la R&D, on a la décomposition :

$$\Delta c_{it} \approx d_i \cdot \Delta \log(1 - \tau_{it}^{aide}) + \Delta c_{it}^*.$$

Cette décomposition permet de trouver un instrument corrélé à l'évolution du coût relatif de l'emploi en remplaçant chaque terme par une variable exogène :

- Pour le terme $\Delta \log(1 - \tau_{it}^{aide})$ on utilise les différentes réformes du CIR de 2004, 2006 et 2008 qui correspondent à des variations exogènes du taux d'aide (16 variations de taux sont utilisées sur la période 2004-2010, voir le tableau I1 de l'annexe I)

³⁰² Le modèle devrait aussi comporter un terme mesurant le coût relatif de l'emploi hautement qualifié par rapport au capital. Le coût du capital est difficile à évaluer : il peut être approximé en utilisant différents taux d'intérêt qui varient en fonction du niveau d'endettement des entreprises. Cependant les entreprises du champ se différencient peu par leur niveau d'endettement et les valeurs estimées pour le coût du capital sont trop homogènes pour être utilisées dans l'estimation.

- Pour la part de l'emploi R&D dans l'emploi hautement qualifié (d_i) on réalise des estimations en fonction des caractéristiques des entreprises avant les différentes réformes du CIR pour ne pas prendre en compte les éventuelles modifications (augmentation de la part de la R&D) dues à l'augmentation des taux d'aide (annexe I).
- La variable Δc_{it}^* est simplement remplacée par la variable retardée Δc_{it-1}^* .

L'instrument ainsi obtenu est bien corrélé positivement avec l'évolution du coût de l'emploi et la régression de l'évolution du coût de l'emploi sur les variables exogènes et l'instrument donne un coefficient positif et fortement significatif pour l'instrument.

4.3.3. Estimation du modèle

L'estimation des paramètres du modèle autorégressif à effets fixes peut être faite en travaillant sur l'évolution de la variable endogène entre deux dates et en prenant en guise d'instrument les valeurs retardées des variables explicatives : le but est de contrôler l'endogénéité liée au terme autorégressif (Arellano & Bond, 1991). Cependant, pour le modèle qui vient d'être présenté, la valeur du coefficient ρ est particulièrement élevée et la variation de l'emploi au cours d'une année est peu corrélée à la variation au cours de l'année suivante. Les instruments habituellement utilisés sont donc faibles, ce qui nuit à la qualité de l'estimation. Nous préférons retenir la solution proposée par Blundell et Bond (1998) : à partir d'une hypothèse de stationnarité de l'effectif initial des entreprises, ces auteurs estiment un modèle de demande de travail en utilisant l'évolution retardée de l'emploi comme un instrument du niveau de l'emploi retardé³⁰³. Enfin, pour estimer le modèle, les entreprises sont aussi supposées faire face à une demande contrainte : elles ne peuvent pas décider directement du niveau de leur chiffre d'affaires, considéré comme exogène à court terme. Cette hypothèse est en partie justifiée par la taille modeste des entreprises étudiées.

L'estimation est réalisée en utilisant la méthode des moments généralisées : les hypothèses d'orthogonalité s'appliquent aux termes résiduels $\mu_i + \varepsilon_{it}$ (pour l'évolution retardée de l'emploi, l'évolution du chiffre d'affaires et la variable instrumentale) et aux variations des résidus $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ (pour les mêmes variables sauf l'évolution retardée de l'emploi).

4.3.4. Calcul de l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié

L'estimation de l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié est réalisée en utilisant le modèle de demande de travail et en calculant des différences de différences. Pour chaque entreprise aidée, on estime l'évolution de l'emploi due à la variation du coût et du chiffre d'affaires en fixant ces deux variables au niveau atteint l'année précédant la première aide reçue³⁰⁴. Le modèle de demande de travail permet de décomposer cette évolution en deux termes, l'un dépendant de l'effet fixe, des effets temporels et de la valeur initiale de l'emploi

303 En moyenne sur l'ensemble des années et l'ensemble des secteurs, la corrélation entre la variation de l'emploi au cours d'une année et la variation au cours de l'année suivante est très faiblement négative (- 6 %). La corrélation entre l'évolution retardée de l'emploi et le niveau d'emploi est plus importante et positive (+ 27 %).

304 Pour les entreprises déjà aidées l'année de référence (2003 ou 2007), on utilise les niveaux de l'année de référence ce qui revient à estimer l'effet du supplément d'aide obtenu depuis cette date.

et l'autre dépendant du coût de l'emploi et du chiffre d'affaires. Le groupe des entreprises non traitées est alors utilisé pour contrôler uniquement l'évolution de ce second terme³⁰⁵.

On détaille ici les deux étapes de calcul de l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié :

Étape 1 : Calcul de la variation de l'emploi à coût de l'emploi et chiffre d'affaires fixés

Le modèle de demande de travail (1) permet d'estimer par récurrence le logarithme du niveau de l'emploi à partir d'une valeur initiale de l'emploi (à la date t_0), et de l'évolution du chiffre d'affaires et du coût de l'emploi :

$$\begin{aligned}\hat{e}_{it} &= \hat{\rho} \hat{e}_{it-1} + \hat{\alpha}_1 ca_{it} + \hat{\alpha}_2 ca_{it-1} + \hat{\beta} c_{it} + \hat{\mu}_i + \hat{\delta}_t \\ &= f(e_{it_0}, ca_{it_0}, \dots, ca_{it}, c_{it_0+1}, \dots, c_{it}, \hat{\mu}_i, \hat{\delta})\end{aligned}\quad (2)$$

Dans la formule (2), il est possible d'isoler ce qui dépend de la valeur initiale de l'emploi et l'effet fixe, de ce qui dépend de l'évolution du coût de l'emploi et du chiffre d'affaires :

$$\hat{e}_{it} = g_t(e_{it_0}, \hat{\mu}_i, \hat{\delta}) + h_t(ca_{it_0}, \dots, ca_{it}, c_{it_0+1}, \dots, c_{it}, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta})$$

Pour une entreprise i aidée à partir de la date T (cette date n'est pas identique pour toutes les entreprises) l'obtention d'aide va modifier à la fois le coût du travail et le chiffre d'affaires. On peut estimer la variation de l'emploi (entre $T-1$ et t) due à cette évolution du coût et du chiffre d'affaires en fixant ces deux variables à leur valeur en $T-1$. Cette variation de l'emploi est proportionnelle à :

$$\Delta_{it} = \exp(h_t(ca_{iT-1}, \dots, ca_{it}, c_{iT}, \dots, c_{it})) - \exp(h_t(ca_{iT-1}, \dots, ca_{iT-1}, c_{iT-1}, \dots, c_{iT-1}))$$

Étape 2 : Comparaison aux entreprises qui ne sont pas encore aidées

Le calcul précédent suppose qu'en l'absence d'aide le chiffre d'affaires n'aurait pas évolué, ce qui semble être une hypothèse particulièrement forte. Travailler en différence entre traitées et non traitées (et donc en différences de différences) permet de revenir à un cas plus réaliste en comparant l'évolution mesurée pour une entreprise aidée i à l'évolution moyenne obtenue pour des entreprises qui n'ont pas été aidées au cours de la période T à t et qui ont un score de propension proche de celui de i (cette évolution moyenne est signalée par l'exposant C). L'estimation de l'effet des aides sur l'entreprise i est finalement estimé par :

$$ATE(i, t) = \exp\left(\frac{\hat{\sigma}_t^2}{2}\right) \cdot \exp(g_t(e_{it_0}, \hat{\mu}_i, \hat{\delta})) \cdot (\Delta_{it} - \Delta_{it}^C)$$

Il faut noter que pour contrôler le biais induit par le passage à l'exponentielle, on introduit une correction en utilisant une estimation de l'écart-type de la prévision à l'horizon t du modèle de demande de travail σ_t .

Les tests statistiques sont réalisés en utilisant une méthode de bootstrap.

³⁰⁵ Les entreprises qui n'ont pas encore été aidées (à une date donnée) sont réparties en fonction de leur score de propension en 10 groupes. Les résultats moyens obtenus sur chacun de ces groupes servent de point de comparaison à l'évolution des entreprises aidées.

5. Statistiques descriptives

5.1. Statistiques descriptives sur le panel

Le panel servant aux estimations contient donc 15 128 unités légales, dont 4 597 ont reçu au moins une fois une aide entre 2003 et 2010 (*tableau 31*). Les secteurs sont regroupés en trois grandes catégories : le secteur de l'industrie, celui de l'information et de la communication (l'informatique, l'édition, les télécommunications, etc.) et une troisième catégorie regroupant les secteurs des activités spécialisées, scientifiques et techniques (R&D, ingénierie, etc.). La répartition sectorielle des entreprises du panel est relativement proche de celle de l'ensemble des TPE aidées (dont les caractéristiques sont présentées en *annexe F*) : les entreprises des secteurs des services sont largement majoritaires (79 %), elles se répartissent de façon équilibrée entre secteurs des services informatiques et secteurs des activités scientifiques et techniques. Presque toutes les entreprises aidées ont eu recours au moins une fois au CIR. La répartition sectorielle des entreprises subventionnées est relativement similaire à celle des entreprises utilisant le CIR. Le dispositif JEI se distingue par la très forte proportion d'entreprises des services informatiques. Notons aussi que la proportion d'entreprises dans les activités scientifiques est plus élevée pour les entreprises présentes seulement à partir de 2007.

Tableau 31. Répartition par secteur et dispositif d'aide des entreprises de la base d'estimation

	Entreprises qui ont reçu des aides	... reçu du CIR	... reçu une subvention	... été JEI	qui n'ont jamais reçu d'aides
Ensemble des entreprises du panel	Nombre d'entreprises	4 597	4 064	2 334	1 348	10 531
	Industrie	20 %	20 %	19 %	9 %	22 %
	Services informatiques	42 %	42 %	41 %	55 %	33 %
	Activités scientifiques et techniques	38 %	38 %	40 %	36 %	46 %
Entreprises présentes en 2003	Nombre d'entreprises	2 261	1 989	1 098	375	5 052
	Industrie	23 %	23 %	22 %	8 %	25 %
	Services informatiques	40 %	40 %	38 %	58 %	35 %
	Activités scientifiques et techniques	37 %	37 %	40 %	34 %	39 %
Entreprises présentes en 2007	Nombre d'entreprises	4 117	3 703	2 122	1 285	7 138
	Industrie	19 %	19 %	18 %	9 %	20 %
	Services informatiques	42 %	43 %	41 %	55 %	34 %
	Activités scientifiques et techniques	39 %	38 %	40 %	36 %	46 %

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 4.1.

Lecture : le panel est construit à partir de 15 128 unités légales, 4 597 ont reçu au moins une fois une aide entre 2003 et 2010, 4 064 ont bénéficié du CIR, 2 334 ont reçu une subvention et 1 348 ont été JEI.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

5.2. Comparaison des entreprises aidées et non aidées sur une année donnée

La comparaison de l'évolution des caractéristiques médianes des entreprises aidées et non aidées d'une année donnée (*tableau 32*) donne une première idée de l'effet des aides. Elle montre que les entreprises qui reçoivent des aides sont de plus en plus grandes tandis que celles qui n'en reçoivent pas ne grandissent pas ou peu. Parmi les entreprises présentes en 2003, les entreprises aidées avaient 8,8 employés en 2010 contre 5,7 emplois (EQTP) pour les non aidées (appariées), ce qui donne une différence de 3,1 EQTP. Cependant, pour avoir un effet des aides plus réaliste il faut contrôler de l'évolution de la conjoncture et du fait que l'appariement n'est pas parfait, et donc soustraire la situation de l'année 2003. Parmi les entreprises présentes en 2003, les entreprises aidées avaient 6,3 employés en 2003 contre 5,3 emplois pour les non aidées (appariées), et donc une différence de 1 EQTP. Un calcul simple de différence de différences donne ainsi un effet des aides de 2,1 EQTP (=3,1-1). Cette même différence de différences donne un effet des aides de 1 emploi hautement qualifié (HQ). Ainsi, les entreprises qui reçoivent des aides sont de plus en plus grandes tandis que celles qui n'en reçoivent pas ne grandissent pas ou peu. Pour les entreprises présentes en 2007, l'effet serait moindre : +1 EQTP et +0,2 emploi HQ.

A noter que pour les entreprises présentes en 2003, la médiane des aides reçues double entre 2003 et 2010. Le montant des aides reçues par les entreprises présentes en 2003 ou 2007 augmente rapidement à partir de 2008. Le total des aides reçues par les entreprises présentes en 2003 passe de 55 millions d'euros³⁰⁶ en 2003 à 170 millions en 2010, pour les entreprises présentes en 2007, il passe de 200 millions d'euros en 2007 à 380 millions en 2010.

Tableau 32. Évolution des caractéristiques médianes des entreprises de la base d'estimation

	Âge (en années)		Emploi total (EQTP)		Emploi hautement qualifié (EQTP)		Montant des aides (en milliers d'euros de 2000)	Nombre d'entreprises	
	aidée	non-aidée	aidée	non-aidée	aidée	non-aidée		aidée	non-aidée
Entreprise présente en 2003 aidée ou non en									
...									
... 2003	4	7	6,3	5,3	2,9	2	32	713	6 600
... 2010	13	14	8,8	5,7	3,6	1,7	65	1 108	3 892
Entreprise présente en 2007 aidée ou non en									
...									
... 2007	6	7	6,8	5,5	3,5	2,1	46	2 092	9 163
... 2010	9	10	8,8	6	3,8	2	74	2 364	6 673

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 4.1.

Lecture : en 2003, l'âge médian des entreprises aidées en 2003 est de 4 ans celui des entreprises non aidées est de 7 ans. En 2010, l'âge médian des entreprises aidées cette année-là et qui sont présentes dans le panel en 2003 est de 13 ans, celui des entreprises présentes en 2007 est de 9 ans.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

³⁰⁶ En euros constants de 2000 partout par la suite.

5.3. Comparaison de l'évolution des différentes générations d'entreprises aidées

Comparer l'évolution des valeurs médianes des entreprises aidées et non-aidées une année donnée donne des informations sur la structure du panel mais ne permet pas de bien prendre en compte l'effet différé des aides. Dans cette partie on préfère donc décrire l'évolution des générations d'entreprises aidées : les générations sont définies comme l'ensemble des entreprises qui ont reçu leur première aide une même année³⁰⁷. Dans cette partie descriptive, nous décrivons la génération 2004 à titre d'exemple ; une analyse systématique de chaque génération d'entreprises aidées est donnée dans la partie résultat de la méthode de différence de différences.

En 2003, les entreprises de la génération qui a reçu une première aide en 2004 ressemblent beaucoup aux entreprises jamais aidées qui ont un score semblable (*tableau 33*) : les niveaux médians d'emplois et de coût moyen de l'emploi (total et hautement qualifié) sont très proches, pour le chiffre d'affaires et la valeur ajoutée les entreprises jamais aidées sont toutefois légèrement plus importantes. Dès 2004, la date de la première aide, les entreprises aidées voient leur emploi (dont l'emploi hautement qualifié) augmenter alors qu'il reste stable pour les entreprises jamais aidées. En 2010, les niveaux médians d'emplois et d'activité sont nettement supérieurs pour les entreprises aidées. L'évolution du coût moyen de l'emploi semble aussi avoir été plus dynamique pour les entreprises aidées mais ce constat est moins vrai pour l'emploi hautement qualifié. Toutefois, une étude spécifique du coût moyen de l'emploi hautement qualifié montre que l'évolution est particulièrement dynamique pour les entreprises qui ont reçu des aides avant 2005, et notamment en 2004 (*figure H.4, annexe H*).

Les sorties³⁰⁸ des entreprises du panel modifient la composition des générations d'une année à l'autre : seulement 70 % des entreprises aidées à partir de 2004 sont toujours présentes en 2010. La baisse est plus importante pour les entreprises qui ne sont jamais aidées puisque seulement 64 % sont toujours présentes en 2010. Une partie de cet écart est dû au fait que les entreprises aidées en 2004 ont par définition une plus forte chance d'être présentes dans le panel en 2004 (en effet, elles sont forcément actives en 2004 car elles ont reçu des aides cette année-là). Pour les entreprises aidées avant 2004 on obtient un taux de présence en 2010 de 66 % et l'écart avec les entreprises jamais aidées qui ont le même score de propension n'est pas statistiquement significatif (*figure H.2, annexe H*).

On conclut de cette analyse qu'il est important de cylindrer le panel dans l'analyse de chaque génération d'entreprise en différence de différences.

³⁰⁷ Certaines entreprises peuvent arrêter de percevoir des aides mais on considère qu'elles font toujours partie de la génération. Les entreprises aidées avant 2004 sont toutes regroupées dans une même catégorie dénommée « aidée avant 2004 » dans les graphiques. Les entreprises qui ne sont toujours pas aidées en 2010 forment la catégorie « jamais aidées ».

³⁰⁸ Une entreprise sort du panel quand elle n'est plus active ou quand elle n'a plus d'emploi hautement qualifié. L'importance de ces deux critères de sélection est mesurée à l'annexe H (*tableau H.1*).

Tableau 33. Évolution des niveaux médians de la génération 2004 et comparaison aux entreprises jamais aidées

	2003		2004		2010	
	entreprises aidées à partir de 2004	entreprises jamais aidées	entreprises aidées à partir de 2004	entreprises jamais aidées	entreprises aidées à partir de 2004	entreprises jamais aidées
Emploi (en EQTP)						
- de l'ensemble des employés	5,6	5,8	6,7	5,9	9,2	6
- hautement qualifié	2,9	2,6	3,5	2,4	3,9	1,9
- des ingénieurs	1,8	1,5	2	1	2,1	0,9
Coût annuel moyen (en k euros)						
- de l'ensemble des employés	51	51	55	54	63	59
- de l'emploi hautement qualifié	64	67	69	71	80	79
- des ingénieurs	59	60	61	66	75	76
Chiffres d'affaires (en k euros)	538	621	612	726	1238	840
Valeur ajoutée (en k euros)	303	343	377	391	679	451
Montants d'aides (en k euros)	-	-	32	-	94	-
Part des entreprises toujours présentes	100%	100%	97%	90%	70%	64%

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 4.1.

Lecture : en 2003, les entreprises aidées à partir de 2004 ont une médiane de 2,9 emplois hautement qualifiés, contre 2,6 pour les entreprises qui ont un score de propension semblable mais qui n'ont toujours pas reçu d'aide en 2010.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

6. Résultats

6.1. Méthode par différence de différences

6.1.1. Approche 1

Dans cette section, on donne les résultats de l'approche 1 en DiD, avec le groupe de contrôle des entreprises jamais aidées appariées. Dans le tableau 34, on présente l'effet des aides la première année du traitement, c'est à dire au moment où elles reçoivent des aides pour la première fois, pour de nombreuses variables d'intérêt. Il s'agit donc de la différence entre l'évolution au cours de la première année de la moyenne pour une génération d'entreprises aidées et l'évolution de la moyenne pour les entreprises jamais aidées. Si la différence est toujours significativement positive pour tous les types d'emploi et toutes les générations, elle est plus élevée pour les générations 2004 et 2008. Jusqu'en 2007, l'évolution du coût moyen de l'emploi des entreprises aidées n'est pas significativement différente de celle des entreprises non-aidées. À partir de 2008, le coût moyen évolue moins vite pour les entreprises aidées que pour les entreprises non aidées. La différence pour le chiffre d'affaires est positive et significative (sauf entre 2007 et 2009), elle est à nouveau plus élevée pour la génération 2004. On peut également donner l'effet sur la dépense privée, c'est à dire la dépense en emplois hautement qualifiés diminuée de l'ensemble des aides à la R&D liées à l'emploi : la

variation de la dépense privée n'est pas significative entre 2004 et 2007 mais elle devient significative et négative en 2008 (quand le taux d'aide augmente fortement).

Tableau 34. Comparaison aux entreprises jamais aidées lors de la première année d'aide

Génération	Emploi (EQTP)			Coût moyen de l'emploi (euros)			CA (K euros)	Dépense privée (euros)
	HQ	ingénieurs	total	HQ	ingénieurs	total		
2004	1,3 ***	0,9 ***	1,2 *	-1 948	-2 854 *	548	407 ***	47 085
2005	0,9 ***	0,7 ***	1,1 ***	-2 794 **	-2 189 *	-1 623 **	134 **	-7 563
2006	0,7 **	0,5 *	1,0 **	-2 404	-244	-524	132 **	4 732
2007	0,7 **	0,6 *	1,9 ***	482	-2 133	-306	90	-85
2008	1,1 ***	0,6 **	1,6 ***	-6 183 ***	-4 299 *	-3 287 ***	169 *	-55 026 ***
2009	0,9 ***	0,7 ***	1,1 ***	-3 927 **	-4 555	-742	-43	-14 003
2010	0,9 ***	0,8 ***	1,0 ***	-4 237 **	-3 940 *	-2 260 **	118 ***	-29 076 *

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 4.1 et qui est cylindré.

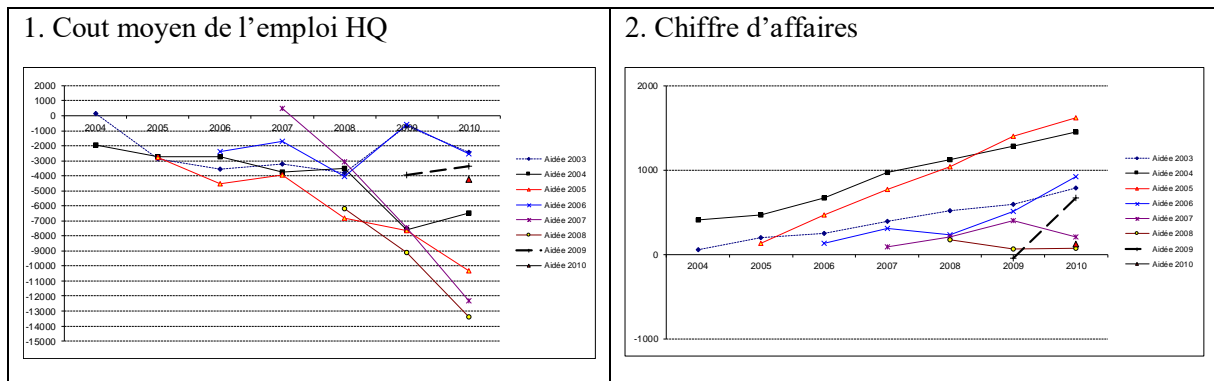
Lecture : en 2004, l'évolution de l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2004 a été supérieure à l'évolution pour les entreprises jamais aidées. L'écart entre ces deux évolutions correspond à 1,3 emploi EQTP.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

Dans la partie méthodologie, on a montré que l'approche 1 utilisant les entreprises jamais aidées n'était pas valable pour l'emploi hautement qualifié, mais l'était pour le coût moyen de l'emploi et le chiffre d'affaire. Nous détaillons dans la figure 30 l'effet des aides selon cette approche pour ces deux variables non plus seulement la première année d'aide mais également les suivantes pour voir l'effet différé des aides. L'effet des aides sur le coût moyen de l'emploi serait négatif, en général non significativement, mais significativement pour la génération 2005, 2007 et 2008, à partir de l'année 2008. Cet effet pourrait s'expliquer par un effet de composition pendant la crise de 2008 : les entreprises ont pu embaucher des chercheurs grâce aux aides, mais avec des salaires moins élevés. L'effet des aides serait quant à lui positif sur le chiffre d'affaires des entreprises. Pour la génération 2003 (entreprises aidées avant 2004), 2004 et 2005 l'effet est toujours significatif, tandis que pour les générations après 2006, l'effet ne se matérialiserait pas immédiatement l'année de la première aide reçue (effet non significatif), mais quelques années plus tard³⁰⁹.

³⁰⁹ Par exemple, pour la génération 2009, l'effet est non significatif en 2009 mais significatif en 2010. L'effet pour la génération 2007 est la limite de la significativité, mais l'effet n'est jamais significatif pour la génération 2008.

Figure 30. Effet moyen annuel du traitement pour les traités par rapport aux entreprises jamais aidées et par rapport à l'année précédant le traitement



Note : Effet moyen annuel du traitement pour les traités (ATT). Les traitements sont définis par la date de première utilisation des dispositifs d'aide à la R&D. La date en abscisse correspond à l'année où l'effet est mesuré. « aidées 2003 correspond aux entreprises qui ont été aidées la première fois avant 2004.

Lecture : en 2007, l'effet des aides est de 1000 euros sur le chiffre d'affaires des entreprises aidées à partir de 2004 par rapport aux entreprises jamais aidées.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Sources : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

6.1.2. Approche 2

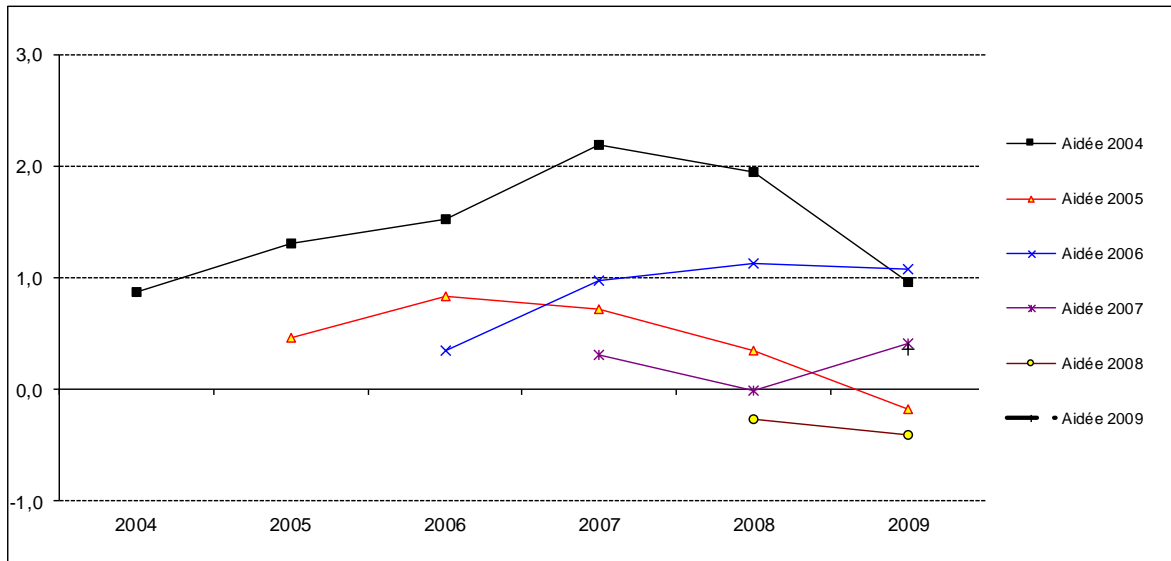
Dans cette approche, nous choisissons les entreprises aidées à partir de 2010 comme groupe de contrôle qui sont donc utilisées pour évaluer l'effet des aides jusqu'en 2009. On a vu dans la partie méthodologie (et l'annexe G) que ces entreprises constituent un groupe de contrôle plus satisfaisant car plus « proche » des autres entreprises aidées : ce groupe de contrôle vérifie bien l'hypothèse de tendance commune pour l'emploi hautement qualifié et la dépense en emploi HQ.

L'effet des aides sur l'emploi HQ est significativement positif pour les générations 2004 et 2006 (et à la limite de la significativité pour les générations 2007 et 2009) toutes les années post traitement, et seulement avant 2008 pour la génération 2005³¹⁰ (figure 31).

La figure 32 donne ensuite l'effet sur la dépense privée (c'est à dire la dépense en emplois hautement qualifiés diminuée de l'ensemble des aides à la R&D liées à l'emploi), qui permet d'avoir un rapport cout-bénéfice de l'effet des aides. On observe un effet des aides négatif sur la dépense privée à partir de 2008 : la dépense privée en emploi hautement qualifié des entreprises aidées avant 2004 et des générations 2005, 2007, 2008 et 2009 baisse à partir de 2008 (et à partir de 2007 pour la génération 2007). Pour les entreprises aidées en 2005 ou 2006, on obtient une évolution non significative. Pour les entreprises aidées à partir de 2004, on obtient par contre un effet positif (qui s'amenuise nettement à partir de 2008). Le profil atypique de cette génération correspond en partie au fait qu'elle comprend beaucoup plus d'entreprises JEI qui ont bénéficié de la création de ce statut en 2004.

³¹⁰ Il est sans surprise plus faible que dans l'approche 1 (par exemple +1 EQTP contre +4 en 2009 pour la génération 2004). L'effet est non significatif pour la génération 2008.

Figure 31. Comparaison avec l'évolution de l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2010

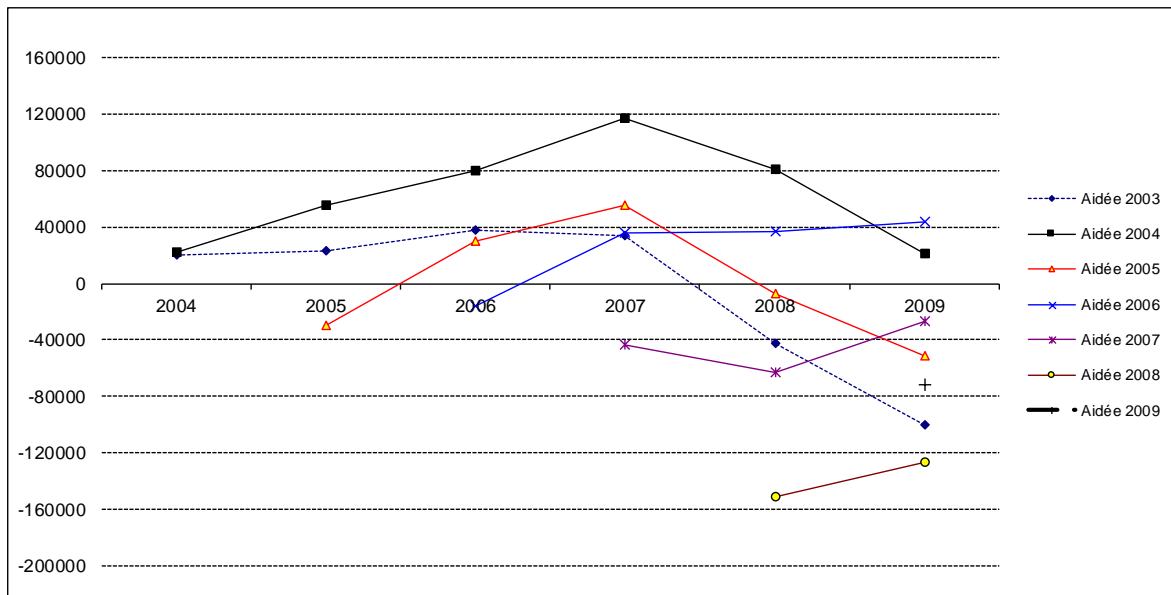


Lecture : en 2009, l'effet des aides sur l'emploi HQ des entreprises aidées à partir de 2004 est de 1 EQTP, par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et Enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Figure 32. Comparaison avec l'évolution de la dépense privée en emplois hautement qualifiés des entreprises aidées à partir de 2010



Note : évolution moyenne de la dépense privée comparée à celle des entreprises aidées à partir de 2010. La dépense privée est la dépense en emplois hautement qualifiés diminuée de l'ensemble des aides à la R&D liées à l'emploi.

Lecture : en 2009, la dépense privée des entreprises aidées à partir de 2008 ou 2009 a baissé de 120 000 euros par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et Enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

La somme des effets par année (en pondérant par le poids de chaque génération d'entreprises) donne les résultats présentés dans le tableau 35. Il indique que l'effet des aides sur l'emploi serait de l'ordre de 0,5 EQTP par année, à la limite de la significativité. Pour la dépense privée l'effet serait négatif à partir de 2008 mais de façon non significative.

Tableau 35. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010 pour les entreprises toujours présentes depuis 2003

Année	Emploi hautement qualifié (EQTP)		Dépense privée (en milliers d'euros)	
	Effet par entreprise	Effet sur les entreprises du panel	Effet par entreprise	Effet sur les entreprises du panel
2004	0,2	270	4	6 920
2005	0,3*	520*	7	10 070
2006	0,5*	730*	20	30 290
2007	0,7*	1 040*	30	47 560
2008	0,5	760	- 10	- 22 610
2009	0,3	430	- 40	- 54 590

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**), et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Ne prendre en compte que l'évolution des entreprises observées chaque année de 2003 à 2007 limite fortement le champ étudié. Pour mesurer l'effet des aides sur un plus grand nombre d'entreprises on s'intéresse aux entreprises qui sont observées chaque année de 2007 à 2010. Cette nouvelle estimation présentée dans le tableau 11 permet notamment de mieux prendre en compte la réforme du CIR de 2008. On obtient un effet significativement négatif sur la dépense privée en 2008 et 2009 (tableau 36). En prenant un groupe de contrôle plus satisfaisant, la méthode de différence de différences appliquée à l'ensemble des entreprises observées depuis 2007 indique donc un effet significativement négatif des aides sur la dépense privée à partir de 2008.

Tableau 36. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010 pour les entreprises toujours présentes depuis 2007

année	Emploi hautement qualifié (EQTP)		Dépense privée (en milliers d'euros)	
	Effet par entreprise	Effet total sur les entreprises du panel	Effet par entreprise	Effet total sur les entreprises du panel
2008	0,1	80	- 31 040***	- 35 050***
2009	0,4	480	- 23 450***	- 26 470***

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**), et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2007 et 2010 (3 538 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

6.2. Méthode par équation de demande de travail

Comme vu dans la partie méthodologie, la méthode de différence de différences a trois faiblesses. (i) le groupe des entreprises jamais aidé n'est pas un bon groupe de contrôle pour l'emploi HQ. (ii) La méthode de différence de différences simple ne permet pas de prendre en compte l'hétérogénéité au sein de chaque génération d'entreprises aidées du niveau des aides reçues et de l'évolution du taux d'aide. (iii) La méthode DiD ne permet pas de prendre en compte les entreprises aidées dès l'année de référence (ou avant) en tenant compte de l'importance des aides déjà reçues à ce moment-là.

La méthode dont on présente les résultats dans cette partie pallie les différents problèmes de la méthode de différence de différences en (i) ajoutant au groupe de contrôle toutes les entreprises qui n'ont pas encore reçu d'aides mais qui vont en recevoir une avant fin 2010 ; (ii) portant la comparaison entre les entreprises traitées et non traitées non plus sur l'évolution de l'emploi (comme dans la méthode précédente) mais sur l'évolution du coût de l'emploi et du chiffre d'affaires pour lesquels l'hypothèse de tendance commune est mieux vérifiée (cf. annexe G) ; (iii) prenant en compte le montant initial d'aide reçue et donc toutes les entreprises aidées et pas seulement celles qui obtiennent une première aide après l'année de référence.

6.2.1. Equation de demande de travail qualifié

L'estimation du modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises aidées au moins une fois et présentes en 2003³¹¹ (tableau 37) montre que la demande d'une année dépend fortement de la demande de l'année précédente (les coefficients de l'emploi en $t-1$ sont relativement élevés, environ 0,8) et que les entreprises augmentent leurs effectifs si le chiffre d'affaires augmente ou le coût de l'emploi baisse. Les différences entre secteurs s'avèrent relativement réduites sauf pour l'effet du coût de l'emploi : son coefficient n'est pas significativement différent de 0 dans le secteur des services informatiques alors qu'il est significativement négatif entre - 0,17 et - 0,18 dans les deux autres secteurs.

Les élasticités au coût de l'emploi obtenues pour l'industrie et les activités scientifiques sont relativement centrales (ou légèrement plus faible) par rapport aux élasticités du coût du capital estimées dans la littérature (en se restreignant aux études publiées dans des revues à comité de lecture). Elles sont légèrement supérieures par rapport aux estimations de Baghana et Mohnen (2009) sur le Québec (-0,08) et inférieures à celles de Loskin et Mohnen (2012) sur les Pays-Bas (-0,38) et Mulkay et Mairesse (2013) (-0,4), et proches de celles de Bloom et al. (2002) (-0,25).

³¹¹ Le même tableau pour les entreprises présentes en 2007 est présenté en annexe J (tableau J1), les résultats sont proches.

Tableau 37. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises aidées au moins une fois entre 2003 et 2010 (équation (1))

Variables	Coefficients estimés		
	Secteurs		
	Industrie	Services informatiques	Activités scientifiques et techniques
Emploi hautement qualifié en $t-1$ (log.)	0,76 *** (0,06)	0,86 *** (0,04)	0,77 *** (0,08)
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,08 *** (0,02)	0,10 *** (0,02)	0,07 *** (0,01)
Chiffre d'affaires en $t-1$ (log.)	- 0,02 * (0,015)	- 0,05 *** (0,02)	0,0 (0,02)
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t diminué des aides à la R&D (log.)	- 0,17 *** (0,06)	- 0,04 (0,05)	- 0,18 *** (0,05)

Note : modèle estimé par la méthode des moments généralisés (GMM) avec un instrument pour le coût de l'emploi. Emploi en équivalent temps plein (EQTP). Les coefficients sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***) . Les écart-types sont donnés entre parenthèse. Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : pour les secteurs de l'industrie, le niveau de l'emploi hautement qualifié en t est expliqué par le niveau de l'emploi hautement qualifié en $t-1$ (coefficient estimé de 0,76), le niveau du chiffre d'affaires en t et $t-1$ et le coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié par rapport au coût des autres types d'emploi. Les modèles comprennent aussi des contrôles pour chaque année d'observation (coefficients estimés non présentés).

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; AcoSS, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

6.2.2. Effet du supplément d'aide reçu depuis 2003

L'effet des aides supplémentaires reçues par les entreprises du panel par rapport à l'année de référence est présenté ci-après. Le supplément d'aide à la R&D par rapport à 2003 reçu par les petites entreprises présentes en 2003 est nettement croissant : il passe de 1 million d'euros 2000 en 2004 (dernière colonne du tableau 38) à 106 millions d'euros 2000 en 2010. Selon nos estimations, ce supplément d'aide à la R&D aurait entraîné en 2010 une augmentation du nombre d'emplois hautement qualifiés de 1 160 emplois équivalent temps plein (EQTP) (tableau 38, première colonne). L'effet du supplément d'aide sur l'emploi hautement qualifié est croissant chaque année : proche de 0 en 2004 et 2005, il progresse à partir de 2006. Pour chaque entreprise aidée, le nombre d'emplois susceptibles d'avoir été financés par les aides supplémentaires se calcule en rapportant le montant de ces aides au coût moyen d'un emploi R&D. Finalement, l'effet sur le nombre d'emplois hautement qualifiés non financés par les aides (ou financés en propre par les entreprises, troisième colonne) correspond à la différence entre l'effet sur l'emploi hautement qualifié et le nombre d'emplois hautement qualifiés susceptibles d'avoir été financés par le supplément d'aides : il est significativement négatif sauf en 2004, 2007 et 2010. En 2010 l'estimation de l'effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides progresse mais reste négatif ; l'estimation devient aussi plus imprécise et finalement non significative.

Tableau 38. Estimation de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2003 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu

	Effet sur l'emploi hautement qualifié	Effet sur l'emploi R&D	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Supplément d'aide à la R&D par rapport à 2003 (en millions d'euros 2000)
2004	- 20	- 20*	10	10	- 90*	1
2005	40	10	- 270**	- 290***	- 290***	18
2006	140**	100*	- 180*	- 220***	- 190***	22
2007	340***	240**	- 120	- 220**	- 150**	32
2008	530***	370***	- 700***	- 860***	- 520***	86
2009	810***	570***	- 400**	- 640***	- 220*	93
2010	1 160***	810***	- 140	- 480***	- 30	106

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par bootstrap.

Lecture : par rapport à 2003, les aides supplémentaires reçues en 2005 s'élèvent à 18 millions d'euros (colonne 6). L'effet de ce supplément d'aide sur l'emploi hautement qualifié serait de +40 EQTP en 2005 (colonne 1) et de +10 EQTP pour l'emploi R&D (colonne 2). L'effet sur l'emploi non financé par les aides serait une baisse de 270 EQTP pour l'emploi hautement qualifié (colonne 3), de 290 EQTP pour l'emploi consacré à la R&D (colonne 4) et de 290 EQTP si le « CIR dépenses de fonctionnement » n'est pas compté dans les aides (colonne 5).

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acoess, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

Seule une partie des emplois hautement qualifiés sont réellement consacrés à la R&D : pour estimer leur nombre (deuxième colonne), on fait de nouveau l'hypothèse que pour chaque secteur et catégorie d'entreprise, le rapport entre le nombre d'emplois R&D et le nombre d'emplois hautement qualifiés est égal à celui estimé sur la période 2008-2010. Sous cette hypothèse, le déficit d'emplois R&D non financés par les aides (quatrième colonne) serait de 220 EQTP en 2006 (contre 180 EQTP pour l'emploi hautement qualifié). Comme pour l'emploi hautement qualifié, on observe des effets nettement plus négatifs à partir de la réforme du CIR de 2008 ; ils sont de plus toujours significativement négatifs sauf en 2004.

Finalement, par sommation des estimations obtenues aux différentes années, pour les entreprises présentes en 2003, seulement 63 %³¹² du supplément d'aide versé entre 2004 et 2010 aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés (44 % si on ne considère que les emplois R&D). Ce chiffre peut être vu comme le multiplicateur des aides à la R&D pendant les années 2000 en France.

Cette évaluation repose sur un majorant des aides à l'emploi, du fait notamment de la prise en compte de la partie du CIR liée aux dépenses de fonctionnement³¹³. Dans l'hypothèse où cette partie du CIR ne serait pas intégrée, les emplois R&D financés en propre ne diminueraient plus que de 30 EQTP (évolution non significativement différente de zéro) en 2010 (cinquième

³¹² Ce résultat a pour intervalle de confiance à 95 % l'ensemble [42 % ; 84 %].

³¹³ En effet elles sont fixées à 75 % des dépenses de personnel R&D (cf. *supra*). Ne pas le prendre en compte diminuerait de 43 % les montants de CIR servant à financer de l'emploi.

colonne du tableau 4) au lieu de 480 EQTP (quatrième colonne) et 58 % du supplément d'aide versé entre 2004 et 2010 aurait servi à financer de nouveaux emplois R&D.

6.2.3. Effet du supplément d'aide reçu depuis 2007

Les résultats précédents ont été établis pour des entreprises présentes en 2003. Pour mesurer l'effet des aides sur un plus grand nombre d'entreprises, on s'intéresse maintenant aux entreprises qui sont présentes en 2007. Cette nouvelle estimation permet de mieux prendre en compte la réforme du CIR de 2008. Le total des aides reçues par ces entreprises en 2010 est de 344 millions d'euros 2000, alors qu'il n'était que de 135 millions d'euros 2000 pour le groupe précédent (le supplément d'aides reçu en 2010 passe de 106 millions d'euros 2000 par rapport à l'année de référence 2003 (dernière colonne tableau 39) à 171 millions d'euros 2000 par rapport à l'année 2007, dernière colonne du tableau 39). Pour ce groupe élargi, l'effet du supplément d'aide reçu sur l'emploi hautement qualifié serait maximum en 2010 avec 830 EQTP (colonne 1) ; parallèlement, le supplément d'aides reçu cette année-là correspondrait au financement de 2 140 EQTP ce qui correspond à une baisse de 1 310 EQTP de l'emploi hautement qualifié non financé par les aides (colonne 3). Pour l'emploi R&D la baisse serait plus importante avec une baisse de 1 520 EQTP de l'emploi financé en propre par les entreprises. Ces baisses sont statistiquement significatives pour toutes les années. C'est aussi le cas si on ne prend pas en compte la partie du CIR liée aux dépenses de fonctionnement (colonne 5). Finalement, on obtient que pour les entreprises présentes en 2007, seulement 24 % (entre 18 et 34 % compte tenu de l'intervalle de confiance à 95 %) du supplément d'aide versé entre 2008 et 2010 par rapport à 2007 aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés (19 % si on ne considère que les emplois R&D et 29 % si on ne prend pas en compte le CIR liée aux dépenses de fonctionnement).

Tableau 39. Estimation de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2007 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu

	Effet sur l'emploi hautement qualifié	Effet sur l'emploi R&D	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Supplément d'aide à la R&D par rapport à 2007 (en millions d'euros 2000)
2008	210**	160**	- 1 710***	- 1 760***	- 1 150***	131
2009	440***	360***	- 1 660***	- 1 740***	- 980***	151
2010	830***	620***	- 1 310***	- 1 520***	- 720***	171

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Tests calculés par bootstrap.

Lecture : par rapport à 2007, les aides supplémentaires reçues en 2008 s'élèvent à 131 millions d'euros (colonne 6). L'effet de ce supplément d'aide sur l'emploi hautement qualifié serait de + 210 EQTP en 2008 (colonne 1) et de + 160 EQTP pour l'emploi R&D (colonne 2). L'effet sur l'emploi non financé par les aides serait une baisse de 1 170 EQTP pour l'emploi hautement qualifié (colonne 3), de 1 760 EQTP pour l'emploi consacré à la R&D (colonne 4) et de 1 150 EQTP si le « CIR dépenses de fonctionnement » n'est pas comptabilisé dans les aides (colonne 5).

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2007, et aidées au moins une fois sur la période 2007-2010 (4 117 entreprises, panel non cylindré).

Source: MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

6.2.4. Effets hétérogènes par secteurs d'activité

Les résultats détaillés par secteur d'activité montrent que la baisse de l'emploi hautement qualifié financé en propre par les entreprises concerne tous les secteurs mais qu'elle a été plus forte dans l'industrie et plus modérée dans les activités scientifiques et techniques (tableaux 40 et 41). Pour les entreprises présentes en 2007, seulement 9 % du supplément d'aide reçu par les entreprises de l'industrie a servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés contre 15 % pour les entreprises des services informatiques et 43 %³¹⁴ pour les entreprises des activités scientifiques et techniques.

Tableau 40. Comparaison par grands secteurs d'activité de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides (entreprises de 2003)

	Secteurs de l'industrie		Secteurs des services informatiques		Secteurs des activités scientifiques et techniques	
	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)
2004	- 5	- 1	45	1	- 33**	1
2005	- 34***	1	- 77	8	- 156***	8
2006	- 16	2	- 42	11	- 119**	9
2007	- 30*	5	32	17	- 118*	10
2008	- 78***	17	- 287	44	- 336***	26
2009	- 80***	24	- 194*	47	- 129	22
2010	- 99***	33	11	47	- 51	26
Part du supplément d'aide ayant financé de nouveaux emplois (en %)	43	[7 ; 69]	79	[- 26 ; 114]	48	[5 ; 84]

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2005, les aides supplémentaires reçues par rapport à 2003 par les entreprises des secteurs de l'industrie s'élèvent à 1 million d'euros (colonne 2). Cette augmentation des aides s'accompagne d'une baisse de l'emploi hautement qualifié financé en propre par les entreprises de 34 EQTP (colonne 1). En sommant l'effet des aides sur la période 2004-2010, on obtient que 43 % du supplément d'aide reçu par les entreprises des secteurs de l'industrie ont servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés (dernière ligne du tableau). L'intervalle [7 % ; 69 %] est intervalle de confiance à 95 % de cette estimation.

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

³¹⁴ Les intervalles de confiance à 95 % sont respectivement pour chaque secteur de [6 % ; 21 %], [6 % ; 24 %], et [31 % ; 61 %].

Tableau 41. Comparaison par grands secteurs d'activité de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides (entreprises de 2007)

	Secteurs de l'industrie		Secteurs des services informatiques		Secteurs des activités scientifiques et techniques	
	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Supplément d'aide reçu (en millions d'euros)
2008	- 242***	30	- 887***	64	- 585***	37
2009	- 259***	36	- 1 042***	79	- 357***	36
2010	- 296***	53	- 716***	74	- 298***	43
Part du supplément d'aide ayant financé de nouveaux emplois (en %)	9	[6 ; 21]	15	[6 ; 24]	43	[31 ; 61]

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par bootstrap.

Lecture : en 2008, les aides supplémentaires reçues par rapport à 2007 par les entreprises des secteurs de l'industrie s'élèvent à 30 millions d'euros (colonne 2). Cette augmentation des aides s'accompagne d'une baisse de 242 EQTP de l'emploi hautement qualifié financé en propre par les entreprises (colonne 1). En sommant l'effet des aides sur la période 2008-2010, on obtient que 9 % du supplément d'aide reçu par les entreprises des secteurs de l'industrie ont servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés (dernière ligne du tableau). L'intervalle [6 ; 21] % est une région de confiance à 95 % de cette estimation.

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et *enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

6.2.5. Autres tests de robustesse

Au-delà, des tests présentés dans la partie résultats sur différentes populations d'entreprises (présentes en 2003 et 2007), sur la prise en compte des frais de fonctionnement dans le CIR et des résultats par secteurs, quelques tests de robustesse complémentaires sont présentés dans cette partie (cf. annexe J pour les tableaux associés).

Les résultats présentés peuvent être en partie biaisés car des entreprises agréées par le MENESR peuvent appartenir au groupe de contrôle. Il peut s'agir d'entreprises classées dans les secteurs intenses en R&D qui, bien que ne recevant pas toujours d'aide³¹⁵, bénéficient indirectement du CIR reçu par leurs clients. Toutefois, si on exclut toutes les entreprises agréées du champ de l'étude on obtient des résultats très proches de ceux présentés dans les tableaux 14 et 15 (Annexe J, tableaux J2 et J3).

Chaque année, l'effet des aides est calculé sur l'ensemble des entreprises qui reçoivent des aides ou qui ont reçu des aides par le passé. Ce choix a été fait pour capter les effets des aides

315 La très grande majorité des entreprises agréées du champ de l'étude ont cependant reçu au moins une fois une aide (75 % des TPE et 87 % des autres PME agréées en 2010 ont reçu une aide entre 2005 et 2010).

différés dans le temps. Prendre en compte l'évolution des entreprises qui ne sont plus aidées est toutefois discutable. Une estimation a été réalisée en retirant les entreprises du groupe des traitées à partir du moment où elles ne reçoivent plus d'aide (tableaux J4 et J5 de l'annexe J pour les entreprises présentes en 2003 et 2007). Elle donne des résultats quasiment similaires à ceux qui viennent d'être présentés. L'estimation du modèle de demande de travail a été faite sur la seule population des entreprises aidées au moins une fois ; en annexe une autre estimation est réalisée en utilisant à la fois les entreprises aidées et non aidées et en estimant deux modèles différents pour les deux populations d'entreprises (tableau J6 et J7). Quand on utilise ces modèles pour évaluer l'effet des aides on obtient des résultats très proches mais un peu moins significatifs (figure J8 et J9). Un calcul a aussi été réalisé en ne considérant qu'un seul modèle de demande de travail estimé sur les entreprises aidées et non-aidées (figure J10 et J11). Les résultats de l'évaluation (figure J12 et L13) sont à nouveau très proches de ceux des tableaux 14 et 15.

6.2.6. *Discussion des hypothèses et résultats*

Nous discutons les hypothèses utilisées pour construire le groupe de contrôle et estimer le modèle et leur influence sur les résultats de l'évaluation.

Les entreprises jamais aidées du groupe de contrôle sont sélectionnées à partir de caractéristiques observables qui déterminent le score de propension. Or, des variables inobservables ont pu influencer à la fois la participation des petites entreprises aux dispositifs d'aide et leur demande d'emploi hautement qualifié (Mohnen, 2017) : ne pas les prendre en compte a pu potentiellement biaiser nos estimations. Toutefois, parmi ces variables inobservées, le coût de recherche de subventions est nettement plus élevé pour les petites entreprises que pour les plus grandes (Arqué-Castells et Mohnen, 2015) et la connaissance des dispositifs d'aide dépend probablement de l'âge des entreprises : ces variables sont donc partiellement contrôlées grâce au score de propension qui intègre différentes caractéristiques liées à la taille et l'âge des entreprises. Cependant plus généralement, les résultats doivent être pris avec précaution du fait de la difficulté à avoir un bon groupe de contrôle.

Dans le modèle de demande d'emploi hautement qualifié les aides sont assimilées à un allègement immédiat du coût du travail. Si les subventions et les allègements de cotisations du dispositif JEI sont effectivement perçus par les entreprises dès que les dépenses de R&D sont réalisées ce n'est pas le cas du CIR en particulier pour les entreprises qui ne déclarent pas d'impôt sur les sociétés : ces entreprises détiennent une créance qui parfois n'est remboursée intégralement par l'État qu'au bout de trois ans. Cependant, depuis 2007 des régimes dérogatoires permettent aux petites et jeunes entreprises³¹⁶ d'obtenir un remboursement dès

³¹⁶ Plus précisément, des régimes dérogatoires ont été appliqués pour les JEI et PME dynamiques en 2007 et 2008, pour toutes les entreprises en 2009 et seulement pour les PME à partir de 2010.

l'année suivante des créances de CIR, ce qui rend plus crédible l'hypothèse utilisée pour le modèle de demande d'emploi.

Pour définir le groupe de contrôle d'entreprises on ne dispose pas d'une information exhaustive sur les aides directes : le groupe de contrôle peut contenir quelques entreprises qui ont reçu des subventions. Ce problème peut entraîner une sous-estimation de l'effet des aides car l'évolution de l'emploi des entreprises qui ne sont pas aidées est peut-être surestimée. Ce biais devrait néanmoins se réduire avec l'augmentation des recours au CIR car les entreprises subventionnées sont de plus en plus répertoriées dans la base Gecir.

L'estimation de l'effet des aides est faite en comparant des entreprises aidées à des entreprises non aidées sans tenir compte d'un possible effet des aides sur la survie des entreprises. Si les aides ont permis aux entreprises de prolonger leur activité (ou de conserver leur emploi hautement qualifié), l'effet des aides aurait été sous-estimé. Toutefois, il ressort de la comparaison des entreprises aidées avant 2004 du panel et des entreprises jamais aidées qui ont un score de propension proche que les entreprises aidées sont observées un peu plus longtemps mais que la différence de « survie » entre les deux groupes n'est pas statistiquement significative (Annexe H, tableau H2).

Enfin, pour les deux populations d'entreprises étudiées (présentes en 2003 ou présentes en 2007) on constate une augmentation de l'effet des aides sur l'emploi hautement qualifié en fin de période. Cette augmentation peut être liée au fait qu'on observe un effet des aides décalé dans le temps et qu'il serait nécessaire d'étudier les années suivantes pour juger des années 2008 à 2010. Cependant, cet effet peut aussi être en partie lié à la moindre qualité du groupe de contrôle en 2010³¹⁷, ce qui aurait pu conduire à surestimer l'effet des aides pour 2010.

Conclusion

L'analyse de l'évolution agrégée des aides à la R&D montre qu'en 2010, les petites entreprises bénéficient des plus forts taux d'aide pour leurs dépenses de R&D, et qu'ils ont le plus augmenté sur la période 2003-2010. L'augmentation de la part des aides dans les dépenses de R&D s'est accompagnée d'une hausse des dépenses des entreprises pour l'emploi R&D mais, notamment à partir de 2008, cette augmentation est inférieure au supplément d'aide reçu par les entreprises. Cette baisse de la dépense privée de R&D a été la plus forte pour les TPE par rapport aux autres catégories d'entreprises.

Les analyses économétriques menées montrent que l'effet des aides à la R&D a été positif et croissant depuis 2004 sur le chiffre d'affaires des petites entreprises et sur leurs dépenses de

³¹⁷ Il ne comprend que des entreprises jamais aidées qui constituent un contrefactuel de moins bonne qualité que les entreprises non encore aidées (complément en ligne C4).

personnel hautement qualifié et en R&D. L'effet sur l'emploi en R&D aurait cependant été nettement inférieur à l'augmentation des aides reçues, notamment à partir de 2008. La stratégie d'estimation utilisant un modèle de demande de travail indique que 63 % (entre 42 et 84 % compte tenu de l'intervalle de confiance à 95 %) du supplément d'aides obtenu par les entreprises entre 2004 et 2010 aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés. La part du supplément d'aide obtenu entre 2008 et 2010 qui aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés est de 24 % (entre 18 et 34 % compte tenu de l'intervalle de confiance à 95 %). Les résultats précis restent à prendre avec précaution du fait de la difficulté à définir un bon groupe de contrôle. Le résultat général est que la très forte augmentation des taux d'aide à la R&D durant les années 2000 n'aurait pas conduit à augmenter efficacement l'emploi consacré à la R&D des petites entreprises. Cet effet d'aubaine pourrait être lié selon Mohnen (2017) à l'introduction progressive de crédits d'impôts R&D basés sur le volume après 2004 en France, ainsi qu'à la substitution complète du dispositif incrémental par celui fondé sur le volume après 2008 : « *Un certain niveau d'effet d'aubaine est inévitable, sauf si les subventions sont limitées aux efforts de R&D additionnels* » (Mohnen, 2017).

Ce résultat se différencie de ceux obtenus jusqu'à présent dans la plupart des travaux empiriques sur données françaises. Il est obtenu sur un champ comprenant l'ensemble des très petites entreprises, généralement ignorées par ces travaux réalisés à partir de l'enquête R&D. Ce résultat est de plus obtenu sur une certaine population de petites entreprises (des entreprises appartenant aux secteurs les plus intenses en R&D et comptant un ou des emplois hautement qualifiés en 2003 ou 2007), sur une certaine période (2003-2010) et sur un certain output (l'emploi R&D). La question de la généralisation de ces résultats mérite quelques remarques conclusives.

Les restrictions de champ permettent de trouver des contrefactuels de meilleure qualité ; ces restrictions étant plus techniques que justifiées par la réalité économique et il semble raisonnable d'étendre les estimations à un champ élargi à l'ensemble des TPE et des autres petites PME³¹⁸.

Nos résultats sur les effets d'aubaine dépendent fortement de la période considérée, ils sont notamment nettement plus élevés à partir de 2008. Cette étude ne prend notamment pas en compte les évolutions récentes des règles de calcul du CIR et des avantages du dispositif JEI. Ainsi, la diminution en 2011 puis la disparition des taux majorés du CIR à 50 % et 40 % en 2013³¹⁹ et la diminution des exonérations sociales du dispositif JEI votée en 2011³²⁰, en réduisant sensiblement le taux d'aide des petites entreprises, peuvent avoir réduit l'effet

³¹⁸ Nous remercions un referee d'économie et statistique pour nous avoir suggéré cela.

³¹⁹ À noter aussi la diminution de l'assiette des dépenses de fonctionnement en 2011 (de 75 % à 50 % pour les dépenses de personnel).

³²⁰ Via une dégressivité des exonérations à partir de la 5^e année, un plafonnement par établissement (de trois fois le plafond de la sécurité sociale), et un plafonnement par salarié (à 4,5 fois le smic).

d'aubaine mis en évidence dans cette étude. À l'inverse, la création du crédit d'impôt sur l'innovation (CII) en 2013 aurait stimulé l'emploi en R&D (Beatriz et al., 2019).

Nos résultats sont interprétables surtout à court terme et ne présagent pas des éventuels effets additifs de long terme des aides à la R&D. En effet, les mécanismes d'aide à la R&D ne génèrent pas toujours immédiatement de l'emploi supplémentaire en R&D, du fait des autres coûts de court terme auxquels les entreprises font face, et de la persistance de la R&D (Peters 2009, Arqué-Castells et Mohnen 2015). Ainsi l'élasticité de long terme de la main d'œuvre de R&D par rapport au salaire relatif de la main-d'œuvre hautement qualifiée pourrait être plus élevée que celui obtenu dans notre étude³²¹, et donc conduire à un effet plus dynamique des aides sur l'emploi. Cet effet plus dynamique à long terme peut expliquer la non significativité de la baisse de la R&D financée par le secteur privé en 2010 pour les suppléments d'aide par rapport à 2003.

Enfin notre étude se focalise seulement sur l'effet des aides consacrées à l'emploi sur l'emploi. Une étude de l'impact des aides sur d'autres facteurs (capital de R&D, dépôt de brevet, évolution de la qualité et localisation de la R&D réalisée³²², bien-être global etc.) et prenant en compte les effets d'équilibre général s'avère nécessaire pour compléter nos résultats. Une évaluation des aides sur la survie des entreprises serait intéressante pour compléter nos résultats descriptifs³²³.

³²¹ En raison du coefficient autorégressif élevé de l'emploi hautement qualifié dans l'équation de travail estimée. Un modèle à correction d'erreur permet d'estimer une élasticité différente de court et de long terme.

³²² Par exemple, selon Mohnen (2017), «La plus grande générosité de la politique du crédit d'impôt recherche mise en place après 2008 visait aussi à conserver des activités de R&D en France, plutôt que de voir des établissements partir à l'étranger. Ainsi, même si le dispositif n'a pas été très efficace pour stimuler la R&D privée, il l'a peut-être été pour retenir la R&D en France ».

³²³ Nous obtenons que les entreprises aidées survivent légèrement plus que les entreprises jamais aidées (appariées par matching).

Annexes

Annexe A. Problèmes liés à l'utilisation de l'enquête R&D pour les petites entreprises

Évaluer l'efficacité des aides à la R&D pour les petites entreprises uniquement à partir de l'*enquête R&D* du MENESR pose des difficultés statistiques : l'enquête ne fournit qu'une information partielle et évolutive sur les entreprises jeunes et petites. D'une part, l'enquête ne couvre que partiellement la population des petites entreprises qui reçoivent des aides indirectes (crédit d'impôts et allègements fiscaux) (A.1). D'autre part, l'enquête fournit des estimations peu réalistes de l'évolution des dépenses de R&D des petites entreprises car son champ évolue au cours des années 2000 (A.2).

La méthode d'estimation de l'emploi R&D des petites entreprises présentée dans l'article aboutit ainsi à des résultats en niveau significativement supérieurs aux estimations issues de l'*Enquête R&D* ainsi qu'à des évolutions très différentes. Dans cette annexe, différents éléments sont présentés pour montrer que l'*Enquête R&D* sous-estime la dépense R&D des petites entreprises jusqu'en 2008 et qu'en 2009, l'intégration d'un grand nombre d'entreprises au plan de sondage de l'enquête conduit à fortement surestimer l'évolution de la dépense R&D.

1. Entre 2004 et 2008 l'enquête R&D sous-estime les dépenses de R&D des petites entreprises

Deux populations de petites entreprises faisant de la R&D sont connues de façon exhaustive : les entreprises qui utilisent le CIR et celles qui sont des JEI. Jusqu'en 2008 les TPE de ces deux groupes sont très mal représentées par l'*Enquête R&D* : en utilisant les pondérations de l'enquête on retrouve moins de 60 % du CIR reçu par ces entreprises (tableau A-1) et moins de 75 % des exonérations JEI (tableau A-2). L'enquête sous-estime donc les dépenses et l'emploi R&D de ces entreprises. L'*Enquête R&D* sous-estime aussi les dépenses R&D des autres PME mais de façon moins importante. À partir de 2009, la sous-estimation est moins importante mais reste significative (l'*Enquête R&D* ne permet de retrouver que 70 % du CIR reçu par les TPE en 2010).

Il faut néanmoins noter que les aides directes (subventions) sont mieux prises en compte par l'enquête R&D : plus de 90 % des montants de subventions reçues en même temps que le CIR sont détectés dans l'enquête R&D sur la période 2003-2010 pour les TPE et PME (*Dortet-Bernadet et Sicsic, 2015*).

Tableau A1. Rapport entre le montant de CIR calculé avec les pondérations de l'enquête R&D et le montant de la base GECIR

En %

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
TPE	70	54	57	59	55	51	68	70
Autres PME	88	91	73	96	84	77	85	87

Champ : ensemble des PME, France.

Note : Pour le calcul pour le CIR on a d'abord agrégé les informations au niveau groupe : si un groupe a été au moins une fois interrogé par l'enquête R&D on suppose que (si la question avait été posée dans l'enquête R&D) on connaît toutes les informations sur le CIR reçu par ce groupe.

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D*.

Tableau A2. Rapport entre le montant des exonérations JEI calculé avec les pondérations de l'Enquête R&D et le montant de la base Acoss
En %

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
TPE	67	65	68	76	72	93	81
Autres PME	103	69	83	81	78	87	93

Champ : ensemble des PME, France.

Source : *Enquête R&D* (MENESR), *base JEI* (Acoss).

2. L'enquête R&D surestime l'évolution de l'emploi R&D des PME entre 2008 et 2009

Entre 2008 et 2009, les estimations présentées dans l'article indiquent une baisse de l'emploi R&D (voir la figure 1 de l'article) alors que l'*Enquête R&D* montre une augmentation de plus de 10 % de l'emploi R&D des PME en 2009. Ce dernier résultat ne semble pas réaliste. En effet, l'année 2009 est un point bas de l'activité économique : la VA des entreprises non financières a baissé de 4,3 % et leur FBCF (qui comprend les dépenses de R&D) a baissé de 11,8 %. Mais surtout l'évolution obtenue par l'*Enquête R&D* entre 2009 et 2010 pour les PME n'est pas mobilisable car elle correspond à une augmentation de 20 % du nombre de PME interrogées par l'enquête et à une augmentation de 12 % du poids des PME dans l'enquête. Comme indiqué dans l'encadré 1 cette augmentation est une conséquence de l'augmentation du recours au CIR : un grand nombre de nouvelles entreprises ont pu être identifiées comme faisant de la R&D et ont donc été interrogées par l'enquête en 2009. En interprétant directement les évolutions calculées avec l'enquête R&D, on fait l'hypothèse que toutes ces entreprises ne faisaient pas de R&D en 2008 ce qui est certainement faux.

Pour résoudre le problème des nombreuses entreprises qui n'étaient pas répertoriées dans la base de sondage de l'enquête avant de demander à bénéficier du CIR, on peut étudier l'évolution des PME interrogées en 2008 et en 2009. Si on se restreint à ces seules entreprises, on obtient une baisse de 0,6 % de l'emploi R&D des PME, et une augmentation modérée de la DIRDE (Tableau A-3).

Tableau A3. Dépense intérieure R&D et effectif R&D : évolution 2009/2008

	DIRDE	Effectif R&D	Chercheur R&D
Évolution en %	2,7	- 0,6	- 3,1

Champ : PME interrogées en 2008 et 2009 pour l'*Enquête R&D* du MENESR.

Source : *Enquête R&D* (MENESR).

Si ce résultat se rapproche de nos estimations il ne nous paraît pas non plus représentatif de l'évolution de la R&D de l'ensemble des PME en 2009 : les PME interrogées en 2008 et 2009 sont en moyenne plus grandes que l'ensemble des PME qui font de la R&D. Par exemple le tableau A-4 permet de montrer que les entreprises interrogées deux fois en 2008 et 2009 sont trop grandes pour être représentatives de l'ensemble des PME qui font de la R&D : en moyenne les PME utilisant le CIR en 2009 ont 27 emplois équivalent temps plein (EQTP) alors que celles qui, en plus d'utiliser le CIR en 2009, ont été interrogées en 2008 et 2009 ont en moyenne 37 emplois EQTP. De plus, les entreprises interrogées deux fois sont des entreprises survivantes qui font de la R&D lors des deux années. De

nouveau, on peut légitimement penser que même si l'on se limite aux entreprises interrogées deux fois par l'enquête, on surestime les évolutions de la R&D des PME.

Tableau A4. Effectifs et masse salariale pour les PME ayant reçu du CIR en 2009

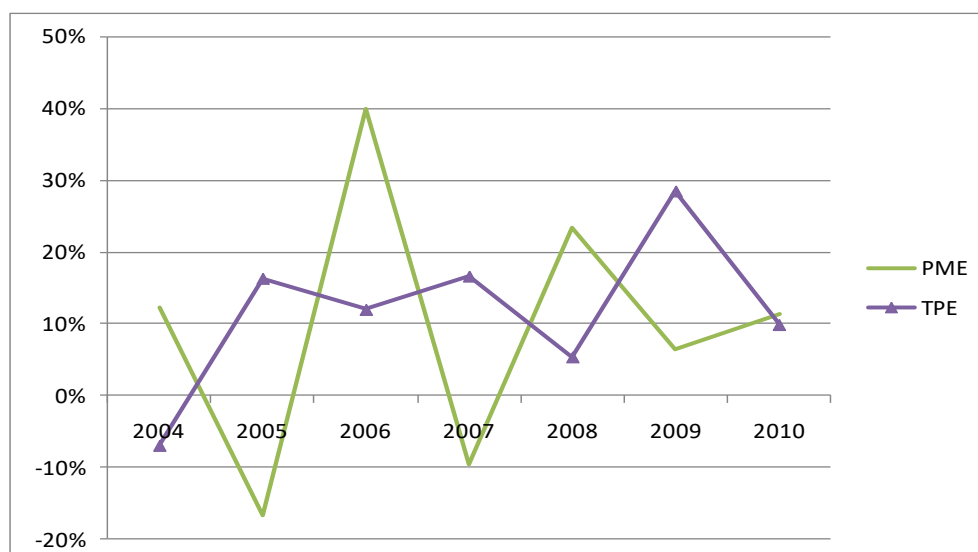
Moyenne	Ensemble des PME	PME interrogées en 2008 et 2009 pour l'Enquête R&D
Effectif (EQTP)	27	37
Masse salariale (en euros)	1 022 909	1 459 002
CIR lié à l'emploi R&D (en euros)	98 084	138 386

Champ : PME ayant reçu du CIR en 2009.

Source : Enquête R&D du MENESR.

Plus généralement, il nous semble que l'on ne peut pas utiliser l'Enquête R&D pour estimer l'évolution de l'emploi R&D des petites entreprises car elle donne des évolutions très erratiques chaque année (figure A.1). Cela est probablement lié aux modifications de couverture des petites entreprises de l'enquête R&D au cours des années 2000, conduisant à des fluctuations très importantes de la dépense en R&D pour cette catégorie d'entreprise. Il est difficile de savoir si les évolutions mesurées sur les très petites entreprises correspondent à des évolutions réelles ou à une simple modification du champ de l'enquête. En particulier, la base de sondage est actualisée à partir d'informations sur les aides perçues par les entreprises (CIR, subventions d'Oseo ...) : à partir de 2008, le nombre croissant d'entreprises demandant le CIR a mécaniquement élargi le champ de l'enquête. Ainsi l'évolution de l'emploi consacré à la R&D est très heurtée : -18 % en 2005 pour les PME, +40 % en 2006, -10 % en 2007, +22 % en 2008 (figure A.1) ...

Figure A1. Évolution de l'emploi consacré à la R&D, source enquête R&D



Champ : France, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.
Source : *MENESR, enquête R&D.*

3. L'emploi en 2010 : pourquoi les résultats de l'article restent-ils supérieurs à ceux obtenus avec l'*Enquête R&D*

En 2010, les estimations retenues pour l'article correspondent à 67 000 emplois R&D EQTP dans l'ensemble des PME. Ce chiffre est nettement plus élevé que celui qui peut être obtenu avec l'*Enquête R&D* de 2010 (52 000 EQTP). Plusieurs explications peuvent être données à cette différence. D'une part, le champ de l'*Enquête R&D* ne prend pas en compte toute la R&D des petites entreprises ce qui justifie d'obtenir un effectif plus élevé. D'autre part, le CIR a pu être utilisé pour financer des activités à la frontière de la R&D. Enfin, l'estimation présentée dans l'article a été obtenue en faisant une série d'hypothèses qui peuvent conduire à surestimer l'emploi R&D. En particulier, pour obtenir des niveaux d'emploi R&D à partir de la base GECIR, les dépenses de personnel sont divisées par un coût moyen de l'emploi propre à chaque entreprise : si cette mesure permet de prendre en compte l'hétérogénéité des rémunérations entre entreprises elle ne permet pas de prendre en compte l'hétérogénéité des rémunérations au sein d'une même entreprise.

Annexe B. Estimation des aides directes

Cette annexe détaille l'estimation des aides directes que nous utilisons dans toutes les statistiques de l'étude. En effet, aucune base ne répertorie les aides directes de façon exhaustive : leur montant doit être estimé. L'estimation se fait en deux étapes.

Étape 1 : calcul du montant des aides à partir de deux sources de données (enquête R&D et base GECIR) et comparaison à l'enquête R&D pondérée

Pour chaque entreprise, le montant des aides directes est principalement obtenu à partir de l'information reportée dans la base CIR. Si l'entreprise n'utilise pas le CIR le montant des aides directes est connu si l'entreprise a répondu à l'enquête R&D. Pour les entreprises qui utilisent le CIR et répondent à l'enquête R&D, on dispose de deux informations qui sont parfois divergentes : c'est le montant de subventions le plus élevé qui est retenu.

Dans les trois figures suivantes on rapporte cette estimation des aides directes (en montant et nombre) aux chiffres obtenus avec l'enquête R&D. L'enquête R&D est elle-même un minorant des véritables montants d'aides directes mais elle fournit probablement le montant agrégé le plus proche de la réalité (la figure A.4 de l'annexe A indique un taux d'identification très élevé pour les entreprises ayant bénéficiées du CIR).

Sur la période 2003-2010, le total des aides directes obtenu grâce à cette méthode est inférieur aux estimations fournies par l'enquête R&D. Entre 2003 et 2010, le montant des aides directes est sous-estimé de 25 % pour les TPE, 9 % pour les PME et 13 % pour l'ensemble des PME et TPE (*tableau B.1*).

Tableau B1. Ensemble des aides directes, taux d'identification en prenant le maximum des montants renseignés dans l'enquête R&D et la base GECIR

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	moyenne 2003- 2010
TPE	68 %	70 %	71 %	61 %	77 %	81 %	77 %	82 %	75 %
PME (hors TPE)	82 %	78 %	102 %	80 %	88 %	82 %	108 %	107 %	91 %
Ensemble des TPE et PME	78 %	76 %	92 %	75 %	84 %	82 %	99 %	100 %	87 %

Champ : France.

Lecture : pour chaque année et chaque catégorie d'entreprise, le pourcentage inscrit dans le tableau correspond au rapport de l'estimation des aides directes (estimation obtenue en faisant le maximum pour chaque entreprise entre les aides directes reportées dans l'enquête R&D et les subventions reportées dans la base CIR) et le montant des aides directes obtenues à l'aide de l'enquête R&D pondérée.

Source : MENESR, GECIR, enquête R&D

Cette sous-estimation est plus faible si on se restreint aux aides à la R&D consacrées à l'emploi³²⁴ et aux sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands : la

³²⁴ Pour les aides directes connues grâce à l'enquête R&D, on suppose que la part de la subvention qui correspond à une dépense d'emploi correspond à la part de l'emploi dans la dépense en R&D de l'entreprise (cette information est aussi connue grâce à l'enquête R&D). Pour les subventions qui sont connues grâce à la base CIR, on fixe la part attribuable à l'emploi à la part des dépenses de personnel dans l'ensemble de l'assiette du CIR.

sous estimation pour les TPE n'est plus que de 19 % sur l'ensemble de la période 2003-2010, avec une quasi exhaustivité sur 2008-2010. En moyenne, pour les PME, les deux estimations donnent les mêmes résultats (*tableau B.2*).

Tableau B2. Les aides directes consacrées à l'emploi, taux d'identification en prenant le maximum des montants renseignés dans l'enquête R&D et la base GECIR

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	moyenne 2003-2010
TPE	69 %	66 %	74 %	66 %	72 %	98 %	90 %	92 %	81 %
PME (hors TPE)	79 %	73 %	115 %	81 %	91 %	95 %	126 %	122 %	100 %
Ensemble des TPE et PME	76 %	71 %	101 %	77 %	85 %	96 %	115 %	113 %	95 %

Champ : sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands. Lecture : pour chaque année et chaque catégorie d'entreprise, le pourcentage inscrit dans le tableau correspond au rapport de l'estimation des aides directes consacrées à l'emploi (estimation obtenue en faisant le maximum pour chaque entreprise entre les aides directes reportées dans l'enquête R&D et les subventions reportées dans la base CIR) et le montant obtenu à l'aide de l'enquête R&D pondérée. Source : MENESR, GECIR, enquête R&D

En termes de nombre d'entreprises ayant reçu des aides directes, la méthode de maximisation des deux sources d'information (GECIR et enquête R&D non pondérée) donne des effectifs en moyenne 20 % moins élevés que l'enquête R&D pondérée (*tableau B.3*).

Tableau B3. Le nombre d'entreprises recevant des aides directes, taux d'identification en prenant le maximum des montants renseignés dans l'enquête R&D et la base GECIR

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	moyenne 2003-2010
TPE	67 %	73 %	78 %	76 %	78 %	87 %	85 %	93 %	80 %
PME (hors TPE)	73 %	62 %	87 %	59 %	77 %	83 %	92 %	96 %	79 %
Ensemble des TPE et PME	70 %	67 %	82 %	67 %	78 %	85 %	89 %	95 %	80 %

Champ : sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands. Lecture : pour chaque année et chaque catégorie d'entreprise, le pourcentage inscrit dans le tableau correspond au rapport de l'estimation du nombre d'entreprise recevant des aides directes (estimation obtenue en faisant le maximum pour chaque entreprise entre les aides directes reportées dans l'enquête R&D et les subventions reportées dans la base CIR) et du nombre d'entreprise aidées selon l'enquête R&D pondérée. Source : MENESR, GECIR, enquête R&D

Si l'on compare les estimations précédentes du nombre de TPE et PME recevant des aides directes à celles de la BPI [BPI, 2014], on montre qu'entre 2003 et 2010, les effectifs de l'enquête R&D sont proches de ceux publiés par BPI, et qu'en 2010, les trois estimations donnent des effectifs proches (*tableau B.4*).

Tableau B4. Nombre de TPE et PME ayant obtenu des aides directes

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Maximum GECIR et enquête R&D	1 860	1 673	1 829	2 003	2 439	2 648	2 981	3 205
Enquête R&D pondérée	2 656	2 495	2 229	3 003	3 141	3 131	3 346	3 380
BPI	2 402	2 447	2 411	2 720	3 191	3 216	2 719	3 018

Champ : sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands
 Source : MENESR, GECIR, enquête R&D ; BPI

L'enquête R&D donnant des nombres d'entreprises aidés proches de celles de la BPI et détectant plus de 90 % des montants de subventions reçues en même temps que le CIR (*annexe A*), nous nous callons dessus comme référence pour les aides directes. Ainsi, dans la partie 3 de l'étude et l'*annexe F* nous calons les aides directes sur celles de l'enquête R&D pondéré.

Étape 2 : calage du montant des aides directes sur les résultats obtenus avec l'enquête R&D pondérée

Pour palier au problème de sous estimation des montants agrégés dans la partie 3, nous faisons un calage pour chaque catégorie d'entreprise, sur les chiffres obtenus avec l'enquête R&D pondérée pour le montant total des aides directes et le nombre d'entreprises ayant reçus des subventions. Le calage se fait aussi sur le nombre d'entreprise JEI, le montant des exonérations JEI (source Acooss), le nombre d'entreprise demandant le CIR et le total du CIR perçu par les entreprises (source MENESR) pour s'assurer que le calage sur les aides directes ne modifie pas ces chiffres.

Annexe C. Méthode d'estimation du taux d'aide à la R&D depuis 2003

Afin d'estimer le taux d'aide à la R&D des entreprises, il est nécessaire d'estimer l'emploi et le coût de l'emploi consacré à la R&D et des aides servant à financer des emplois consacrés à la R&D comme expliqué dans la partie 3.3. Cette annexe détaille la méthode d'estimation de ces variables.

Étape 1 : Estimation de l'emploi consacré à la R&D

Pour estimer l'évolution de l'emploi R&D, on procède en deux temps. Dans un premier temps, on le calcule dans les PME (y compris TPE) sur la période 2008-2010 à partir des données de l'enquête R&D, de la base Gecir³²⁵, de la liste des JEI, et de la liste des agréments du MENESR, de la façon suivante :

- Pour l'enquête R&D, les effectifs R&D et leur coût sont directement renseignés par les entreprises interrogées.
- Pour les entreprises utilisant le dispositif du CIR, un montant des dépenses de personnel consacrées à la R&D est renseigné pour calculer l'assiette du crédit d'impôt. Ce montant est assimilé au coût de l'emploi R&D. Pour obtenir un effectif, on le divise par le coût moyen des ingénieurs (ils correspondent à la CS 38).
- Les données sur les JEI fournissent le montant des exonérations de cotisation employeur auquel ont eu droit les différentes entreprises. À partir du salaire moyen des ingénieurs, on estime le montant des cotisations employeur que l'entreprise aurait dû payer en l'absence d'exonération et on en déduit l'emploi consacré à la R&D.
- Pour les entreprises qui ont reçu l'agrément MENESR, on fait l'hypothèse que tous les ingénieurs (et tous les salaires correspondants) sont affectés à la R&D.
- Pour les entreprises qui sont présentes dans plusieurs sources de données (par exemple les entreprises qui cumulent CIR et JEI) on ne conserve qu'une seule estimation, la plus importante³²⁶.

On fait l'hypothèse que pour la période 2008-2010, le développement des aides permet d'avoir une liste quasiment exhaustive des PME qui mènent des activités de R&D. Puis dans un deuxième temps, on calcule l'évolution de l'emploi R&D sur la période 2003-2010 en supposant que pour chaque secteur (niveau 5 de la NAF) et catégorie d'entreprise le rapport³²⁷ entre le nombre d'emplois R&D et le nombre d'emplois « hautement qualifiés » ($Emploi HQ_t^{\text{secteur, catég.}}$, source *DADS*) est stable dans le temps :

$$Estimation \quad emploi \ R \ \& \ D_t^{\text{secteur, catég.}} = \frac{Emploi \ R \ \& \ D_{2008-2010}^{\text{secteur, catég.}}}{Emploi \ HQ_{2008-2010}^{\text{secteur, catég.}}} \times Emploi \ HQ_t^{\text{secteur, catég.}}$$

³²⁵ À partir du montant des dépenses de personnel consacrées à la R&D renseigné dans la base, divisé par le coût moyen des ingénieurs (source *DADS*).

³²⁶ Dans certains cas on peut néanmoins sous-estimer l'emploi consacré à la R&D : si une entreprise utilise le CIR et reçoit une subvention, elle peut retirer le montant de l'emploi correspondant à la subvention de sa déclaration pour le CIR et ne pas signaler la subvention.

³²⁷ Seulement une partie de l'emploi hautement qualifié est affectée à la R&D mais, pour les PME interrogées par l'enquête R&D, on obtient une corrélation de 62 % entre l'emploi R&D réel et l'estimation réalisée avec notre méthode et de 72 % pour les entreprises du panel utilisé dans la dernière partie de l'article.

Cette hypothèse de stabilité peut paraître forte, ce rapport ayant pu croître avec l'augmentation des aides à la R&D. Cependant, un calcul à partir des données de l'enquête communautaire sur l'innovation (CIS) montre que le rapport entre DIRDE et dépense en emploi hautement qualifié serait resté globalement stable pour les PME hors TPE entre 2004 et 2008 (il serait passé de 11 % à 9 %, évolution non significative au vu du plan de sondage de l'enquête).

Différentes méthodes d'estimation de l'évolution de l'emploi R&D ont été testées pour être comparées à ces résultats (*annexe D*). Les deux méthodes qui nous semblent les plus réalistes³²⁸ donnent des résultats relativement semblables avec une baisse significative de l'emploi en 2009.

À partir de la méthode qui vient d'être présentée, il est aussi possible d'estimer l'évolution de l'emploi hautement qualifié qui n'est pas consacré à la R&D. Ce calcul montre que l'emploi R&D aurait été plus dynamique sur la période 2004-2008 que l'emploi non R&D mais qu'il aurait aussi plus pâti de la crise. Inversement le coût moyen de l'emploi R&D aurait été moins dynamique que celui des autres emplois hautement qualifiés sur la période 2003-2008 mais il aurait été finalement plus dynamique sur la période 2008-2010 (*encadré 1*). Ces différences sont notamment liées à des effets de compositions sectorielles.

Encadré C1 - Évolution du niveau et du coût moyen de l'emploi hautement qualifié R&D et non-R&D des PME et des TPE

Il est possible d'obtenir un coût des emplois hautement qualifiés non-R&D grâce à une méthode similaire à celle présentée dans cette annexe pour estimer le coût et l'emploi R&D.

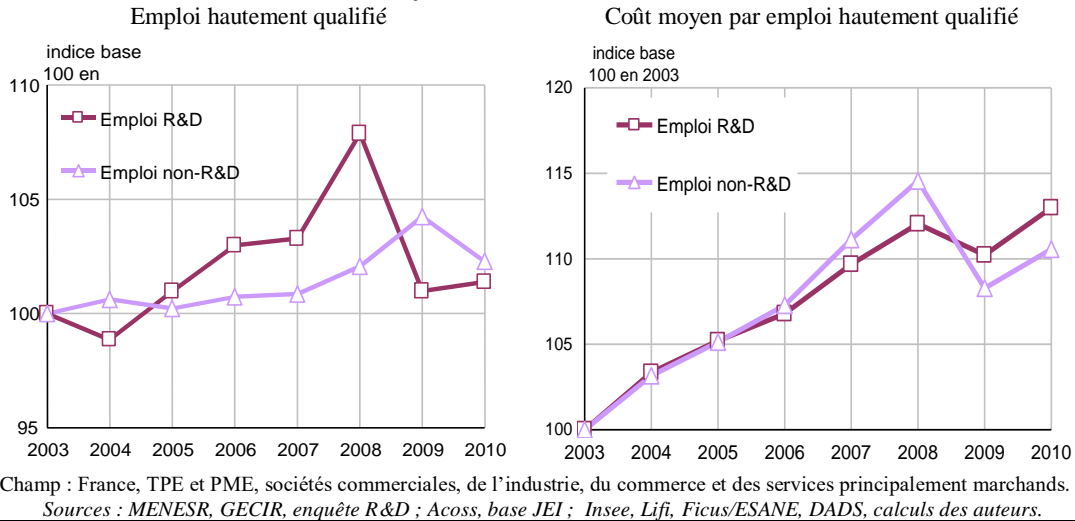
On peut donc comparer les évolutions du niveau et du coût moyen de l'emploi R&D à celles de l'emploi hautement qualifié non-R&D (figure C1). Entre 2003 et 2010, pour les TPE et les PME, l'évolution de l'emploi hautement qualifié R&D et non-R&D est proche (au total une augmentation d'environ 3 %), mais la chronique est différente : l'emploi R&D est plus dynamique entre 2004 et 2008, tandis que l'emploi non-R&D résiste beaucoup mieux à la crise de 2009 et ne se contracte pas fortement comme l'emploi R&D. Les emplois R&D auraient ainsi été en priorité supprimés pendant la crise, ce qui peut s'expliquer par le fait que la R&D porte ses fruits à long terme et non à court terme.

L'évolution du coût moyen par emploi est contraire : il est moins dynamique pour les emplois R&D entre 2004 et 2008 mais baisse moins en 2009 que pour l'emploi non-R&D. Au final, entre 2003 et 2010, le coût moyen de l'emploi R&D augmente légèrement plus que pour l'emploi non-R&D : cette différence pourrait s'interpréter comme un effet d'aubaine lié à l'obtention d'aides (Lokshin et Mohnen 2012). Ce résultat agrégé peut aussi être lié à des effets de sélection et de structure, notamment pendant la crise. Il faut cependant noter que les effets de structure ont un impact globalement faible sur l'évolution des salaires et ils n'auraient pas été particulièrement plus importants pendant

³²⁸ Les deux méthodes reprennent le calcul qui vient d'être présenté en remplaçant les évolutions de l'emploi hautement qualifié par les évolutions de l'emploi d'ingénieurs ou de l'emploi total.

la crise qu'avant la crise (Audenaert et alii, 2014).

Figure C1. Évolution de l'emploi hautement qualifié R&D et non-R&D des TPE et PME et évolution de son coût moyen



Étape 2 : Estimation des aides servant à financer des emplois consacrés à la R&D

Pour estimer le montant des aides servant à financer l'emploi R&D, des règles différentes par dispositif sont adoptées. Pour les JEI, les exonérations de cotisations sociales employeurs sont intégralement considérées comme des aides à l'emploi R&D. La part du CIR qui sert à financer l'emploi correspond à la part des dépenses de personnel et des dépenses de fonctionnement dans l'assiette du CIR. En effet, pour calculer l'assiette du CIR, les dépenses de fonctionnement sont fixées à 75 % des dépenses de personnel³²⁹ : le crédit d'impôt qui en découle peut donc être interprété comme une aide à l'emploi.

Contrairement aux aides indirectes, aucune base ne répertorie les aides directes de façon exhaustive : leur montant doit être estimé. Pour chaque entreprise, l'estimation des aides directes qui servent à financer de l'emploi est réalisée à partir de l'information reportée dans la base du CIR, complétée et le cas échéant recoupée par l'information issue de l'enquête R&D. Ces sources étant parfois divergentes, c'est le montant de subventions le plus élevé reporté dans l'une de ces sources qui est retenu.

³²⁹ Ne pas les prendre en compte diminuerait de 43 % les montants de CIR servant à financer de l'emploi

Annexe D. Mesures complémentaires de l'emploi R&D et des taux d'aide

Dans cette annexe, nous testons plusieurs estimations de l'emploi R&D, complémentaires à notre méthode principale présentée en section 3.2.2 (que l'on nommera *méthode 1*). Dans cette dernière, l'emploi R&D est estimé en deux étapes. La première étape consiste à estimer le nombre d'emplois R&D par secteur et catégorie d'entreprise au cours de la période de référence 2008-2010. La deuxième étape suppose que le rapport entre le nombre d'emplois R&D et le nombre d'emplois « hautement qualifiés » est stable dans le temps. Les quatre méthodes supplémentaires sont :

Méthode 2 : il s'agit de la méthode 1 où l'on remplace les emplois hautement qualifiés par les emplois d'ingénieurs. L'emploi R&D est obtenu à l'aide de la formule suivante :

$$\text{Estimation } \text{emploi R \& D}_t^{\text{secteur,catég.}} = \frac{\text{Emploi R \& D}_{2008-2010}^{\text{secteur,catég.}}}{\text{Emploi ingénieur}_{2008-2010}^{\text{secteur,catég.}}} \times \text{Emploi ingénieur}_t^{\text{secteur,catég.}}$$

où la variable $\text{Emploi R \& D}_{2008-2010}^{\text{secteur,catég.}}$ est calculé en compilant différentes bases de données, dont l'enquête R&D (dont la couverture des petites entreprises est plus satisfaisante depuis 2008).

Méthode 3 : il s'agit de la méthode 1 où l'on remplace les emplois hautement qualifiés par l'emploi total. L'emploi R&D est obtenu à l'aide de la formule suivante :

$$\text{Estimation } \text{emploi R \& D}_t^{\text{secteur,catég.}} = \frac{\text{Emploi R \& D}_{2008-2010}^{\text{secteur,catég.}}}{\text{Emploi total}_{2008-2010}^{\text{secteur,catég.}}} \times \text{Emploi total}_t^{\text{secteur,catég.}}$$

Méthode 4 : il s'agit de l'emploi qualifié dans les secteurs les plus intenses en R&D. L'emploi qualifié couvre un périmètre plus large que l'emploi hautement qualifié, il prend par exemple en compte les postes de techniciens. Comme cette définition de l'emploi de référence est vraisemblablement trop large (il n'a souvent aucun rapport avec la R&D), on se restreint aux 25 secteurs les plus intenses en R&D.

Méthode 5 : il s'agit de l'emploi d'ingénieurs. Cette mesure a l'avantage d'être exhaustive, mais les ingénieurs (CS 38) constituent cependant un champ trop approximatif des personnes faisant de la R&D : il est à la fois trop large car la majorité des ingénieurs ne font pas de R&D, et trop restreint car l'emploi en charge de la R&D comprend des postes de techniciens (des postes qui ne font pas partie de la catégorie ingénieur des DADS).

Les méthodes 1, 2 et 4 sont celles qui sont le plus proches de l'emploi R&D, elles ont des évolutions très similaires (*figure D.1*). En outre, toutes les méthodes indiquent une baisse de l'emploi en 2009.

Figure D1. Estimation de l'évolution de l'emploi R&D de l'ensemble des PME (PME hors TPE + TPE) en utilisant différentes méthodes (Base 100 en 2003)



Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Ci dessous, nous présentons les estimations du taux d'aide selon différentes méthodes pour l'ensemble des PME : les aides liées aux dépenses en emplois R&D sont rapportées à quatre estimations du coût des emplois R&D (méthode 1, 2, 3). Les méthodes 4 et 5 donnent des taux d'aide très faibles et peu lisibles. Les taux d'aide des trois premières méthodes donnent des résultats très proches.

Figure D.2. Taux d'aide pour l'emploi de l'ensemble des PME (PME hors TPE + TPE) selon différentes méthodes.

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
méthode 1	6%	7%	8%	10%	12%	21%	25%	26%
méthode 2	6%	7%	9%	11%	12%	22%	25%	25%
méthode 3	6%	7%	9%	11%	12%	22%	24%	26%

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

À noter qu'une mesure alternative des dépenses de personnels R&D est fournie par l'enquête R&D. Cependant, le suivi des petites entreprises par l'enquête R&D pose des problèmes statistiques (*annexe A*). L'enquête R&D indique des taux d'aide très supérieurs et qui augmentent moins dans le temps : 21 % en 2003 et 51 % en 2010 pour l'ensemble des PME³³⁰.

³³⁰ Ces chiffres issus de l'enquête R&D sont légèrement différents de ceux publiés par le MENESR (47 % pour le total des PME en 2010 selon [MENESR, 2014]). Cette différence s'explique par la prise en compte de la dimension groupe pour définir les catégories d'entreprise de notre étude.

Annexe E. Liste des secteurs d'activités les plus intenses en R&D pour les petites entreprises

Le tableau qui suit présente une estimation de l'emploi dévolu à la R&D par secteur d'activité pour les entreprises au moins une fois TPE au cours des années 2003 à 2010. Le tableau ne reprend que les 75 secteurs qui sont finalement retenus pour le champ de la 5^e partie.

Les 75 secteurs sélectionnés correspondent aux secteurs où la probabilité d'avoir des emplois R&D est supérieure à 2,5 % et dont le nombre d'emploi R&D est supérieur à 30 entre 2008 et 2010³³¹.

Figure E1. Liste des secteurs d'activités les plus intenses en R&D pour les petites entreprises

Code	Part de la R&D dans l'emploi total (2008-2010)	Part des ingénieurs dans l'emploi total (2008-2010)	Industrie	
			Information et communication	
			Activités spécialisées scientifiques et techniques	
7211Z	83 %	26,4 %	Recherche-développement en biotechnologie	
7740Z	75 %	10,6 %	Location-bail de propriété intellectuelle et de produits similaires, à l'exception des œuvres soumises à copyright	
7219Z	62 %	22,3 %	Recherche-développement en autres sciences physiques et naturelles	
5829B	61 %	36,8 %	Édition de logiciels outils de développement et de langages	
5821Z	56 %	23,2 %	Édition de jeux électroniques	
5829A	53 %	38,4 %	Édition de logiciels système et de réseau	
2120Z	42 %	11,1 %	Fabrication de préparations pharmaceutiques	
5829C	42 %	35,5 %	Édition de logiciels applicatifs	
2660Z	39 %	30,1 %	Fabrication d'équipements d'irradiation médicale, d'équipements électro-médicaux et électro-thérapeutiques	
6209Z	39 %	26,4 %	Autres activités informatiques	
6201Z	37 %	30,4 %	Programmation informatique	
6202A	35 %	42,3 %	Conseil en systèmes et logiciels informatiques	
3030Z	34 %	19,5 %	Construction aéronautique et spatiale	
2640Z	34 %	19,9 %	Fabrication de produits électroniques grand public	
2611Z	29 %	17,7 %	Fabrication de composants électroniques	
2670Z	29 %	14,5 %	Fabrication de matériels optique et photographique	
2651B	28 %	22,0 %	Fabrication d'instrumentation scientifique et technique	
2540Z	25 %	21,7 %	Fabrication d'armes et de munitions	
2015Z	24 %	7,3 %	Fabrication de produits azotés et d'engrais	
2651A	23 %	29,5 %	Fabrication d'équipements d'aide à la navigation	
7490B	23 %	20,7 %	Activités spécialisées, scientifiques et techniques diverses	
2620Z	20 %	18,9 %	Fabrication d'ordinateurs et d'équipements périphériques	
2630Z	20 %	19,1 %	Fabrication d'équipements de communication	
6202B	20 %	24,1 %	Tierce maintenance de systèmes et d'applications informatiques	
1086Z	20 %	5,7 %	Fabrication d'aliments homogénéisés et diététiques	
6203Z	19 %	23,2 %	Gestion d'installations informatiques	
6312Z	17 %	15,5 %	Portails Internet	
2110Z	16 %	12,9 %	Fabrication de produits pharmaceutiques de base	
2899B	16 %	9,6 %	Fabrication d'autres machines spécialisées	
6120Z	16 %	14,3 %	Télécommunications sans fil	
2612Z	16 %	11,6 %	Fabrication de cartes électroniques assemblées	
6311Z	15 %	15,8 %	Traitement de données, hébergement et activités connexes	
7220Z	15 %	7,6 %	Recherche-développement en sciences humaines et sociales	

³³¹ En outre, la proportion d'ingénieur est supérieure à 4 %.

2059Z	14 %	11,5 %	Fabrication d'autres produits chimiques n.c.a.
2829A	14 %	7,9 %	Fabrication d'équipements d'emballage, de conditionnement et de pesage
7112B	13 %	22,8 %	Ingénierie, études techniques
6110Z	12 %	16,0 %	Télécommunications filaires
2014Z	12 %	9,9 %	Fabrication d'autres produits chimiques organiques de base
2910Z	12 %	7,9 %	Construction de véhicules automobiles
2811Z	12 %	8,3 %	Fabrication de moteurs et turbines, à l'exception des moteurs d'avions et de véhicules
3320C	12 %	12,5 %	Conception d'ensemble et assemblage sur site industriel d'équipements de contrôle des processus industriels
2042Z	11 %	6,3 %	Fabrication de parfums et de produits pour la toilette
2016Z	11 %	14,0 %	Fabrication de matières plastiques de base
6190Z	10 %	11,9 %	Autres activités de télécommunication
7120B	10 %	10,4 %	Analyses, essais et inspections techniques
2053Z	10 %	7,7 %	Fabrication d'huiles essentielles
2841Z	10 %	8,1 %	Fabrication de machines-outils pour le travail des métaux
2829B	9 %	8,2 %	Fabrication d'autres machines d'usage général
3511Z	8 %	13,2 %	Production d'électricité
7022Z	8 %	10,6 %	Conseil pour les affaires et autres conseils de gestion
2711Z	8 %	13,3 %	Fabrication de moteurs, génératrices et transformateurs électriques
6420Z	7 %	5,8 %	Activités des sociétés holding
7320Z	7 %	8,3 %	Études de marché et sondages
2399Z	6 %	6,3 %	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques n.c.a.
2030Z	6 %	5,9 %	Fabrication de peintures, vernis, encres et mastics
2229A	6 %	8,9 %	Fabrication de pièces techniques à base de matières plastiques
2790Z	6 %	6,5 %	Fabrication d'autres matériels électriques
3900Z	5 %	8,8 %	Dépollution et autres services de gestion des déchets
2573A	5 %	6,8 %	Fabrication de moules et modèles
2825Z	5 %	7,9 %	Fabrication d'équipements aéronautiques et frigorifiques industriels
7021Z	5 %	6,5 %	Conseil en relations publiques et communication
1089Z	5 %	4,6 %	Fabrication d'autres produits alimentaires n.c.a.
2812Z	5 %	6,1 %	Fabrication d'équipements hydrauliques et pneumatiques
2712Z	5 %	5,1 %	Fabrication de matériel de distribution et de commande électrique
4652Z	5 %	12,3 %	Commerce de gros (commerce interentreprises) de composants et d'équipements électroniques et de télécommunication
2740Z	5 %	4,2 %	Fabrication d'appareils d'éclairage électrique
2893Z	4 %	5,7 %	Fabrication de machines pour l'industrie agro-alimentaire
8299Z	4 %	5,1 %	Autres activités de soutien aux entreprises n.c.a.
4651Z	4 %	5,5 %	Commerce de gros (commerce interentreprises) d'ordinateurs, d'équipements informatiques périphériques et de logiciels
7410Z	4 %	9,3 %	Activités spécialisées de design
2573B	4 %	6,1 %	Fabrication d'autres outillages
2822Z	4 %	5,4 %	Fabrication de matériel de levage et de manutention
3250A	3 %	4,1 %	Fabrication de matériel médico-chirurgical et dentaire
2550B	3 %	4,7 %	Découpage, emboutissage
7010Z	3 %	6,0 %	Activités des sièges sociaux
Total 75 secteurs	15,2 %	17,3 %	Total 75 secteurs

Lecture : Pour le secteur 7211Z de Recherche-développement en biotechnologie (secteur de service), 83% des emplois sont consacré à la R&D.

Sources : MESR (enquête R&D), Insee (Liasses fiscales, Lifi), auteurs

Annexe F. Description des petites entreprises aidées

Dans cette partie nous décrivons les TPE bénéficiaires d'aides à la R&D et comparons leurs caractéristiques à celles des autres PME aidées. Cette description sert de point de comparaison à la description du panel en partie 5.

Des aides aux TPE tournées vers l'informatique et les services de R&D

Les TPE bénéficiaires d'aides à la R&D sont essentiellement des entreprises de l'industrie, du commerce ou des services principalement marchands (97 %) et nous nous restreignons donc à ce champ dans la suite de l'analyse³³². En 2010, on y compte plus de 5 000 TPE aidées (*tableau F.1*) ce qui représente seulement 0,5 % de l'ensemble des TPE de ce champ. Les entreprises peuvent utiliser simultanément plusieurs dispositifs d'aide (notamment les petites et jeunes entreprises [MENESR, 2014]), et le CIR est l'aide la plus fréquemment utilisée. L'ensemble des TPE aidées se répartit de façon à peu près égale en trois groupes de secteurs : un premier groupe comprend les secteurs de l'industrie³³³ et du commerce, un deuxième les secteurs de l'information et la communication (informatique, édition, telecom, etc.) et enfin un troisième groupe comprend les secteurs des activités spécialisées, scientifiques et techniques (R&D, ingénierie, etc.). Cette répartition est très différente de celle de l'ensemble des TPE qui appartiennent majoritairement aux secteurs de l'industrie et du commerce. Ainsi, les aides à la R&D des TPE sont particulièrement tournées vers l'informatique et la R&D. Cette spécialisation est encore accrue pour les TPE qui utilisent le dispositif JEI.

Tableau F1. Nombre de TPE recevant des financements publics pour leur R&D en 2010 et répartition par secteur (en %)

	Nombre de TPE...	Industrie-commerce	Information et communication	Activités scientifiques et techniques	Autres secteurs
... qui ont reçu des aides	5 367	26	34	37	3
... qui ont reçu du CIR	4 236	28	32	36	4
... qui ont reçu une subvention	1 583	24	31	43	2
... qui ont été JEI	2 216	14	43	41	2
... membres d'un pôle de compétitivité	1 072	23	32	44	1
Ensemble	1 167 984	54	5	15	26

Champ : TPE, sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : 5 367 TPE ont été aidées en 2010, dont 26 % font partie de l'industrie-commerce, 34 % du secteur de l'information et la communication et 37 % des activités scientifiques et techniques.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Même si l'industrie-commerce a un poids légèrement plus faible, la répartition sectorielle du montant des aides perçues en 2010 par les TPE est globalement similaire à la répartition en nombre d'entreprises. La part des aides perçues par les TPE des secteurs scientifiques et techniques croît régulièrement depuis 2003 et atteint 45 % en 2010 (*figure F.1*).

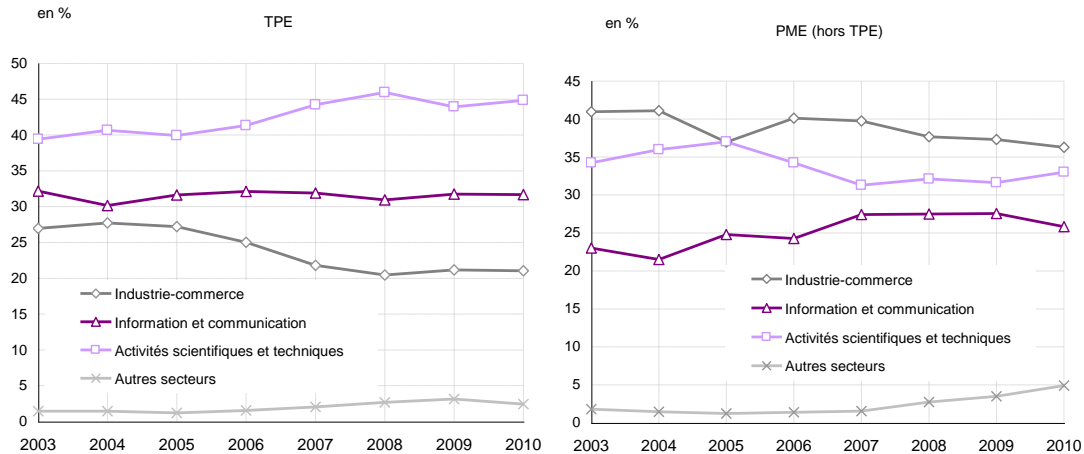
La répartition sectorielle des aides reçues par les PME (hors TPE) est différente de celle des TPE : l'industrie-commerce reçoit la plus grande part des aides (36 % en 2010 contre 21 % pour les TPE) et les secteurs scientifiques et techniques occupent une part légèrement décroissante. Le poids de

³³² De plus, nous ne nous intéressons qu'aux entreprises appartenant à la catégorie juridique « sociétés commerciales ».

³³³ Dans cette étude, les secteurs de l'agriculture et de la construction ont été ajoutés à ceux de l'industrie.

l'industrie-commerce en nombre d'entreprises aidées est aussi beaucoup plus important pour les PME que pour les TPE : ces secteurs regroupent 55 % des PME aidées contre seulement 26 % des TPE aidées alors qu'ils représentent 68 % des PME et 54 % des TPE.

Figure F1. Répartition sectorielle des aides à la R&D reçues par les TPE et PME



Champ : TPE, sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : En 2004, les TPE aidées de l'industrie ou du commerce ont reçu 28 % des aides consacrées à la R&D des TPE.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Des aides concentrées sur un petit nombre d'entreprises

Les montants des aides reçues par les TPE sont très hétérogènes. En 2010, 10 % des entreprises (le premier décile de la distribution des montants des aides, *tableau F.2*) reçoivent moins de 7 000 euros : la simplification du CIR (*encadré 2*) a pu inciter les entreprises à recourir à ce dispositif même pour de petits montants. A l'opposé, un petit nombre de TPE concentre une proportion importante des aides. En 2010, 10 % des TPE aidées (soit 536 entreprises) reçoivent ainsi 45 % des aides (soit un montant moyen d'aides de près de 400 000 euros). Entre 2003 et 2010, le montant des aides reçues par les entreprises a généralement augmenté : en 2003, la moitié des TPE ont perçu moins de 35 000 euros, mais en 2010 cette valeur médiane est passée à 44 000 euros. La majorité des TPE aidées sont des jeunes entreprises mais leur âge a augmenté entre 2003 et 2010, l'âge médian passant de 4 ans en 2003 à 6 ans en 2010. Enfin, la taille (en effectif salarié) des TPE aidées est restée stable dans le temps avec une médiane de 3,5 emplois équivalent temps plein (EQTP) en 2010.

Tableau F.2. Comparaison des TPE aidées en 2003 aux TPE aidées en 2010

	Âge (en années)		Effectif salarié (en EQTP)		Montant des aides à la R&D (en milliers d'euros)	
	2003	2010	2003	2010	2003	2010
9 ^e décile	15	18	8,3	8,0	190	201
Médiane	4	6	3,5	3,5	35	44
1 ^{er} décile	1	2	0,8	0,9	6	7

Champ : France, TPE, sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : en 2003, la moitié des TPE aidées ont perçu moins de 35 000 euros. L'âge médian des TPE aidées est de 4 ans et leur effectif salarié médian en équivalent temps plein (EQTP) s'élève à 3,5.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Pour les PME la hausse des aides entre 2003 et 2010 a été plus importante que pour les TPE : la médiane des aides reçues double tandis qu'elle augmente d'un quart pour les TPE (*tableau F.3*). Comme pour les TPE, l'âge augmente très légèrement, la médiane atteint 14 ans en 2010 contre 6 ans

pour les TPE. Cependant la médiane des effectifs baisse entre 2003 et 2010 alors qu'elle était stable pour les TPE.

Tableau F.3. Comparaison des PME (hors TPE) aidées en 2003 aux PME (hors TPE) aidées en 2010

	Âge (en années)		Effectif salarié (en EQTP)		Montant des aides à la R&D (en milliers d'euros)	
	2003	2010	2003	2010	2003	2010
9 ^e décile	34	37	99	91	308	421
Médiane	13	14	27	23	48	73
1 ^{er} décile	4	4	11	5	6	13

Champ : France, PME qui ne sont pas des TPE, sociétés commerciales de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Une forte augmentation de la première aide perçue par les TPE

Entre 2004 et 2010, le niveau moyen de la première aide reçue par une entreprise a crû de 30 % (tableau F.4). Cette hausse est particulièrement importante pour les TPE des secteurs des activités scientifiques et techniques. Les TPE des secteurs industrie-commerce perçoivent les montants les plus faibles, avec une faible augmentation sur la période.

La répartition par secteur des entreprises qui utilisent pour la première fois un dispositif d'aide a évolué de la même façon que la répartition sectorielle des TPE déjà aidées : la part de l'industrie-commerce a diminué et celle des activités scientifiques et techniques a fortement augmenté. La taille (effectif salarié) des entreprises entrantes baisse entre 2004 et 2010, notamment pour les activités scientifiques et techniques.

Tableau F.4. Caractéristiques des TPE aidées pour la première fois en 2004 ou en 2010

	Répartition sectorielle (en %)		Effectif salarié moyen (en EQTP)		Montant moyen des aides (en milliers d'euros)	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Industrie-commerce	32	27	3,9	3,7	49	56
Information et communication	34	30	3,2	3,2	51	66
Activités scientifiques et techniques	32	38	2,9	2,5	60	81
Autre secteur	2	5	2	2,4	36	59
Ensemble	1416	1611	3,3	3,1	53	69

Champ : France, TPE, sociétés commerciales, de l'industrie, du commerce et des services principalement marchands.

Lecture : les TPE de l'industrie-commerce qui ont reçu leur première aide en 2004 avaient un effectif moyen de 3,9 en équivalent temps plein (EQTP), et de 3,7 en 2010.

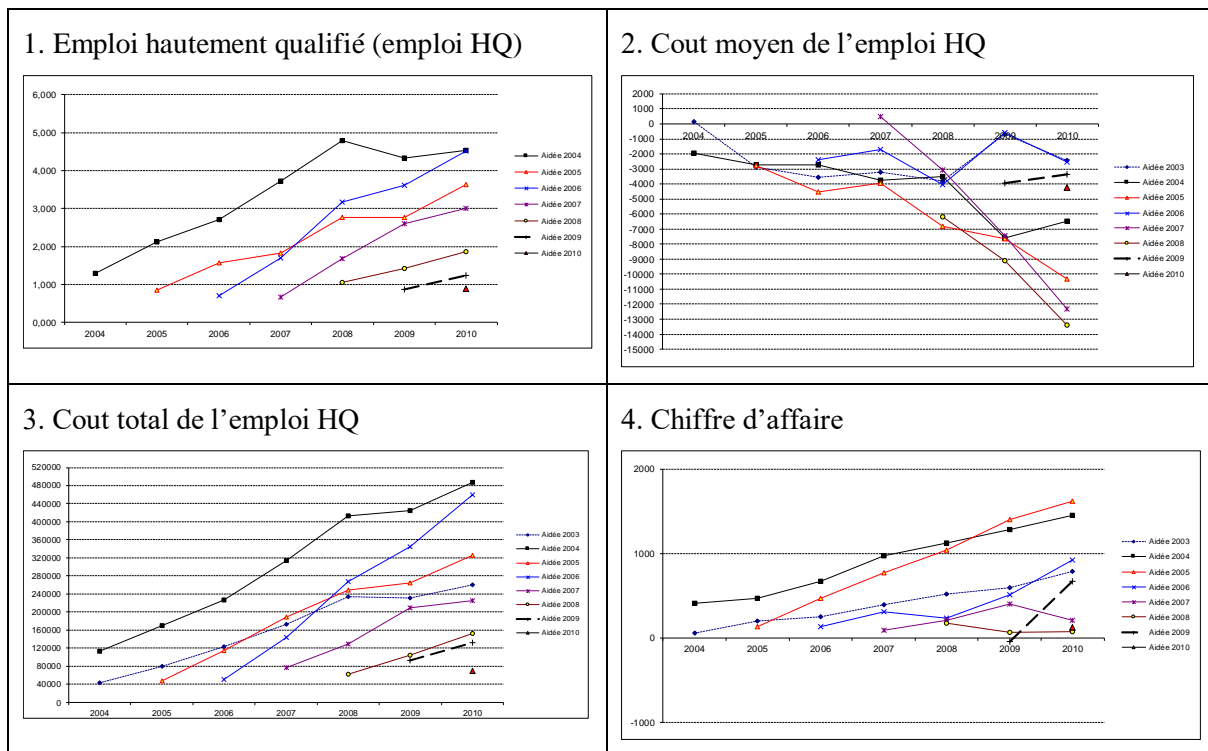
Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/ESANE, DADS, calculs des auteurs.

Annexe G. Méthode de différence de différences : compléments

1. Approche 1 : compléments

Le graphique C1 présente l'effet des aides sur les entreprises aidées par rapport aux entreprises non aidées. L'effet sur le niveau moyen d'emploi hautement qualifié est significativement positif³³⁴ et augmente pour toutes les générations d'entreprises aidées (sauf en 2009 pour les générations les plus anciennement aidées). À partir de 2009, la crise semble avoir un impact sur les générations les plus anciennement aidées (avant 2006). Au contraire elle a moins d'impact sur les générations les plus récentes et sur les entreprises non-aidées. Une partie de ces différences peut correspondre à la modification des dispositifs d'aides : la génération 2004 qui paraît être particulièrement dynamique contient aussi beaucoup plus de JEI³³⁵ que les autres générations. L'effet des aides sur le cout moyen de l'emploi serait négatif, globalement non significativement, mais significativement pour la génération 2005 et les générations d'entreprise aidées après 2008. L'effet des aides serait quant à lui positif sur le chiffre d'affaires des entreprises, mais l'effet ne se matérialiserait pas immédiatement après la première aide reçue, mais quelques années plus tard.

Figure G1. Effet moyen annuel du traitement pour les traités par rapport aux entreprises jamais aidées et par rapport à l'année précédant le traitement



Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP). Effet moyen annuel du traitement pour les traités (ATT) sur l'emploi hautement qualifié. Les traitements sont définis par la date de première utilisation des dispositifs d'aide à la R&D. La date en abscisse correspond à l'année où l'effet est mesuré.

Lecture : en 2007, les entreprises aidées en 2005 ont créé 1.8 emplois EQTP supplémentaires par rapport aux entreprises jamais aidées.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Sources : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acoss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

³³⁴ Les évolutions d'une année par rapport à l'autre sont globalement significatives, sauf en 2009 pour les générations 2005, 2006 et 2008, en 2007 pour la génération 2005 et en 2010 pour la génération 2007.

³³⁵ On rappelle que le dispositif a été créé en 2004 et qu'il s'adresse à des entreprises très spécialisées dans les activités de R&D. La répartition des différentes générations en fonction de la première aide reçue est précisée à la *figure H.3 (annexe H)*.

La somme des effets par année (en pondérant par le poids de chaque génération d'entreprises) est donnée pour l'emploi et la dépense privée dans les tableaux G1 et G2. On obtient des résultats totaux sur l'ensemble des entreprises du panel qu'on peut convertir en effets moyens par entreprise. On voit que les effets sur l'emploi hautement qualifiés sont significativement positifs et augmentent avec les années, de même pour la dépense privée.

Tableau G1. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises jamais aidées pour les entreprises toujours présentes depuis 2003

année	Emploi hautement qualifié (EQTP)		Dépense privée (milliers d'euros)	
	Effet par entreprise	Effet total	Effet par entreprise	Effet total
2004	0,3***	410***	10	14 740
2005	0,6***	870***	20**	30 530**
2006	0,9***	1320***	42***	65 210***
2007	1,2***	1930***	77***	118 910***
2008	2***	3120***	101***	156 010***
2009	2,2***	3470***	130***	201 120***
2010	2,8***	4310***	175***	271 150***

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2007, les entreprises aidées au moins une année entre 2004 et 2007 ont créé 1,2 emploi EQTP supplémentaire par rapport aux entreprises jamais aidées (résultat significativement différent de 0).

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

Ne prendre en compte que l'évolution des entreprises observées chaque année de 2003 à 2007 limite fortement le champ étudié. Pour mesurer l'effet des aides sur un plus grand nombre d'entreprises on s'intéresse aux entreprises qui sont observées chaque année de 2007 à 2010. Cette nouvelle estimation présentée dans le tableau G2 permet notamment de mieux prendre en compte la réforme du CIR de 2008. L'effet reste positif sur l'emploi mais sur la dépense privée il est maintenant significativement négatif en 2008 puis non significatif en 2009 et 2010.

Tableau G2. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises jamais aidées pour les entreprises toujours présentes depuis 2007

Année	Emploi hautement qualifié (EQTP)		Dépense privée (milliers d'euros)	
	Effet par entreprise	Effet total sur les entreprises du panel	Effet par entreprise	Effet total sur les entreprises du panel
2008	0,4***	477***	- 4***	- 4 196***
2009	1,1***	1 218***	34	38 272
2010	1,9***	2 127***	83*	93 667*

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2010, les entreprises aidées au moins une année entre 2008 et 2010 ont créé 1.9 emploi EQTP supplémentaire par rapport aux entreprises jamais aidées (résultat significativement différent de 0).

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2007 et 2010 (3 538 entreprises).

Sources : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

2. Tests de tendance commune sur le chiffre d'affaires et le coût moyen de l'emploi hautement qualifié

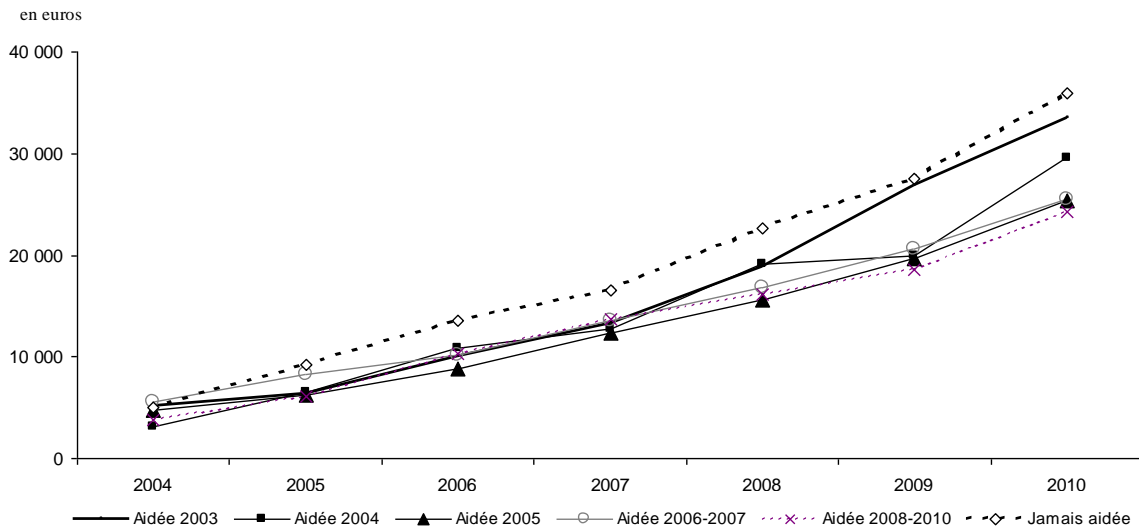
Dans cette partie, on teste l'hypothèse de tendance commune sur le chiffre d'affaires et le coût moyen de l'emploi hautement qualifié pour compléter la partie 4.2.3. Cela permet aussi de confirmer les

hypothèses de la méthode d'évaluation exposée en partie 4.3 qui demande de contrôler l'évolution du chiffre d'affaires et du coût moyen de l'emploi hautement qualifié par différences de différences.

Le coût moyen de l'emploi hautement qualifié

Pour toutes les générations d'entreprises aidées, le coût moyen de l'emploi hautement qualifié évolue à un rythme comparable à celui des entreprises jamais aidées (figure G2). Pour cette variable les entreprises jamais aidées ou qui n'ont pas encore reçu d'aide semblent être un groupe de contrôle correct (tableau G3).

Figure G2. Évolution de la moyenne du coût moyen de l'emploi hautement qualifié



Lecture : en 2006, le coût moyen de l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2004 a augmenté de 10 830 euros par rapport à 2003.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Tableau G3. Effet sur le coût moyen de l'emploi hautement qualifié calculé sur l'année qui précède l'obtention d'une première aide

Groupe de contrôle	Entreprises jamais aidées	Entreprises aidées pour la première fois en 2010
Entreprises aidées...		
à partir de 2005 en 2004	- 260	430
à partir de 2006 en 2005	- 2 240	- 460
à partir de 2007 en 2006	- 2 480*	- 2 390
à partir de 2008 en 2007	- 740	- 1 890
à partir de 2009 en 2008	- 1 800	810
à partir de 2010 en 2009	- 380	

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2005, les entreprises aidées à partir de 2006 ont baissé leur coût moyen de l'emploi hautement qualifié de 2 240 euros par rapport aux entreprises jamais aidées et de 460 euros par rapport aux entreprises aidées pour la première fois en 2010.

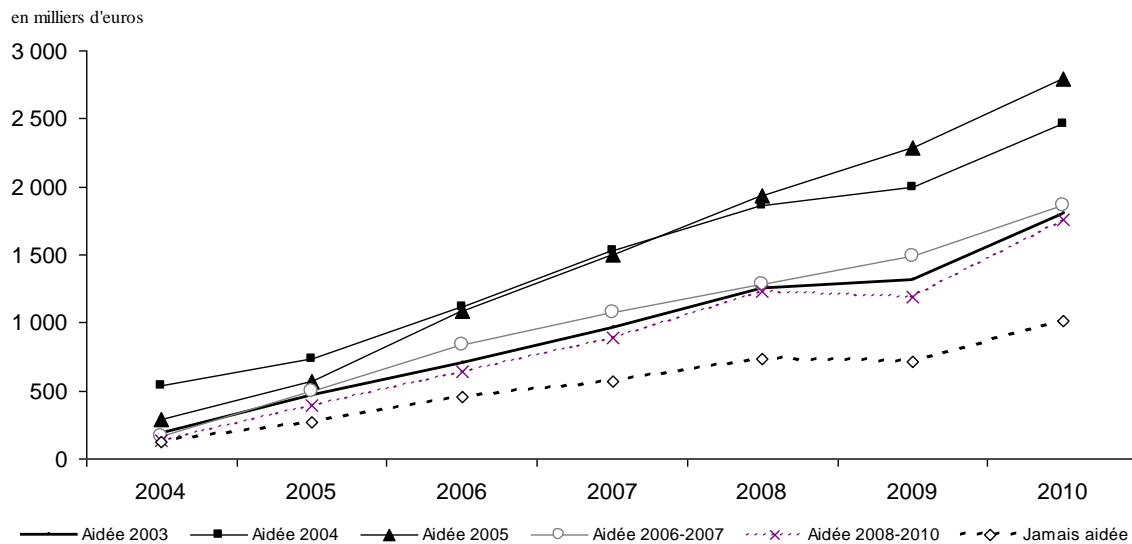
Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Le chiffre d'affaires

Pour le chiffre d'affaires, les futures entreprises aidées restent un peu plus dynamiques que les entreprises jamais aidées même si la différence est moins importante qu'avec l'emploi hautement qualifié (figure G3). Les entreprises qui ne sont pas encore aidées semblent par contre être un groupe de contrôlée valide (tableau G4).

Figure G3. Évolutions du chiffre d'affaires par rapport à 2003



Lecture : en 2006, le chiffre d'affaires des entreprises aidées à partir de 2004 a augmenté de 1 120 milliers d'euros par rapport à 2003.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Source : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Tableau G4. Effet sur le chiffre d'affaires au cours de l'année qui précède l'obtention d'une première aide

Groupe de contrôle	En milliers d'euros	
	Entreprises jamais aidées	Entreprises aidées pour la première fois en 2010
Entreprises aidées...		
à partir de 2005 en 2004	165**	148**
à partir de 2006 en 2005	105*	- 34
à partir de 2007 en 2006	180*	119
à partir de 2008 en 2007	139***	- 5
à partir de 2009 en 2008	192***	30
à partir de 2010 en 2009	92	

Note : les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : en 2005, les entreprises aidées à partir de 2006 ont connu une évolution de leur chiffre d'affaires supérieure de 105 milliers d'euros par rapport aux entreprises jamais aidées et inférieure de 34 milliers d'euros par rapport aux entreprises aidées pour la première fois en 2010.

Champ : entreprises du panel toujours présentes entre 2003 et 2010 (4 086 entreprises).

Sources : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Annexe H. Statistiques descriptives : résultats complémentaires

Cette annexe complète les résultats de la partie 5.

1. Démographie des entreprises présentes en 2003 aidées et non aidées

Les résultats présentés dans la dernière partie de l'article peuvent être affectés par les sorties d'entreprises de la base d'estimation. Une entreprise sort du panel quand elle n'est plus active ou quand elle n'a plus d'emploi hautement qualifié. Les « vraies » disparitions liées à une cessation d'activité sont environ deux fois moins importantes que les sorties du panel liées à l'absence d'emploi hautement qualifié (1.4 % en moyenne entre 2004 et 2010, contre 3.1 %). Au final, 78 % des entreprises sont toujours présentes en 2010 dans le panel pour l'estimation, contre 90 % si on considère les entreprises qui sont toujours actives (*tableau H.1*).

Tableau H1. Démographie des entreprises du panel selon le critère de sélection

en %	critère de sélection	
	Activité	Emploi hautement qualifié
2004	0,0	1,0
2005	0,5	1,5
2006	0,7	2,1
Disparition de la sélection à partir de :		
2007	1,3	2,4
2008	1,6	3,2
2009	2,2	4,6
2010	3,0	7,0
Toujours présente en 2010	90	78

Champ : petites entreprises de 2003 décrites à la partie 4.1 et observées sur la période 2003-2010 (le panel n'est pas cylindré).
Note de lecture : 0,5 % des entreprises présentes dans le panel sortent du panel en 2005 à cause d'une cessation d'activité contre 1,5% à cause du critère d'emploi hautement qualifié positif.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEL ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

Le tableau suivant (*tableau H.2*) permet de comparer la survie dans le panel³³⁶ des entreprises aidées avant 2004 ou depuis 2004 à celle des entreprises jamais aidées qui leur ressemblent (celles qui ont une valeur du score de propension proche). On observe que le pourcentage d'entreprises jamais aidées toujours présentes en 2010 dans le panel est légèrement inférieur à celui des entreprises aidées avant 2004 (64 % contre 66 %). Cependant cet écart n'est pas statistiquement significatif (l'écart type de l'estimation est de 1,9 %). La différence est plus nette avec les entreprises aidées à partir de 2004 mais elle est en partie due au fait que les entreprises aidées en 2004 ont par définition une plus forte chance d'être présente dans le panel en 2004 (en effet, elles sont forcément actives en 2004 car elles ont reçu des aides cette année-là). **Ainsi les aides semblent avoir un effet positif mais limité sur le fait que les entreprises continuent à avoir des emplois hautement qualifiés et continuent donc à être observées dans le panel.**

³³⁶ La survie liée au critère de présence d'emploi hautement qualifié.

Figure H2. Présence dans le panel selon la première année d'aide

Toujours présentes en ...	Entreprises jamais aidées « proches » des entreprises aidées avant ou depuis 2004	Entreprises aidées avant 2004	Entreprises aidées à partir de 2004
2004	90%	92%	97%
2005	84%	89%	96%
2006	79%	84%	89%
2007	75%	80%	83%
2008	71%	76%	79%
2009	69%	71%	75%
2010	64%	66%	70%

Champ : petites entreprises du panel décrit à la partie 4.1 qui sont présentes en 2003. Les entreprises sont observées sur la période 2003-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Note de lecture : 90 % des entreprises jamais aidées qui ont un score de propension proche de celui des entreprises aidées en 2003 et 2004 sont encore présentes dans le panel en 2004.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

2. Comparaison des premières aides reçues par génération

Les différentes générations d'entreprises présentent une répartition des aides reçues différentes. Pour les entreprises présentes en 2003, la génération 2004 se distingue nettement des autres générations : elle contient beaucoup plus de JEI (donc d'entreprises très spécialisées dans les activités de R&D) que les autres générations, et moins de CIR.

Figure H3. Les premières aides reçues par chaque génération des entreprises présentes en 2003

Génération d'entreprise	Subvention	JEI	CIR	Nombre d'entreprises
2003	63 %	0 %	75 %	713
2004	33 %	44 %	48 %	313
2005	26 %	11 %	73 %	244
2006	28 %	6 %	71 %	123
2007	31 %	4 %	73 %	164
2008	12 %	0 %	92 %	266
2009	19 %	0 %	91 %	221
2010	11 %	0 %	89 %	217

Champ : petites entreprises de 2003 décrites à la partie 4.1 et observées sur la période 2003-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

3. Évolution du coût moyen de l'emploi hautement qualifié

La moyenne du coût de l'emploi hautement qualifié de chaque génération d'entreprises (*figure H.4*) augmente très rapidement (une évolution comprise entre 4 % à 6 % par an suivant les générations entre 2003 et 2010) car elle est davantage affectée par les fortes rémunérations exceptionnelles que la médiane : les évolutions du coût de l'emploi médian sont plus mesurées (entre 2 % et 4 % par an). L'évolution reste très dynamique à partir de la crise en 2008 pour les entreprises qui sont aidées depuis le plus longtemps (les entreprises qui ont reçu une aide avant 2004 et celles qui ont reçu leur première

aide en 2004). Si une partie de cette évolution peut être expliquée par l'importance des aides reçues une autre partie correspond peut-être à l'effet des disparitions d'emploi : à partir de la *figure 9* on peut en effet voir que les deux générations concernées sont aussi celles dont l'effectif hautement qualifié a le plus baissé.

Figure H4. Évolution annuelle du coût moyen de l'emploi hautement qualifié

Entreprises ayant reçu une première aide ...	Évolution annuelle de la médiane de chaque génération			Évolution annuelle de la moyenne de chaque génération		
	2003-2007	2007-2010	2003-2010	2003-2007	2007-2010	2003-2010
... avant 2004	2,3 %	3,2 %	2,7 %	4,7 %	7,9 %	6,0 %
... en 2004	4,1 %	0,9 %	3,5 %	3,9 %	5,8 %	4,7 %
... en 2005	3,3 %	0,1 %	2,3 %	3,9 %	4,9 %	4,3 %
... en 2006 ou 2007	3,2 %	1,4 %	2,5 %	3,8 %	3,8 %	3,8 %
... après 2007	2,0 %	0,0 %	1,7 %	3,9 %	3,5 %	3,7 %
Entreprises jamais aidées	2,6 %	0,5 %	2,3 %	3,9 %	5,3 %	4,5 %

Champ : le panel dont la construction est décrite à la section 5.1 et qui est cylindré.

Sources : MENESR, GECIR, enquête R&D ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Esane, DADS, calculs des auteurs.

Annexe I. Construction de la variable instrumentale et test d'endogénéité

Cette annexe complète l'encadré 3 sur la construction de l'instrument qui corrige de l'endogénéité du coût relatif de l'emploi.

Les variations de taux d'aide prises en compte

Les évolutions du CIR qui ont été considérées pour calculer le terme $\Delta \log(1 - \tau_{it}^{aide})$ sont :

- L'introduction en 2004 du CIR en volume qui correspond à 5 % des dépenses de R&D déclarées,
- L'évolution en 2006 du taux de CIR en volume de 5 % à 10 %,
- L'évolution en 2008 du taux de CIR en volume de 10 % à 30 %,
- L'introduction en 2008 de taux d'aide plus élevés pour les entreprises qui utilisent le CIR pour la première fois : la première année, ces entreprises bénéficient d'un taux de 50 % et la deuxième année d'un taux de 40 %.

Pour obtenir une variable instrumentale plus informative, on suppose que le caractère exogène de ces variations est aussi vérifié pour les entreprises qui commencent à bénéficier du CIR au cours des années qui suivent ces trois grandes réformes (les années 2005, 2007, 2009 et 2010).

Pour construire l'instrument on a besoin de connaître la part de l'emploi R&D dans l'emploi hautement qualifié : on l'estime à chaque fois en fonction des caractéristiques de l'entreprise avant la réforme pour ne pas prendre en compte les éventuelles modifications (augmentation de la part de la R&D) dues à l'augmentation des taux d'aide (tableau I.1).

Tableau II. Groupes d'entreprises pris en compte pour la construction de l'instrument

Classes d'entreprises	Année	Variation du taux d'aide (en %)	Date d'estimation de la part de l'emploi R&D
Entreprises aidées au moins une fois avant 2005	2004	0 → 5	2003
Entreprises bénéficiant du CIR...			
pour la 1 ^{re} fois en 2005	2005	0 → 5	2003
avant 2006	2006	5 → 10	2005
pour la 1 ^{re} fois en 2006	2006	0 → 10	2005
pour la 1 ^{re} fois en 2007	2007	0 → 10	2005
avant 2007	2008	10 → 30	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2007	2008	10 → 40	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2008	2008	0 → 50	2007
avant 2007 mais pas en 2008	2009	10 → 30	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2007	2009	40 → 30	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2008	2009	50 → 40	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2009	2009	0 → 50	2007
avant 2007 mais pas en 2008-09	2010	10 → 30	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2008	2010	40 → 30	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2009	2010	50 → 40	2007
pour la 1 ^{re} fois en 2010	2010	0 → 50	2007

Note : pour chaque entreprise aidée, la variable instrumentale dépend de la classe de l'entreprise (première colonne) et de l'année (deuxième colonne). Elle est égale à la part de l'emploi R&D multiplié par la variation du taux d'aide (troisième colonne). La part de l'emploi R&D est calculée avant la mise en place des principales réformes du CIR : l'année de calcul est précisée dans la dernière colonne.

Estimation de la part de l'emploi R&D dans l'emploi hautement qualifié (d_i)

L'emploi R&D n'est connu que pour les entreprises interrogées lors des différentes enquêtes R&D. À partir du montant des aides reçues il est aussi possible d'estimer le niveau de l'emploi R&D pour les entreprises qui bénéficient du CIR ou du dispositif JEI. En compilant ces différentes informations, on constitue des bases pour estimer en 2003, 2005 et 2007 des modèles qui lient le niveau de l'emploi R&D à des caractéristiques observables pour toutes les entreprises. Les variables prises en compte dans les modèles sont :

- Le niveau de l'emploi hautement qualifié, le niveau de l'emploi d'ingénieurs,
- Le niveau de l'investissement,
- L'activité principale,
- L'âge de l'entreprise.

Ces modèles sont ensuite utilisés pour estimer la part de l'emploi R&D dans l'emploi hautement qualifié pour l'ensemble des entreprises (d_i).

Test de l'endogénéité et de suridentification

L'estimation du modèle de demande de travail permet de tester l'endogénéité du coût relatif de l'emploi : il faut comparer les résultats obtenus en utilisant l'instrument qui vient d'être défini et ceux obtenus en utilisant le coût retardé comme variable instrumentale (test de Durbin – Wu – Hausman). Pour la plupart des modèles on obtient des coefficients significativement supérieurs pour le coût de l'emploi. Le test d'égalité sur l'ensemble des coefficients ne signale des différences significatives que pour les modèles estimés pour les entreprises présentes en 2007 (cf. tableau I-2).

Tableau I2. Estimation de la demande des entreprises aidées en emploi hautement qualifié en utilisant le coût relatif retardé comme variable instrumentale

	Secteurs		
	Industrie	Services informatiques	Activités scientifiques et techniques
	Pour les entreprises aidées présentes en 2003		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log,)	0,79***	0,86***	0,81***
Chiffre d'affaires en t (log,)	0,07***	0,09***	0,07***
Chiffre d'affaires en t-1 (log,)	- 0,03*	- 0,04***	- 0,01
Coût relatif de l'emploi hautement qualifié en t (log,)	- 0,03	0,04	- 0,08***
Test d'égalité à l'estimateur avec instrument (en %)			
- pour l'ensemble des coefficients (p-value)	26	42	19
- pour le coefficient du coût (p-value)	3	83	8
	Pour les entreprises aidées présentes en 2007		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log,)	0,68***	0,89***	0,64***
Chiffre d'affaires en t (log,)	0,04***	0,06***	0,08***
Chiffre d'affaires en t-1 (log,)	0,01	-0,02**	0,02***
Coût relatif de l'emploi hautement qualifié en t (log,)	0,04	0,11***	0,03
Test d'égalité à l'estimateur avec instrument (en %)			
- pour l'ensemble des coefficients (p-value)	5	1	0
- pour le coefficient du coût (p-value)	3	0	0

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP). Les coefficients sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Lecture : pour les secteurs de l'industrie, le coefficient du coût relatif de l'emploi pour la période 2003-2010 est non significativement différent de 0 à - 0.03. Ce résultat est à comparer à ceux obtenus en utilisant la variable instrumentale : le coefficient est de - 0.17 et il est significativement inférieur à 0.

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Sources : MENESR, base GECIR et *Enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, *DADS*, calculs des auteurs.

Un test de Sargan donne les statistiques suivantes pour les trois modèles de demande de travail (tableau I3). Le nombre de degré de liberté étant 30 (le nombre d'instrument moins le nombre de paramètre à estimer) l'hypothèse de compatibilité des instruments pour les trois modèles est conservée.

Tableau I-3. Test de Sargan

Secteur	Industrie	Services informatiques	Activités scientifiques et techniques
Statistique test de Sargan	29,2	41,2	28,3

Annexe J. Évaluation microéconomique de l'effet des aides sur l'emploi : résultats complémentaires

Cette annexe donne des résultats complémentaires et tests de robustesse aux résultats de l'évaluation économétrique (elle se réfère donc à la section 5.3.5).

1. Résultats de l'estimation du modèle de demande de travail avec les entreprises présentes en 2007

Le tableau suivant est similaire au tableau 13 dans le corps du texte mais sur les entreprises présentes en 2007.

Tableau J.1. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2007

	Secteurs					
	de l'industrie		des services informatiques		des activités scientifiques et techniques	
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,75	***	0,94	***	0,76	***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,05	***	0,07	***	0,09	***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,01		-0,03	**	-0,01	
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t hors aides à la R&D (log.)	-0,06	**	-0,05	*	-0,17	***

Champ : ensemble des petites entreprises présentes en 2007 et observées sur la période 2007-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 37.

Note : les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR (MENESR), base JEI (Acooss), enquête R&D (MENESR), Lifi, Ficus/Fare et DADS (Insee), calculs des auteurs.

2. Estimation de l'effet des aides sur l'emploi sans prise en compte des entreprises agréées par le MENESR

Les entreprises agréées bénéficient indirectement du CIR même si elles n'ont pas reçu d'aide en propre. Ces entreprises peuvent donc faire partie du groupe de contrôle qui pourtant ne doit contenir que des entreprises qui n'ont pas bénéficié des aides à la R&D. Pour contrôler ce biais potentiel, on a reproduit les calculs présentés dans les tableaux 14 et 15 de l'article en excluant toutes les entreprises agréées. Les résultats présentés dans les deux tableaux ci-dessous montrent que ne pas prendre en compte ces entreprises ne modifie pas significativement les estimations.

Tableau J2. Estimation hors entreprises agréées de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2003 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu

	Effet sur l'emploi hautement qualifié	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Supplément d'aide à la R&D par rapport à 2003 (en millions d'euros 2000)
2004	- 10	04	40	- 50	- 1
2005	30	- 180**	- 200***	- 200***	13
2006	110***	- 150*	- 200**	- 180***	19
2007	280***	-50	- 150*	- 100*	25
2008	450***	- 550***	- 710***	- 410**	72
2009	640***	- 320*	- 540***	- 180*	77
2010	880***	- 180	- 480***	- 90	88

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2003, et aidées au moins une fois sur la période 2003-2010 (2 261 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et *enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

Tableau J3. Estimation hors entreprises agréées de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2007 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu

	Effet sur l'emploi hautement qualifié	Effet sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides	Effet sur l'emploi R&D non financé par des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Supplément d'aide à la R&D par rapport à 2007 (en millions d'euros 2000)
2008	130***	- 1 440***	- 1 480***	- 960***	111
2009	290***	- 1 390***	- 1 450***	- 820***	126
2010	590***	- 1 220***	- 1 380***	- 700***	148

Note : emploi en équivalent temps plein (EQTP) ; supplément d'aide en millions d'euros constants de 2000. Les résultats sont significativement différents de zéro pour des tests de niveau 10 % (*), 5 % (**) et 1 % (***). Ces tests sont obtenus par *bootstrap*.

Champ : petites entreprises du panel ayant de l'emploi hautement qualifié en 2007, et aidées au moins une fois sur la période 2007-2010 (4 117 entreprises, panel non cylindré).

Source : MENESR, base GECIR et *enquête R&D* ; Acooss, base JEI ; Insee, Lifi, Ficus/Ésane, DADS, calculs des auteurs.

3. Résultats du modèle principal mais où l'on retire du traitement les entreprises qui ne reçoivent plus d'aide jusqu'en 2010

Figure J4. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2003 où l'on retire du traitement les entreprises qui ne reçoivent plus d'aide jusqu'en 2010

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"
2004	-30 *	-80	-80	-160 ***
2005	-30	-430 ***	-430 ***	-410 ***
2006	-10	-410 ***	-410 ***	-370 ***
2007	110	-420 *	-470 **	-390 **
2008	240	-1 090 **	-1 180 **	-810 **
2009	470 *	-840	-980 **	-530
2010	670 **	-720	-890	-420

Champ : petites entreprises de 2003 décrites au paragraphe 4.2.1 et observées sur la période 2003-2010.

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 38.

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acos), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Figure J5 Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2007 où l'on retire du traitement les entreprises qui ne reçoivent plus d'aide jusqu'en 2010

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"
2008	150 **	-1 910 ***	-1 940 ***	-1 300 ***
2009	640 **	-1 710 ***	-1 870 ***	-1 060 ***
2010	950 ***	-1 560 ***	-1 810 ***	-940 **

Champ : petites entreprises de 2007 et observées sur la période 2007-2010.

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 38.

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acos), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

4. Modèle différent pour les entreprises aidées et non aidées

Entreprises présentes en 2003

Figure J.6. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2003 : modèle différent pour les entreprises aidées et non aidées

	Secteurs		
	de l'industrie	des services informatiques	des activités scientifiques et techniques
	Pour les entreprises aidées		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,76 ***	0,86 ***	0,77 ***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,08 ***	0,1 ***	0,07 ***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	-0,02	-0,05 ***	0
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t hors aides à la R&D (log.)	-0,16 ***	-0,04	-0,18 **
	Pour les entreprises non aidées		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,44 **	0,57 ***	0,57 ***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,06 ***	0,12 ***	0,09 ***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,04 ***	-0,01	0,02 *
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t (log.)	-0,06 **	-0,06 *	-0,11 ***

Champ : ensemble des petites entreprises présentes en 2003 défini à la section 5.1 et observé sur la période 2003-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Lecture : l'emploi hautement qualifié désigne l'emploi des cadres, professions intellectuelles supérieures et dirigeants d'entreprises. Pour les secteurs de l'industrie, le niveau de l'emploi hautement qualifié en t (toutes les variables sont en logarithme) est expliqué par le niveau de l'emploi hautement qualifié en $t-1$ (coefficient de 0,76 pour les entreprises qui ont reçu au moins une aide et de 0,44 pour les entreprises jamais aidées), le niveau du chiffre d'affaires en t et $t-1$ et le coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié par rapport au coût des autres types d'emploi. Pour les entreprises aidées le coût de l'emploi hautement qualifié utilisé est obtenu en enlevant le montant des aides à l'emploi R&D. Les modèles comprennent aussi des contrôles pour chaque année d'observation (estimation non présentée).

Note : les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.
Sources : GECIR (MENESR), base JEI (Acooss), enquête R&D (MENESR), Lifi, Ficus/Fare et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Figure J7. Estimation du nombre d'emplois créés pour les petites entreprises de 2003 : modèle différent pour les entreprises aidées et non aidées

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Aides supplémentaires par rapport à 2003 (en M €)
2004	-50 **	-30	-20	-120 ***	1
2005	-70	-380 ***	-370 ***	-370 ***	18
2006	-50	-370 **	-360 ***	-330 ***	22
2007	80	-370 *	-410 **	-340 **	32
2008	200	-1 030 **	-1 110 ***	-760 **	86
2009	500 *	-710	-870 **	-440	93
2010	820 **	-470	-710	-260	106

Champ : petites entreprises de 2003 décrites à la partie 4.1 et observées sur la période 2003-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Lecture : en 2005, les aides à la R&D n'auraient pas permis de créer d'emploi hautement qualifié dans les entreprises aidées au moins une fois avant 2006. La comparaison des entreprises non aidées et aidées au moins une fois entre 2003 et 2005 indique que l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées aurait diminué de façon non significative de 70 EQTP (colonne 1). Par rapport à 2003, les aides supplémentaires reçues en 2005 par ces entreprises s'élèvent à 18 millions d'euros (colonne 5). L'emploi hautement qualifié non financé par les aides publiques aurait baissé de façon significative de 380 EQTP (colonne 2). Cette évolution correspond à une baisse de 370 EQTP de l'emploi consacré à la R&D non financé par des aides (colonne 3). Si on ne retient pas le « CIR dépenses de fonctionnement » parmi les aides à l'emploi R&D, la baisse de l'emploi R&D est de 370 EQTP (colonne 4).

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acooss), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Entreprises présentes en 2007

Figure J8. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2007 : modèle différent pour les entreprises aidées et non aidées

	Secteurs		
	de l'industrie	des services informatiques	des activités scientifiques et techniques
	Pour les entreprises aidées		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,75 ***	0,94 ***	0,76 ***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,05 ***	0,07 ***	0,09 ***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,01	-0,03 **	-0,01
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t hors aides à la R&D (log.)	-0,06 *	-0,04	-0,17 ***
	Pour les entreprises non aidées		
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,58 ***	0,71 ***	0,49 ***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,05 ***	0,1 ***	0,1 ***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,01 *	-0,03 **	0,03 ***
Coût relatif moyen de l'emploi hautement qualifié en t (log.)	-0,02	0,02	-0,16 ***

Champ : ensemble des petites entreprises présentes en 2007 et observées sur la période 2007-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 37.

Note : les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR (MENESR), base JEI (Acooss), enquête R&D (MENESR), Lifi, Ficus/Fare et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Figure J9. Estimation du nombre d'emplois créés pour les petites entreprises de 2007 : modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"	Aides supplémentaires par rapport à 2007 (en M €)
2008	60	-1 860 ***	-1 880 ***	-1 270 ***	132
2009	370 *	-1 730 ***	-1 810 ***	-1 050 ***	154
2010	690 *	-1 450 **	-1 640 ***	-850 **	173

Champ : petites entreprises de 2007 et observées sur la période 2007-2010 (le panel n'est pas cylindré).

Lecture : en 2009, les aides supplémentaires reçues par les petites entreprises de 2007 aidées au moins une fois avant 2010 auraient permis de créer 370 EQTP hautement qualifiés (colonne 1). Le supplément d'aide s'élève à 154 millions d'euros (colonne 5). L'emploi hautement qualifié non financé par les aides publiques aurait baissé de façon significative de 1 730 EQTP (colonne 2). Cette évolution correspond à une baisse de l'emploi consacré à la R&D non financé par des aides de 1 810 EQTP (colonne 3). Si on ne retient pas le « CIR dépenses de fonctionnement » parmi les aides à l'emploi R&D, la baisse de l'emploi R&D est de 1 050 EQTP (colonne 4).

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acooss), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

5. Modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

Un calcul a été réalisé en ne considérant qu'un seul modèle de demande de travail estimé sur les entreprises aidées et non-aidées. Les coefficients du modèle ainsi estimé correspondent à un niveau moyen des estimations des modèles « entreprises aidées » et « entreprises non-aidées » de la figure K.2.

Entreprises présentes en 2003

Figure J10. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2003 : modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

	Secteurs					
	de l'industrie		des services informatiques		des activités scientifiques et techniques	
	Pour toutes les entreprises					
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,6	***	0,74	***	0,66	***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,08	***	0,13	***	0,09	***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,01		-0,05	***	0,01	
Coût relatif de l'emploi hautement qualifié en t (log.)	-0,15	***	-0,15	***	-0,19	***

Champ : ensemble des petites entreprises de 2003 défini au paragraphe 4.2.1 et observé sur la période 2003-2010.

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 37.

Note : les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR (MENESR), base JEI (Acooss), enquête R&D (MENESR), Lifi, Ficus/Fare et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Le tableau suivant modifie les résultats de la section 4.3.4 (figure 19) en prenant en compte un modèle unique précédent.

Figure J11. Estimation du nombre d'emplois créés pour les petites entreprises de 2003 : modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"
2004	-10	40	40	-60
2005	60 *	-210 **	-230 ***	-240 ***
2006	150 **	-110	-140 *	-130 **
2007	290 ***	-50	-130	-90
2008	460 ***	-640 ***	-780 ***	-470 ***
2009	640 ***	-420 ***	-610 ***	-240 **
2010	830 ***	-280 **	-520 ***	-130 *

Champ : petites entreprises de 2003 décrites au paragraphe 4.1 et observées sur la période 2003-2010.

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 38.

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acos), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Entreprises présentes en 2007

Figure J12. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises de 2007 : modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

	Secteurs					
	de l'industrie		des services informatiques		des activités scientifiques et techniques	
	Pour toutes les entreprises					
Emploi hautement qualifié en t-1 (log.)	0,65	***	0,87	***	0,55	***
Chiffre d'affaires en t (log.)	0,05	***	0,08	***	0,1	***
Chiffre d'affaires en t-1 (log.)	0,01	**	-0,03	***	0,02	***
Coût relatif de l'emploi hautement qualifié en t (log.)	-0,09	***	-0,12	***	-0,19	***

Champ : petites entreprises de 2007 et observées sur la période 2007-2010.

Lecture : voir les indications de lecture de la figure 17.

Note : les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR (MENESR), base JEI (Acos), enquête R&D (MENESR), Lifi, Ficus/Fare et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Figure J.13. Estimation du nombre d'emplois créés pour les petites entreprises de 2007 : modèle unique pour les entreprises aidées et non aidées

	Emplois hautement qualifiés créés dans les entreprises aidées	Emplois hautement qualifiés créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides	Emplois R&D créés nets des aides hors "CIR dépenses de fonctionnement"
2008	260 ***	-1 570 ***	-1 630 ***	-1 050 ***
2009	510 ***	-1 490 ***	-1 590 ***	-870 ***
2010	830 ***	-1 180 ***	-1 420 ***	-670 ***

Champ : petites entreprises de 2007 et observées sur la période 2007-2010.

Lecture : voir les indications de lecture du tableau 38.

Note : l'emploi est en équivalent temps plein (EQTP), le supplément d'aide en millions d'euros. Les marques *, ** et *** signalent des estimations significativement différentes de zéro pour des tests de niveau 10 %, 5 % et 1 %.

Sources : GECIR, enquête R&D (MENESR), base JEI (Acos), Ficus/Fare, Lifi et DADS (Insee), calculs des auteurs.

Conclusion générale

Cette thèse a permis de mieux connaître les incitations au travail et à la R&D du système socio-fiscal français, et leurs effets. Dans cette conclusion, nous résumerons les contributions principales de cette thèse en tentant de donner des conclusions transversales, puis nous discuterons les limites de ce travail et les perspectives de recherches futures.

1. Contributions

Étude des incitations fiscales au travail et à la R&D

Une première contribution de cette thèse a été d'explorer en détail les incitations fiscales au travail des ménages, et à la R&D des entreprises, et leurs évolutions depuis les années 2000. Une conclusion commune est que les incitations sont très hétérogènes. Du côté des ménages, les incitations au travail sur la marge intensive sont plus faibles pour les personnes gagnant environ un Smic, pour les très hauts revenus, et pour les personnes seules, notamment les parents de familles monoparentales. L'hétérogénéité des taux marginaux à niveau de revenu donné est particulièrement forte en bas de la distribution. Du côté des entreprises, les incitations à la R&D sont beaucoup plus fortes pour les petites et jeunes entreprises que pour les autres entreprises.

Pour les ménages comme pour les entreprises, les incitations ont augmenté au cours des années 2000 du fait de réformes fiscales :

- (i) les incitations au travail ont augmenté dans le bas de la distribution entre 1998 et 2014 sur la marge intensive (baisse des TMEP) et sur tout le premier tiers de la distribution sur la marge extensive (baisse des TEPE), ce qui est principalement lié à la création de la Prime pour l'Emploi (PPE) et du RSA activité ;
- (ii) les incitations à la R&D ont très fortement augmenté dans les années 2000 pour les entreprises du fait des réformes du CIR et de la création du statut de jeune entreprise innovante (JEI) avec les allègements de cotisations associés.

Effets des incitations fiscales

Nous avons ensuite proposé une évaluation de l'effet de ces incitations : sur le revenu du travail pour les incitations au travail et sur l'emploi en R&D pour les incitations à la R&D. Une conclusion générale est que les réactions estimées aux incitations au travail des ménages et à la R&D des entreprises sont relativement faibles : l'élasticité du revenu du travail par rapport au taux de rétention marginal (complémentaire à 1 du taux marginal) serait de 0,1 pour l'ensemble des transferts, et l'élasticité de l'emploi hautement qualifié à son coût serait d'environ 0,2 en valeur absolue pour les petites entreprises. L'augmentation des aides à la R&D dans les années 2000 aurait eu un effet positif et croissant sur l'emploi en R&D depuis

2004, mais plus faible que les aides reçues à partir de 2008 : seule une partie du supplément d'aides obtenu par les entreprises entre 2008 et 2010 aurait servi à financer de nouveaux emplois hautement qualifiés durant cette même période.

La complexité du système socio-fiscal dont nous avons fait état dans cette thèse peut expliquer la faiblesse des effets obtenus sur l'offre de travail des ménages. Cette complexité pourrait entraîner une perception erronée ou incomplète des incitations du système socio-fiscal (Gideon 2015, Rees-Jones et Taubinsky 2016) qui diminuerait leurs effets. La rationalité limitée des agents les conduit ainsi à se tromper parfois sur leur taux marginal d'imposition (De Bartolone 1995, Ito 2014). Les incitations peuvent avoir un effet amoindri sur les comportements aussi du fait des coûts d'ajustement et les frictions d'optimisation (comme les coûts de recherche d'emploi, ou les coûts d'attention aux réformes fiscales, Chetty 2012). Cela expliquerait que les élasticités de l'offre de travail estimées (dans cette thèse mais aussi en général dans les études microéconomiques) soient beaucoup plus faibles que celles à partir desquelles sont calibrés les modèles macroéconomiques.

Un résultat important est que ces réactions comportementales sont néanmoins hétérogènes dans la population.

(i) Concernant les incitations à la R&D, elles auraient eu plus d'effets sur les entreprises des secteurs des activités scientifiques et techniques, et moins dans l'industrie. Les effets que nous obtenons sur les très petites entreprises semblent plus faibles que ceux obtenus récemment sur des entreprises plus grandes (Bozio et al., 2019), ce qui pourrait indiquer une efficacité plus faible des aides à la R&D pour les très petites entreprises en France par rapport aux plus grandes (résultat déjà obtenu par Mulkay et Mairesse 2011, et par d'autres études dans d'autres pays³³⁷).

(ii) Concernant l'élasticité du revenu du travail, nous trouvons que les réactions comportementales aux taux marginaux sont plus fortes pour les réformes de l'impôt sur le revenu que pour les réformes sur les prestations, ce qui contredit les prédictions théoriques du modèle standard d'offre de travail d'égalité des réponses. Cela pourrait être lié au fait que les individus perçoivent mieux les réformes de l'IR (qui seraient plus saillantes) que celles des prestations, et d'autre part, comprennent mieux le calcul de l'IR et les incitations au travail qui en découle. Ainsi, les réformes sur les prestations pourraient être plus efficaces pour réduire les inégalités (ou réduire le déficit de l'État) que l'impôt sur le revenu. Par exemple, la réforme de mise sous condition de ressource des allocations familiales en 2014 que nous avons mentionné en introduction aurait été plus efficace pour réduire les inégalités et le déficit

³³⁷ Corchuelo et Martinez-Ros (2009) montrent que les incitations fiscales à la R&D sont plus efficaces pour les grandes entreprises espagnoles que pour les PME. De même, Cerulli et Potì (2012) évaluent un dispositif d'aides à la R&D en Italie, et concluent à un effet d'aubaine pour les petites entreprises, et une efficacité plus élevée dans les grandes entreprises. Domont (2013) obtient un résultat similaire pour la Belgique, tandis que Guellec et Pottelsberghe (2000) ont trouvé une relation non linéaire en forme de U inversé entre les montants des aides et la R&D financée par le secteur privé. Mulkay et Mairesse (2011) indiquent cependant la fragilité de leur résultat en France car il ne concerne que des entreprises investissant en R&D de manière continue pendant au moins 5 ans, éliminant de ce fait un grand nombre de jeunes et très petites entreprises faisant de la R&D par intermittence.

public que les augmentations d'IR des années précédentes car elle aurait entraîné moins d'effet négatif sur les revenus du travail. D'autre part, nous obtenons que les réactions seraient plus fortes pour les hauts revenus, pour les travailleurs indépendants, pour les personnes seules, pour les jeunes et les séniors, pour les personnes ayant un emploi hautement qualifié et pour les personnes ayant un niveau d'études supérieur. Une conclusion intéressante liant le chapitre 1 et 2 peut par ailleurs être donnée sur ce point. Nous avons vu dans le chapitre 1 que les incitations au travail sur la marge intensive sont les moins élevées pour les personnes dont le revenu est proche du Smic et les personnes seules avec enfants, avec les risques associés de trappe à inactivité et bas salaire. Cependant, le chapitre 2 nous montre que ces populations ne sont pas les plus réactives aux incitations, ce qui amoindrit ces risques. Nous montrons aussi que, contrairement au modèle théorique unitaire de la famille, le deuxième apporteur de ressources réagit significativement au taux marginal de son conjoint, alors que ce n'est pas le cas pour le premier apporteur de ressources. Enfin, l'élasticité (croisée) du revenu du travail au taux marginal du conjoint serait significativement positive dans les couples sans enfant, ce qui pourrait s'expliquer par une complémentarité des temps de loisir, mais pas dans les couples avec enfants, qui sont probablement plus contraints.

Les élasticités obtenues peuvent être utiles d'une part pour l'analyse normative (calculer les taux marginaux optimaux³³⁸ ou les préférences sociales révélées par le système socio-fiscal) et d'autre part pour enrichir les modèles de microsimulation de réactions comportementales et ainsi mieux évaluer les effets de réformes fiscales et sociales. Des exemples simples sont présentés dans le chapitre 2 mais on peut espérer pouvoir donner des applications plus approfondies dans des travaux futurs. Une conclusion transversale des chapitres 1 et 2 est que les incitations par configuration familiale ne seraient pas optimales. En effet, la règle basique de Ramsey d'optimalité indique que les taux d'imposition doivent dépendre inversement des élasticités de l'offre de travail. Or, nous avons obtenu des élasticités plus élevées pour les personnes seules par rapport aux couples sur la marge intensive. Si c'est aussi le cas sur la marge extensive (ce qu'indiquent Bargain et al. 2014³³⁹), la règle de Ramsey suggère que les personnes seules devraient avoir des taux d'imposition plus faibles, tandis que nous montrons dans le chapitre 1 que les taux de prélèvements effectifs marginaux et de retour à l'emploi sont plus élevés pour les personnes seules que pour les personnes en couple.

Comparaison d'élasticité de l'offre et la demande de travail des salariés qualifiés

Une contribution transversale des chapitres 2 et 3 de cette thèse est de pouvoir comparer les élasticités de l'offre et la demande de travail pour les salariés hautement qualifiés (et donc les personnes aux revenus relativement élevés). La valeur relative de ces élasticités est une

³³⁸ Jacquet et Lehmann (2018) montrent que le calcul des taux marginaux optimaux nécessite de connaître des élasticités différentes selon le type de personnes pour ne pas être biaisé.

³³⁹ Pour conclure à l'aune de cette règle sur l'optimalité des incitations, il est nécessaire de connaître les élasticités différenciées sur la marge extensive entre célibataire et couples en France. Bargain et al., 2014 obtiennent des élasticités sur la marge extensive plus élevées pour les personnes seules (0,12 pour les hommes et 0,11 pour les femmes) que pour les couples (0,04 pour les hommes et 0,11 pour les femmes) en France.

question importante d'économie publique : elle permet notamment de déterminer l'incidence de la taxation, ce qui est important dans le cas des cotisations par exemple. Dans le 2^e chapitre, nous discutons de cette incidence pour savoir s'il faut prendre en compte les cotisations patronales dans le calcul des taux marginaux effectifs de prélèvements, et adoptons deux scénarios polaires faute de pouvoir trancher. La théorie économique nous indique que les cotisations sont portées par les ménages si l'élasticité de la demande de travail est plus élevée que l'offre de travail. Dans le 3^e chapitre, nous obtenons une élasticité de la demande de travail d'environ 0,2 des salariés hautement qualifiés (CSP 2 et 3) dans les petites entreprises, tandis que dans le 1^{er} papier, nous estimons une élasticité du revenu du travail des salariés qualifiés (CSP 3) de 0,1 pour l'ensemble des transferts et 0,25 pour l'IR seulement. Les élasticités sont ainsi relativement proches, ce qui ne permet pas de conclure clairement sur l'incidence des cotisations pour les hauts revenus, en tout cas pour les petites entreprises.

2. Limites et perspectives

Notre travail comporte plusieurs limites, qui peuvent constituer des perspectives de recherche futures. Nous en mentionnons quelques-unes générales ici, mais le lecteur pourra se reporter aux chapitres pour des limites techniques spécifiques (notamment en partie 6.2.6 pour le chapitre 3, pour lequel les résultats doivent être pris avec précaution du fait de la difficulté à définir un bon groupe de contrôle).

Incitations non monétaires. Une première limite générale concerne la non prise en compte des incitations non monétaires (pour des raisons de disponibilité des données). Or, ces incitations peuvent interagir avec les incitations monétaires. Il s'agit par exemple des aides à l'accompagnement d'emploi liées au RSA dans le cas des ménages. De plus, les prestations « en nature » locales et/ou extra légales (tarifs sociaux, tarifs des crèches et des cantines, gratuité des transports, CMU-C, etc.) n'ont pas été prises en compte car il n'existe pas de base de données sur ces prestations. À partir d'un inventaire de ces prestations dans des villes françaises, Anne et L'Horty (2002, 2009) montrent que l'impact de l'ensemble des prestations locales sur les gains de retour à l'emploi serait très important pour certaines configurations familiales. Ce travail mériterait d'être reproduit sur des années plus récentes. Il serait également intéressant d'étudier l'effet de ces incitations sur l'offre de travail, ce qui n'a jamais été fait à notre connaissance.

Dans le cas des incitations à la R&D, toutes les aides locales à la R&D ainsi que celles supra nationale ont été prises en compte. Par contre, le fait d'avoir le statut de JEI pour une entreprise peut être un avantage pour obtenir une subvention d'un organisme public par exemple, ce qui constitue une aide non monétaire qu'il pourrait être intéressant d'étudier.

Horizon temporel. Dans le chapitre 2, nous avons étudié l'effet des incitations au travail à court terme (à l'horizon d'une année) et obtenu des effets relativement faibles. Or le

paramètre pertinent pour l'analyse du bien-être est la réponse à long terme, en prenant en compte l'éducation et les choix de carrière. Or les réformes peuvent prendre du temps à être comprises et donc à affecter les comportements (Chetty et al., 2013³⁴⁰). Le choix d'évaluer l'effet des taux marginaux à court terme a été guidé par les données disponibles : il n'existait pas de panel de données fiscales et sociales à long terme au moment où cette thèse a été réalisée³⁴¹. Une piste serait d'utiliser l'échantillon démographique permanent (EDP, produit par l'Insee) même si pour l'instant le peu de recul historique et le manque de variables fiscales³⁴² limitent son utilisation dans le cadre de la fiscalité.

Le 3^e chapitre évalue l'effet des aides à la R&D en fonction de la génération d'entreprise aidée : pour les entreprises présentes en 2003 et aidées pour la première fois en 2004 on étudie l'effet jusqu'à 2010 mais pour les entreprises aidées à partir de 2008, seules les deux années suivantes sont observées. Ainsi, nos résultats sont interprétables surtout à court terme et ne présagent pas des éventuels effets additifs de long terme des aides à la R&D pour les petites entreprises. En effet, les mécanismes d'aides à la R&D ne génèrent pas toujours immédiatement de l'emploi supplémentaire en R&D, du fait des autres coûts de court terme auxquels les entreprises font face, et de la persistance de la R&D. Ainsi l'élasticité de long terme de la main d'œuvre de R&D par rapport au salaire relatif de la main-d'œuvre hautement qualifiée pourrait être plus élevée que celle obtenue dans notre étude³⁴³, et donc conduire à un effet plus dynamique des aides sur l'emploi. Cet effet plus dynamique à long terme peut expliquer la non significativité de la baisse de la R&D financée par le secteur privé que nous obtenons en 2010. Il pourrait être ainsi intéressant de prolonger cette étude jusqu'aux années récentes pour voir l'effet de plus long terme de la réforme du CIR de 2008 par exemple, même si les modifications législatives intervenues depuis 2010³⁴⁴ compliquent l'analyse des effets à long terme.

Autres marges de réponses. Dans le 1^{er} et 2^e chapitre nous calculons les incitations sur les marges intensive et extensive. Le calcul des incitations sur la marge extensive est effectué en annulant les revenus du travail des personnes en emploi, ce qui a l'avantage de donner les incitations sur toute la distribution des revenus, mais ne donne pas les incitations au travail des inactifs. Or, connaître les incitations des personnes sans emploi (en leur imputant un

³⁴⁰ Chetty, Friedman et Saez (2013) ont mis en lumière les phénomènes d'apprentissage de la législation, conduisant au fait que la réforme de l'EITC (prime pour l'emploi aux États-Unis) a mis du temps à produire ses effets. Après apprentissage les réponses estimées par *bunching* se révèlent importantes, même sur la marge intensive et sur la population des salariées (élasticités entre 0,2 et 0,5), pour lesquelles les précédentes études obtenaient des effets très faibles.

³⁴¹ A partir de mai 2019, la DGFIP va mettre à disposition des chercheurs un panel long de données fiscales, ce qui est une avancée considérable et laisse l'espace des possibles en termes d'études économiques sur la fiscalité. Notons cependant que si ce panel permet d'évaluer l'effet de réformes fiscales, il ne permet pas d'évaluer l'effet de réformes sur les prestations, comme ce qui a été fait dans le chapitre 2.

³⁴² Seuls des agrégats de revenu sont présents depuis 2013 dans l'EDP, ce qui ne permet pas de simuler l'IR correctement.

³⁴³ En raison du coefficient autorégressif élevé de l'emploi hautement qualifié dans l'équation de travail estimée. Un modèle à correction d'erreur permet d'estimer une élasticité différente de court et de long terme.

³⁴⁴ Par exemple, la diminution en 2011 puis la disparition des taux majorés du CIR à 50 % et 40 % en 2013, la diminution de l'assiette des dépenses de fonctionnement en 2011 (de 75 % à 50 % pour les dépenses de personne, et la diminution des exonérations sociales du dispositif JEI votée en 2011, en réduisant sensiblement le taux d'aide des petites entreprises, peuvent avoir réduit l'effet d'aubaine mis en évidence dans cette étude.

revenu par la méthode de Gurgand et Margolis, 2008) permet de mieux évaluer l'effet des incitations au travail sur la participation au marché du travail. Ce projet (avec Mathias André) permettrait de prolonger et compléter les chapitres 1 et 2.

Pour les entreprises, l'effet que nous mesurons à partir du modèle de demande de travail est un effet mélangeant réponses intensive (augmentation de l'intensité de la R&D pour les entreprises effectuant de la R&D) et extensive (augmentation du nombre d'entreprises effectuant de la R&D). Il serait important de séparer ces deux composantes. Enfin notre étude se focalise seulement sur l'effet des aides consacrées à l'emploi sur l'emploi en R&D. Une étude de l'impact des aides sur d'autres facteurs (le capital de R&D, la survie des entreprises, les dépôts de brevet, l'évolution de la qualité et localisation de la R&D réalisée³⁴⁵, le bien-être global etc.) et prenant en compte les effets d'équilibre général s'avère nécessaire pour compléter nos résultats. Il serait également intéressant d'étendre l'analyse à l'ensemble des entreprises avec la même méthode de construction de base de données (utilisation des DADS notamment) pour pouvoir comparer l'effet des aides à la R&D selon la taille d'entreprise.

Enfin pour faire le pont entre la première et deuxième partie de cette thèse il pourrait être intéressant d'étudier le lien entre taxation (des ménages et des entreprises) et innovation des inventeurs et répliquer en France la récente étude de Akcigit et al. (2018), qui montre qu'aux États-Unis « *taxes matter for innovation* »³⁴⁶.

Saillance des taxes. Il serait intéressant de creuser le résultat du 2^e chapitre indiquant que les individus réagissent plus aux réformes de l'impôt sur le revenu que des prestations. Nous avons proposé deux pistes d'explications, liées à la saillance des réformes fiscales et aux effets de composition³⁴⁷. Les réformes de l'impôt sur le revenu et leurs effets incitatifs semblent mieux comprises par les individus que dans le cas des prestations, mais les preuves manquent. Depuis Chetty et al. (2009), l'étude de la saillance des taxes a fait l'objet de nombreuses études internationales mais peu en France. Il serait intéressant d'étudier la récente réforme médiatique de la prime d'activité (PA) en janvier 2019 pour évaluer ses effets comportementaux, les premières données indiquant une forte hausse du taux de recours à la PA, il serait intéressant de mesurer si elle a eu un effet sur l'offre de travail. Par ailleurs, étudier mieux le non-recours à la PA permettrait dévaluer dans quelle mesure la conclusion des études sur les récompenses dans les domaines de l'éducation et de la santé « *Pay Enough or Don't Pay at All* » (Gneezy et Rustichini, 2000), peut s'appliquer.

Taxation du capital. Dans le chapitre 2, les réformes sur les revenus du capital ne sont pas prises en compte³⁴⁸ alors que la littérature a souligné l'importance des transferts de revenus

³⁴⁵ Selon Mohnen (2017), « *La plus grande générosité de la politique du crédit d'impôt recherche mise en place après 2008 visait aussi à conserver des activités de R&D en France, plutôt que de voir des établissements partir à l'étranger. Ainsi, même si le dispositif n'a pas été très efficace pour stimuler la R&D privée, il l'a peut-être été pour retenir la R&D en France* ».

³⁴⁶ dans le cas des brevets et citations des inventeurs indépendants ou appartenant à des entreprises.

³⁴⁷ si les personnes ayant des bas revenus réagissent moins à la fiscalité.

³⁴⁸ Comme le revenu du capital est imposé conjointement selon le foyer fiscal, le seul revenu individuel (et donc la réponse

entre le travail et le capital. Les réponses comportementales aux réformes de la taxation des revenus du capital sont un sujet important en économie publique. Cette question est étudiée dans une étude en cours avec Marie-Noelle Lefebvre et Étienne Lehmann. Notons cependant que le risque de transfert de revenu ne devrait pas être une source importante de biais dans nos estimations du chapitre 2 car les revenus du capital sont concentrés sur le très haut de la distribution (Garbinti et al., 2016) sur lequel nous avons peu de données dans les ERFs.

Enfin, une piste prometteuse est de mesurer les incitations à investir ou épargner et d'évaluer leurs effets en utilisant des réformes sur la taxation du capital comme source d'identification. Le peu d'évaluation sur la taxation du capital tient au manque de données sur le capital et la taxation du capital³⁴⁹. Un projet en cours (avec Mathias André et Olivier Meslin) est de reconstruire un capital immobilier et simuler la taxe foncière pour l'ensemble de la population française à partir de plusieurs bases de données de la DGFIP.

Interaction entre l'offre et la demande de travail. Dans cette thèse, comme souvent dans les travaux de microéconomie appliquée, nous avons traité séparément offre et demande de travail qui sont pourtant liées. Une question importante est de savoir s'il faut plutôt jouer sur l'offre ou la demande de travail pour augmenter l'emploi³⁵⁰. Des réponses ont été données dans des études théoriques au début des années 2000 en France³⁵¹, qu'il serait intéressant de poursuivre au regard du fort développement des politiques d'incitations à la demande et l'offre de travail depuis.

Les perspectives de prolongement de ce travail sont ainsi, sans surprise, bien plus étendues que les quelques résultats apportés dans cette thèse !

individuelle sur laquelle je me concentre) est le revenu du travail.

³⁴⁹ Notamment pour la taxe foncière et des droits de mutation. Les données de l'ISF viennent d'être mises à disposition au moment où je termine cette thèse.

³⁵⁰ Nous nous cantonnons dans cette thèse à une analyse microéconomique, mais une autre façon d'augmenter l'emploi à court terme est d'augmenter la demande globale au niveau macroéconomique.

³⁵¹ Cette question a été étudiée en France par Laroque et Salanié (2000) qui montrent que les allègements de cotisation sont plus efficaces que les réformes d'incitation à l'offre de travail dans un cadre statique ; tandis que Cahuc et Lehmann (2002) indiquent que le résultat dépend de l'objectif (pour un niveau de $Smic$ donné, les allègements de cotisation seraient plus efficaces pour baisser le taux de chômage tandis que la baisse d'impôt sur les employés serait plus efficace pour augmenter le taux de participation et le bien-être). Dans un article théorique de 1997, Piketty concluait que « *pour être efficace à long terme dans sa lutte contre le chômage, la redistribution fiscale doit tenter d'agir à la fois sur l'offre et la demande de travail à bas salaire* ».

Bibliographie

- Acemoglu, D., Akcigit, U., Bloom, N. & Kerr, W. R. (2013). Innovation, Reallocation and Growth. *NBER Working Paper* 18993.
- Aghion, P., Askenazy, P., Berman, N., Cetto, G. & L. Eymard (2012). Credit Constraints And The Cyclicity Of R&D Investment: Evidence From France, *Journal of the European Economic Association*, 10(5), 1001–1024.
- Akcigit, U. & Kerr, R. W. (2010). Growth Through Heterogeneous Innovations. *NBER Working Paper* 16443.
- Akcigit, U., Hanley D. & S. Stantcheva (2017). Optimal taxation and R&D policies. *NBER Working Paper* 22908
- Akcigit, U., Baslandze S., & S Stantcheva (2016). Taxation and the international mobility of inventors. *American Economic Review* 106(10): 2930-2981
- Akcigit, U., Grigsby, J. R., Nicholas, T. & S. Stantcheva (2018). Taxation and Innovation in the 20th Century. *NBER Working Paper* 24982.
- Alesina, A., Ichino, A. & L. Karabarbounis (2011). Gender-Based Taxation and the Division of Family Chores. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2): 1-40. DOI: 10.1257/pol.3.2.1
- Algan, Y. Crepon, B. & Dylan Glover (2018). The Value of a Vacancy: Evidence from a Randomized Evaluation with Local Employment Agencies in France. *Mimeo*
- Ali-Yrkkö, J. (2005) Impact of public R&D financing on private R&D. Does financial constraint matter? *Working Paper* No. 30. ENEPRI, Brussels.
- Amoureux V., Benoteau I., Naouas A. (2018). Le modèle de microsimulation SAPHIR. *Document de Travail de la DG Trésor* n° 2018/6
- André, M., Biotteau, A.L, Cazenave, M.C, Fontaine, M., Sicsic, M. & A. Sireyjol. (2016). Les réformes des prestations et prélèvements intervenues en 2015 opèrent une légère redistribution des 30 % les plus aisés vers le reste de la population. *France, Portrait Social*, coll. « Insee Références », édition 2016.
- Angrist, J., G. W. Imbens, et D. Rubin (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444–455
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2002). Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi. *Economie et statistique*, 357-358, 49–78.
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2009). Aides sociales locales, revenu de Solidarité active (RSA) et gains du retour à l'emploi. *Economie et statistique*, 429–430, 129–157.
- Anderson, P. M. & Meyer, B. D. (2000). The effects of the unemployment insurance payroll tax on wages, employment, claims and denials. *Journal of Public Economics*, 78(1-2), 81–106.
- Ardant, G. (1972). Histoire de l'Impôt. Livre II. *Fayart*.

- Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation. *Review of Economic Studies*, 58 (2), 277–297.
- Argouarc’h, J. & Boiron A. (2016). Les niveaux de vie en 2014. *Insee, Insee Première* n° 1614.
- Arqué-Castells, P. & P. Mohnen (2015). Sunk costs, extensive R&D subsidies and permanent inducement effects. *Journal of Industrial Economics*, 63(3), 458-494.
- Arrow, K.J. (1962) Economic welfare and the allocation of resources to invention. In R.R. Nelson (ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors* (pp. 609–626). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Arrow, K.J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review* 941–973.
- Aschhoff, B. (2009) The effect of subsidies on R&D investment and success. Do subsidy history and size matter? *ZEW Discussion Paper* No. 032, Mannheim.
- Audenaert D., Bardaji J., Lardeux R., Orand M. & M. Sicsic, “Wage Resilience in France since the Great Recession”, *Insee working paper*, n°G2014/11, 2014.
- Auten, G. & Carroll, R. (1999). The effect of income taxes on household behavior. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 681-693.
- Badel, A., Huggett M. & Wenlan, L. (2018). Taxing Top Earners: A Human Capital Perspective. Mimeo
- Baghana, R. & Mohnen, P. (2009). Effectiveness of R&D tax incentives in small and large enterprises in Québec. *Small Business Economics*, 33 (1), 91–107.
- Bargain O. & Orsini K. (2006). In-work policies in Europe: Killing two birds with one stone? *Labour Economics*, 13(6), pp. 667-697.
- Bargain, O., & A. Peichl (2013). Steady-State Labor Supply Elasticities: A Survey. *ZEW Discussion Paper* No. 13-084.
- Bargain, O., K. Orsini, & A. Peichl (2014). Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the US: New Results. *Journal of Human Resources*. vol. 49 no.3, pp. 723-838.
- Bargain, O., Carcillo, S., Lehmann, E. & L’Horty, Y. (2017). Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires. *Conseil d'Analyse Économique*, Note n°41.
- Bargain, O. & Doorley K. (2003). Caught in the trap? Welfare's disincentive and the labor supply of single men. *Journal of Public Economics*, vol. 95 (9-10), 1096-1110.
- Bargain, O. & I. Terraz (2003). Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l’emploi. *Économie & prévision*, 160–161, 121–147
- Bargain O. & Vicard A. (2014). Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans. *Economie et statistique*, 467–468, 61–69.
- Barnaud, L. & Ricroch, L. (2005). Les taux marginaux d'imposition : quelles évolutions depuis 1998 ? *Diagnostics Prévisions et Analyses Économiques*, n°63.
- Beatriz M., Bunel S. et B. Hadjibeyli (2019). Évaluation du Crédit d’impôt innovation. *Document de travail*. mimeo.

- Becker B. (2015). [Public R&D Policies And Private R&D Investment: A Survey Of The Empirical Evidence.](#) *Journal of Economic Surveys*, Wiley Blackwell, vol. 29(5), pages 917-942.
- Béguin, J.-M., Hecquet, V. & Lemasson, J. (2012). Un tissu productif plus concentré qu'il ne semblait. *Insee Première* N° 1399.
- Behaghel, L, Crépon, B., & M. Gurgand (2014) Private and Public Provision of Counseling to Job-Seekers: Evidence from a Large Controlled Experiment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(4): 142-74
- Bellégo, C. & Dortet-Bernadet, V. (2014). L'impact de la participation aux pôles de compétitivité sur les PME et les ETI. *Économie et Statistique*, 471, 65–83.
- Bellégo, C., Dortet-Bernadet, V., Gilquin G, & M. Tépat (2017). Quelles collaborations entre entreprises et organismes de recherche sont soutenues par les pouvoirs publics ? L'exemple de deux dispositifs d'aide. *Les entreprises en France, collection Insee référence*, édition 2017.
- Bénabou, R. & Tirole, J. (2003). Intrinsic and Extrinsic Motivation. *Review of Economic Studies*. 70:489–520. doi: 10.1111/1467-937X.00253
- Bianchi, M., Gudmundsson, B. R. & G. Zoega (2001). Iceland's Natural Experiment in Supply-Side Economics. *The American Economic Review*, Vol. 91, No. 5, pp. 1564-1579
- Blau F. & Kahn L. (2007), Changes in the labor supply behavior of married women: 1980–2000. *Journal of Labor Economics*, 25, pp. 393-438.
- Blomquist, S. & H. Selin (2010). Hourly Wage Rate and Taxable Labor Income Responsiveness to Changes in Marginal Tax Rates. *Journal of Public Economics*, 94, 878–889.
- Bloom, N., R. Griffith & J. Van Reenen (2002) Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979 – 1997. *Journal of Public Economics*, vol. 85, no. 1, pp. 1-31.
- Bloom, N., M. Schankerman & J. Van Reenen (2013). Identifying technology spillovers and market rivalry. *Econometrica*, 81(4), 1347–1393.
- Blundell, R. & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87 (1), 115–143.
- Blundell, R., Bozio, A. & G. Laroque (2011). Extensive and Intensive Margins of Labour Supply: Work and Working Hours in the US, UK and France. *IFS WP*.
- Blundell, R., Bozio, A. & G. Laroque (2013). Extensive and Intensive Margins of Labour Supply: Work and Working Hours in the US, UK and France. *Fiscal Studies*, 34(1), 1-29.
- Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae, & C. Meghir (2000). The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit. *Fiscal Studies*, 21, 75–104.
- Blundell, R.W., A. Duncan, & C. Meghir (1998); Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms; *Econometrica*, 66, 827-861.
- Blundell, R.W. & MaCurdy, T. (1999). Labor supply: a review of alternative approaches, dans (O. Ashenfelter and D. Card, eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Elsevier Science B.V.

- Bourguignon, F. (1998). Fiscalité et redistribution. *Conseil d'Analyse Économique*, rapport n°11, La documentation française.
- Bourguignon, F. & T. Magnac (1990), Labor Supply and Taxation in France. *Journal of Human Resources*, Vol. 25, No. 3, pp. 358–389
- Bozio, A. (2006). Réformes des retraites : estimations sur données françaises. *Thèse de science économique*
- Bozio, A. (2014). L'évaluation des politiques publiques : enjeux, méthodes et institutions. *Revue française d'économie*, volume xxix(4), 59-85. doi:10.3917/rfe.144.0059.
- Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2017). Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France. *Document de travail*.
- Bozio, A., Dauvergne R., Goupille-Lebret, Fabre B., et O. Meslin (2012). Fiscalité et redistribution en France, 1997-2012. *Rapport IPP*, No. 1.
- Bozio, A., Garbinti, B., Goupille-Lebret J., Guillot M., Piketty T. (2018). Inequality and Redistribution in France 1990-2018: Evidence from Post-Tax Distributional National Accounts (DINA). *Wid Working Paper*.
- Bozio, A. et Geoffard (2017), L'accès des chercheurs aux données administratives – État des lieux et propositions d'actions. *Rapport du groupe de travail du Cnis*
- Bozio A., Guillot, M., & Q. Lafféter (2015). Portée et limites du modèle Taxipp pour l'analyse redistributive des prélèvements obligatoires. *Economie et Statistique*, no. 481: 31--50.
- Bozio, A., Fack, G., Grenet, J., et al. (2015). Les allocations logement, comment les réformer? *Opuscule CEPREMAP/IPP*, 38.
- Bozio A. et J. Grenet (2010). Economie des politiques publiques. *Repères, La Découverte*.
- Bozio, A., Cottet, S. & Py, L. (2019). Evaluation d'impact de la réforme 2008 du credit impot recherche. *Rapport IPP*, n° 22.
- Bresson, G., Kramarz, F. & Sevestre, P. (1992). Dynamic labour demand Models. In: L. Matyas and P. Sevestre (Eds), *The Econometrics of Panel Data: Theory and Applications*, pp. 360–387. Kluwer Academic Publishers.
- Bronzini, R. & Iachini, E. (2014). Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach. *American Economic Journal : Economic Policy*, 6(4), 100-134.
- Brewer, M., A. Duncan, A. Shephard, & M.-J. Suárez (2006). Did Working Families' Tax Credit Work? The Impact of In-Work Support on Labour Supply in Great Britain, *Labour Economics*, 13, 699–720.
- Briard K. (2017). L'élasticité de l'offre de travail des femmes: repères Méthodologiques et principaux résultats pour la France. *Dares, Document d'études*, n° 210.
- Briard P. & O. Sautory (2012). Évaluation de l'impact du revenu de solidarité active sur l'offre de travail. *Dares document d'études*, 171.
- Burns, S. K. & Ziliak, J. P. (2015). Identifying the Elasticity of Taxable Income. *The economic journal*, Vol. 127 (600), pp. 297-329.
- Burtless, G. & J. Hausman (1978). The Effect of Taxes on Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 86, 1103–1130.

- Busom I., Corchuelo B. & Martínez-Ros E. (2014). Tax incentives... or subsidies for business R&D? *Small Business Economics*, 43(3), 571–596.
- Cabannes, PY, Houdré, C. & Landais, C. (2014). Comment le revenu imposable des ménages aisés réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004. *Economie et Statistique*, 467–468, 141–162.
- Cahuc P. & Lehmann, E. (2002). Faut-il inciter l'offre ou la demande de travail peu qualifié ? *Revue Economique*, 53(6), 1305-1327.
- Caiumi A., "The evaluation of the effectiveness of tax expenditures: A novel approach",. *Institute for Studies and Economic Analysis (ISAE), Rome, working paper n°126*, 2010.
- Carbonnier, C. (2014). The influence of taxes on employment of married women, evidence from the French joint income tax system. *LIEPP Working Paper 23*.
- Carbonnier, C. (2015). Efficacité et équité des aides pour l'emploi d'un salarié à domicile : et 2007. *Travail et emploi*, 143(3), 43-58.
- Carbonnier, C., Malgouyres, C., Py L, Urvoy C., & C. Foffano (2018). Évaluation interdisciplinaire des impacts du CICE en matière d'emplois et de salaires. Rapport du (LIEPP)
- Card, D. & R. Hyslop (2005). Estimating the Effects of a Time-Limited Earnings Subsidy for Welfare-Leavers. *Econometrica*. Vol. 73, No. 6., pp. 1723-1770
- Card, D. & Robins, P. (2005). How Important Are 'Entry Effects' In Financial Incentive Programs For Welfare Recipients? Experimental Evidence From The Self-Sufficiency Project. *Journal of Econometrics* v125(1-2,Mar-Apr), 113-139
- Carone, G., Immervoll, H., Paturot, D. & Salomäki, A. (2004). Indicators of Unemployment and Low-Wage Traps (Marginal Effective Tax Rates on Employment Incomes. *OECD Social, Employment and Migration Working Paper 18*.
- Carpenter, R. and Petersen, B. (2002) Capital market imperfections, high-tech investment and new equity financing. *Economic Journal* 112(447): 54–72.
- Castellacci, F. & Lie, C. M. (2015). Do the effects of R&D tax credits vary across industries? A meta-regression analysis. *Research Policy*, vol. 44(4), pages 819-832.
- Cerulli, G., (2010). Modelling and Measuring the Effect of Public Subsidies on Business R&D: A Critical Review of the Econometric Literature. *The Economic Record*, 86, issue 274, p. 421-449.
- Cerulli, G. and B. Poti, 2012. Evaluating the robustness of the effect of public subsidies on firms' R&D: an application to Italy. *Journal of Applied Economics*, vol. 15, no. 2, pp. 287-320.
- Cerulli, G. & B. Poti, 2012. The differential impact of privately and publicly funded R&D on R&D investment and innovation: the Italian case. *Prometheus, Taylor & Francis Journals*, vol. 30(1), pages 113-149
- Chanchole, M. & Lalanne, G. (2012). Photographie du système socio-fiscal et de sa progressivité. *Economie & prévision*, 200-201(2), 19-40.

- Chen, Z., Liu, D., Xu Y, & J C Suarez Serrato (2018). Notching R&D Investment with Corporate Income Tax Cuts in China. *NBER Working Paper* 24749.
- Chetty, R. (2009a). Sufficient statistics for welfare analysis: A bridge between structural and reduced-form methods. *Annual Review of Economics*, 1:451-488.
- Chetty, R. (2009b). Is the Taxable Income Elasticity Sufficient to Calculate Deadweight Loss? The Implications of Evasion and Avoidance. *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol 1 (2) pp. 31-52.
- Chetty, R., Adam Looney & Kory Kroft (2009). Salience and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review* 99(4): 1145-1177.
- Chetty, R., Friedman, J., Olsen T., & L. Pistaferri (2011). Adjustment Costs, Firm Responses, and Micro vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records. *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 126, Issue 2, 1 May 2011, Pages 749–804.
- Chetty, R. (2012). Bounds on Elasticities with Optimization Frictions: A Synthesis of Micro and Macro Evidence on Labor Supply. *Econometrica*, 80, 969–1018.
- Cinceraa, M. & Veugelers, R. (2013). Young leading innovators and the EU's R&D intensity gap. *Economics of Innovation and New Technology*, 22 (2), 177–198.
- Colliard, J.E., et C. Montialoux (2007). Une brève histoire de l'impôt. *Regards croisés sur l'économie*, no 1, 2007, p. 56-65
- Commission Européenne (2013). Tax reforms in EU Member States 2013. *Working paper* 38.
- Conseil d'analyse économique (2013). Évaluation des politiques publiques, *Note du CAE* n°1.
- Corchuelo, B. & Martinez-Ros, E. (2009). The Effects of Fiscal Incentives for R&D in Spain. *Business Economics Working Papers* wb092302.
- Cottet, V., Quantin, S. & Régnier, V. (2012). Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008. Insee, *Document de travail* G2012/12.
- Commission Européenne (2014). A Study on R&D Tax Incentives – Final report. *Taxation paper / working paper* 52.
- Crepon, B., Duflo E., Gurgand, M., Rathelot R. and P. Zamora (2013). Do Labor Market Policies Have Displacement Effects: Evidence from a Clustered Randomized Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 128(2), pages 531-580.
- CSERC (1997). Minima sociaux, entre protection et insertion. *La documentation Française*.
- Czarnitzki, D., Hottenrott, H. & Thorwarth, S. (2011) Industrial research versus development investment: the implications of financial constraints. *Cambridge Journal of Economics*, 35(3): 527–544.
- Czarnitzki, D. & Hottenrott, H. (2010) Financing constraints for industrial innovation: what do we know? *Working Paper OR 1004*, Katholieke Universiteit LEUVEN, Belgium.
- Czarnitzki, D. and Hussinger, K. (2004) The link between R&D subsidies, R&D spending and technological performance. *ZEW Discussion Paper* No. 056, Mannheim.
- Davezies L. & X. D'Haultfoeuille (2009). Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête. *Insee working paper* n°2009-06.

- David, P. A., Hall, B. H. & Toole, A. A. (2000). Is Public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence. *Research Policy*, 29 (4-5), 497–529.
- De Bartolome, C. A. M. (2019). Which Tax Rate do People Use: Average or Marginal? *Journal of Public Economics*, 1995, 56 (1), 79–96.
- Dechezlepretre, A., E. Einio, R. Martin, K.-T. Nguyen & J. Van Reenen (2016). Do Fiscal Incentives increase innovation? An RDD for R&D. *CEP Discussion Paper* 1413
- Delalande, N. (2011). Les Batailles de l'impôt : Consentement et résistances de 1789 à nos jours. *Ed. Seuil*.
- Deplatz, R. et M. Ferracci (2016). Comment évaluer l'impact des politiques publiques ? *France Stratégie Document de travail*.
- Dortet-Bernadet, V. & Sicsic, M. (2015). Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises. Insee, *Document de travail* G2015/11.
- Dortet-Bernadet, V. & Sicsic, M. (2015). L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n°493, pages 5-22. DOI: 10.24187/ecostat.2017.493s.1909
- Diamond, P. & E. Saez. (2011). The Case for a Progressive Tax: From Basic Research to Policy Recommendations. *Journal of Economic Perspectives*, 25(4), 165–190.
- Doerrenberg, P. & Peichl, A. (2014). The impact of redistributive policies on inequality in OECD countries. *Applied Economics* 46(17), 2066–2086
- Doerrenberg P., Peichl A. & S. Siegloch (2017). The elasticity of taxable income in the presence of deduction possibilities. *Journal of Public Economics*, vol. 151, issue C, 41-55.
- Duclos, J-Y., Fortin, B. & Fournier, A-A. (2009). An Analysis of Effective Marginal Tax Rates in Quebec. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 35(3), 343-371. <https://www.jstor.org/stable/40345328>
- Dufau, M. (2017). Les pôles de compétitivité, qui rassemblent les acteurs de l'innovation dans les territoires, comportent une proportion importante de jeunes entreprises. DGE, *Le 4 pages de la DGE* N°67.
- Duguet, E. (2004). Are R&D subsidies a substitute or a complement to privately funded R&D? *Revue d'économie politique*, 114(2), 245–274.
- Duguet, E. (2012). The effect of the incremental R&D tax credit on the private funding of R&D an econometric evaluation on french firm level data. *Revue d'économie politique*, 122 (3), 405–435.
- Duguet E. et Simonnet V. (2007). Labor market participation in France: an asymptotic least squares analysis of couple decisions. *Review of the Economics of the Household*, 5(2), pp. 159-179.
- Dwenger, N. H. Kleven, I. Rasul and J. Rincke (2016). Extrinsic and Intrinsic Motivations for Tax Compliance: Evidence From a Field Experiment in Germany. *American Economic Journal: Economic Policy* 8(3), 203-232
- Échevin, D. (2004). L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp. 149-166.

- Eidelman, A., Langumier, F. & Vicard, A. (2013). Prélèvements et transferts aux ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010. *Économie et statistique* 459, 5–26.
- Einav, L. et Levin, J. (2014). Economics in the age of big data. *Science*, Vol. 346, No. 6210.
- Eissa, N. & H. W. Hoynes (2006). Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor supply. *Tax Policy and the Economy*, 20, 73–110.
- Eissa, N. & Liebman, J. (1996). Labor supply response to the earned income tax Credit. *Quarterly Journal of Economics* 111(2): 605.637.
- Elbaum, M. (2007). Protection sociale et solidarité en France. Évolutions et questions d'avenir. *Revue de l'OFCE*, n°102 p 559-622.
- Evers, M., R. de Mooij, D. van Vuuren (2008). The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates. *De Economist*, 156:25.43
- Feldstein, M. (1995). The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy*, 103, 551–572.
- Feldstein, M. (1999). Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax. *Review of Economics and Statistics*, 81, 674–680.
- Ferey (2018). Housing benefits and monetary incentives to work: Simulations for France. *Economie et statistique* 503-504, 37–59.
- Ferey, A. (2017). Incentives to work and means-tested transfers in France: An optimal taxation approach to a reform of housing benefits. *APE Master Thesis*, PSE, mimeo.
- Fermanian J.-D. & Lagarde S. (1999). Les horaires de travail dans le couple. *Économie et statistique*, n° 321-322, pp. 89-110.
- Fontaine, M. & Sicsic, M. (2018). L'effet d'une variation du montant de certains transferts du système socio-fiscal sur le niveau de vie : résultats sur 2016 à partir du modèle de microsimulation Ines (Cahier de variantes)". *Documents de travail de l'INSEE N° F1806*
- Fortin B. & Lacroix G. (1997). A test of the neo-classical and collective models of household labor Supply. *Economic Journal*, 107, pp. 933-955.
- Fourcot, J. & Sicsic, M. (2017). Les taux marginaux effectifs de prélèvement pour les personnes en emploi en France en 2014. *Insee, Document de travail F1701*.
- France Stratégie (2018). Rapport 2018 du comité de suivi du CICE. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/rapport-2018-comite-de-suivi-credit-dimpot-competitivite-lemploi>
- Frey, BS (1994). How Intrinsic Motivation is Crowded out and in. *Rationality and Society* 6:334–352. doi: 10.1177/1043463194006003004
- Fugazza M., Le Minez S. & Pucci M. (2003). L'influence de la PPE sur l'activité des femmes en France: une estimation à partir du modèle Ines. *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 79-98.
- Fullerton, D. & Metcalf, G. E. (2002). Tax incidence. In: A. J. Auerbach & M. Feldstein (ed.), *Handbook of Public Economics*, edition 1, vol 4, chapter 26, 1787–1872.

- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J., Piketty, T. (2016). Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France (1800–2014). *WID.world Working Paper* N°2016/5.
- Garcia-Macia, D., Hsieh, C.-T. & Klenow, P. J. (2016). How Destructive is Innovation? *NBER Working Paper* 22953.
- Gelber, A. (2014). Taxation and the Earnings of Husbands and Wives: Evidence from Sweden. *Review of Economics and Statistics*. 96(2), 287-305
- Gibbons, R (1998). Incentives in Organizations. *National Bureau of Economic Research* No 6695. [<http://www.nber.org/papers/w6695>]
- Gideon, M. (2015). Do Individuals Perceive Income Tax Rates Correctly? *Public Finance Review*, 2015.
- Giertz, Seth H (2007). The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s. *National Tax Journal* 60 (4): 743–68.
- Giertz, Seth H. (2008). Panel Data Techniques and the Elasticity of Taxable Income. *Congressional Budget Office*, working paper 2008-11.
- Giertz, Seth H. (2010). The Elasticity of Taxable Income during the 1990s: New Estimates and Sensitivity Analyses. *Southern Economic Journal* 77 (2): 406–33.
- Gilles, F., L'Horty, Y., Mihoubi F. (2018). Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: nouveaux approfondissements et extensions pour la période 2013-2015. *Rapport de recherche TEPP* 18-7.
- Givord P. (2010) Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Document de travail de la DESE* (G2010-08).
- Givord P. & Marbot C. (2013). Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies. *Insee, Document de travail*, n° 2013-04.
- González, X., Jaumandreu, J. & Pazó, X. (2005). Barriers to innovation and subsidy effectiveness. *Rand Journal of Economics*, 36(4), 930–950.
- Goolsbee, A. (2000). What happens when you tax the rich? Evidence from executive compensation. *Journal of Political Economy* 108 (2), 352–378
- Gordon, Roger H., & Joel Slemrod (2000). Are 'Real' Responses to Taxes Simply Income Shifting between Corporate and Personal Tax Bases? In *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, edited by Joel Slemrod, 240–80. New York: Russell Sage Foundation; Cambridge and London: Harvard University Press.
- Gorg, H. and Strobl, E (2007) The effect of R&D subsidies on private R&D. *Economica* 74(294): 215–234.
- Griffith, R., Redding, S. & Van Reenen, J. (2003). R&D and Absorptive Capacity: Theory and Empirical Evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 105 (1), 99–118.
- Griffith, R., Redding, S. & Van Reenen, J. (2004). Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 86 (4), 883–895.
- Gruber, J. (1997). The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile. *Journal of Labor Economics*, 15 (3, Part 2), S72-S101.

- Gruber, J. & Saez, E. (2002). The elasticity of taxable income: evidence and implications. *Journal of Public Economics*, 84, 1–32
- Gruber, J. & D. A. Wise (2005). Social Security Programs and Retirement around the World: Fiscal Implications of Reform. *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 11290
- Guceri I. et Liu L. (2019), « Effectiveness of fiscal incentives for R&D: Quasiexperimental evidence », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 11, n° 1, février, p. 266-91.
- Guellec, D. & van Pottelsberghe, B. (2000) The impact of public expenditure on business R&D. *STI Working Papers* 2000/4, OECD, Paris.
- Guellec, D. & van Pottelsberghe, B. (2003) The impact of public R&D expenditure on business R&D. *Economics of Innovation and New Technologies* 12(3): 225–244.
- Guillaud E., Olckers M., Zemmour M. (2019). Four levers of redistribution: The impact of tax and transfer systems on inequality reduction. *Review of Income and Wealth*
- Guillot M. (2018a). Who paid the 75% tax on millionaires? Optimisation of salary incomes and incidence in France. *mimeo*
- Guillot M. (2018b). Économie de la fiscalité des revenus du travail: Inégalité et redistribution. *PhD Thesis, PSL, EHESS*
- Gurgand, M. & Margolis, D. (2008). Does Work Pay in France? Monetary Incentives, Hours Constraints and the Guaranteed Minimum Income. *Journal of Public Economics*, 92(7), 1669–1697.
- Gneezy, U. & Rustichini A (2000). Pay Enough or Don't Pay at All. *Quarterly Journal of Economics* 115:791–810. doi: 10.1162/003355300554917
- Gneezy, U, Meier, S & Rey-Biel, P. (2011). When and Why Incentives (Don't) Work to modify Behavior. *Journal of Economic Perspectives – Vol 25 (4) – pp1991-210.*
- Hagneré, C. & Trannoy, A. (2001). L'impact conjugué de trois ans de réformes sur les trappes à inactivité. *Économie et statistique*, 346-347, 161–179.
- Hall, B.H. (1992) Investment and research and development at the firm level: does the source of financing matter? *NBER Working Paper* No. 4096, Cambridge.
- Hall, B. H. (2002) The financing of research and development. *Oxford Review of Economic Policy* 18(1): 35–51.
- Hall, B.H. and van Reenen, J. (2000) How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence. *Research Policy* 29(4–5): 449–470.
- Harberger, A. C. (1964). Taxation, Resource Allocation, and Welfare. In *The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Reserve System*, edited by John Due, 25–70. Princeton: Princeton University Press
- Hausman, J.A. (1985). The Econometrics of Nonlinear Budget Sets. *Econometrica*, 53, 1255–1282.
- Hægeland, T. & Møen, J. (2007). Input additionality in the Norwegian R&D tax credit scheme. *Statistics Norway*, report 47.
- Heckman J. (1993). What has been learned about labor supply in the past twenty years? *The American Economic Review*, 83(2), pp. 116-121.

- Heim, B.T. (2007). The Incredible Shrinking Elasticities: Married Female Labor Supply, 1978-2002. *Journal of Human Resources* 42(4): 881-918.
- Hermle J. & A. Peichl (2018). Jointly Optimal taxes for Different Types of Income. *Mimeo*
- Himmelberg, C.P. and Petersen, B.C. (1994) R&D and internal finance: a panel study of small firms in high-tech industries. *Review of Economics and Statistics* 76(1): 38–51.
- Hungerbühler M, Lehmann E, Parmentier A. & B. Van Der Linden (2006). Optimal Redistributive Taxation in a Search Equilibrium Model. *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 73(3), pages 743-767
- Hyytinen, A. and Toivanen, O. (2005) Do financial constraints hold back innovation and growth? Evidence on the role of public policy. *Research Policy* 34(9): 1385–1403.
- Ientile, D. & Mairesse, J. (2009). A policy to boost R&D: Does the R&D tax credit work? *European Investment Bank Papers*, 6/2009.
- Immervoll, H. (2002). The distribution of average and marginal effective tax rates in European Union Member States. *EUROMOD Working Papers* EM2/02.
- Immervoll, H. (2004). Average and Marginal Effective Tax Rates Facing Workers in the EU: A Micro-Level Analysis of Levels, Distributions and Driving Factors. *EUROMOD Working Papers* EM6/04.
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & Saez, E. (2007). Welfare reform in european countries: a microsimulation analysis. *The Economic Journal*, 117(516):1–44.
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & N. Verdellin (2009). An evaluation of the tax-transfer treatment of married couples in European countries. *OCDE Working Paper* 76.
- Insee (2016). Fiche redistribution monétaire. *France, Portrait Social*, édition 2016, collection Insee Référence.
- Ito, K. (2014). Do Consumers Respond to Marginal or Average Price? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing. *American Economic Review*, 104 (2): 537-63.
- Jacquet L. & E. Lehmann (2017). Optimal Income Taxation with Composition Effects. *CESifo Working Paper Series* 6654.
- Jacquet, L., Lehmann, E., & Van der Linden, B (2013). Optimal redistributive taxation with both extensive and intensive responses. *Journal of Economic Theory*, 148(5):1770–1805.
- Jaumotte, F. (2003). Les femmes sur le marché du travail : évidence empirique sur le rôle des politiques économiques et autres déterminants dans les pays de l'OCDE. *Revue économique de l'OCDE*, n° 37, pp. 57-123
- Jara, X. & Tumino, A. (2013). Tax-benefit systems, income distribution and work incentives in the European Union. *International journal of microsimulation* 6(1) 27-62.
- Jones, C. I. (2019). Taxing Top Incomes in a World of Ideas (April 2019). *NBER Working Paper* No. w25725.
- Jones, I. C. & Williams, C. J. (1998). Measuring the social return to R&D. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1119–1135.

- Kabátek J., van Soest A. & Stancanelli E. (2014), “Income taxation, labour supply and housework: A discrete choice model for French couples”, *Labour Economics*, 27, pp. 30–43.
- Kasahara, H., K. Shimotsu and M. Suzuki (2013) Does an R&D tax credit affect R&D expenditure? The Japanese R&D tax credit reform in 2003, *Journal of the Japanese and International Economies*.
- Keane, M.P. (2011). Labor Supply and Taxes: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 49, 961–1075.
- Keane, M. & R. Rogerson (2012). Micro and Macro Labor Supply Elasticities: A Reassessment of Conventional Wisdom. *Journal of Economic Literature*, 50, 464–476.
- Killingsworth M. & Heckman J. (1986), “Female labor supply: A survey”, Chapter 02, *Handbook of Labor Economics*, 1, pp 103-204.
- Kuismanen, M. (1997). Labour Supply, Unemployment and Income Taxation: An Empirical Application. *Working Paper*, Government Institute for Economic Research, Helsinki, University College London.
- Kleven, H., (2018). Language Trends in Public Economics. Slides. <https://www.henrikkleven.com/papers.html>
- Kleven, H., (2019). Taxation and Labor Force Participation : The EITC Reconsidered. Slides, mimeo.
- Kleven, H., Landais C., Munoz M., and S. Stantcheva (2019). Taxation and Migration: Evidence and Policy Implications. Forthcoming in *Journal of Economic Perspectives*.
- Kleven, H. & E.A. Schulz (2014). Estimating Taxable Income Responses using Danish Tax Reforms. *American Economic Journal: Economic Policy* 6.4 (2014), pp. 271-301
- Kleven, H. & M. Waseem (2013). Using Notches to Uncover Optimization Frictions and Structural Elasticities: Theory and Evidence from Pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128, 669–723.
- Kline, P. & M. Tartari (2016). Bounding the Labor Supply Responses to a Randomized Welfare Experiment: A Revealed Preference Approach. *American Economic Review*, *American Economic Association*, vol. 106(4), pages 972-1014
- Koga, T. (2003) Firm size and R&D tax incentives. *Technovation*, vol. 23, no. 7, pp. 643-648.
- Köhler, C., Larédo, P. & Rammer, C. (2012). The impact and effectiveness of fiscal Incentives for R&D - compendium of evidence of the effectiveness of innovation policy intervention. *Manchester Institute of Innovation Research and NESTA*.
- Kopczuk, W. (2005). Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income. *Journal of Public Economics*, 89(11-12):2093-2119.
- Kreiner, C. T., Leth-Petersen S., & P. E. Skov (2016). Tax Reforms and Intertemporal Shifting of Wage Income: Evidence from Danish Monthly Payroll Records. *American Economic Journal: Economic Policy* 8, n°3, 233-257.
- Lach, C. (2002). Do R&D Subsidies Stimulate or Displace Private R&D? Evidence from Israel. *Journal of Industrial Economics*, 50, (4), 369-90

- Ladinska, E. & Non, M. & B. Straathof (2015). More R&D with tax incentives? A meta-analysis. *CPB Discussion Paper 309*.
- Lallement R., « L'aide publique aux entreprises en matière de R&D et d'innovation : quelle efficacité ? », *Document de travail du Centre d'analyse Stratégique*, 2011.
- Landais, C. (2008). Essais en économie publique : fiscalité, hauts revenus, familles. *Thèse de science économique*
- Landais, C., Piketty, T. & Saez E. (2011). Pour une révolution fiscale. *Seuil-La République des idées*.
- Lardeux R. (2018). Who understands the French Income Tax ? Bunching where Tax Liabilities start. *Insee working paper*.
- Laroque, G. & Salanié, B. (1999). Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail. *Économie et statistique*, 328, 3–19.
- Laroque, G. & Salanié, B. (2000). Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et statistique*, 331, p. 47-66
- L'Horty Y. (2007). Fiscalité des bas salaires : La révolution silencieuse. *Regards croisés sur l'économie 2007/1*.
- Legendre, F. & Thibault F. (2007). Les concubins et l'impôt sur le revenu en France. *Économie et statistique*, 401, 3–21.
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault F. (2003). La distribution des incitations financières au travail en France : l'évaluation du modèle Myriade. *Économie & prévision*, 160-161, 23–48.
- Lehmann E., Marical F. & Rioux L. (2013). Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms. *Journal of Public Economics*, vol. 99, 66-84.
- Lehmann, E. (2013). A la recherche d'une fiscalité optimale des revenus. *Revue Française d'Economie*, XXVIII(4), 159-204, 2013
- Lehmann, E. (2016). A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu. *Revue Française d'Economie*, XXXI, 153-185.
- Lehmann, E. et Y. L'Horty (2014). Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux. *Revue Française d'Economie*, XXIX, 25-61.
- Lelarge, C. (2009). Soutenir l'effort de R&D des structures entrepreneuriales. Analyse de deux dispositifs ciblés récents. Thèse, *Université Paris X Nanterre*.
- Lemieux, T. & K. Milligan (2008). Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics*, vol. 142(2), 807-828.
- Leventi, C. & Vujackov, S. (2016). Baseline results from the EU28 EUROMOD (2011-2015). *Euromod Working Paper EM3/16*.
- Lhuillery, S., Marino, M. & Parrotta, P. (2013). Évaluation de l'impact des aides directes et indirectes à la R&D en France. *Rapport pour le MENESR*.
- Lichter A., Peichl, A. & Sieglösch S. (2015). The Own-Wage Elasticity of Labor Demand: A Meta-Regression Analysis. *European Economic Review*, vol 8, pp 94-119.

- Lindsey, L. (1987). Estimating the Behavioral Responses of Taxpayers to Changes in Tax Rates: 1982-1984. *Journal of Public Economics*, 33, 173–206.
- Lokshin, B. & Mohnen, P. (2012). How effective are level-based R&D tax credits? Evidence from the Netherlands. *Applied Economics*, 44(12), 1527–1538.
- Lokshin, B. & Mohnen, P. (2013). Do R&D tax incentives lead to higher wages for R&D workers? Evidence from The Netherlands. *Research Policy*, 42 (3), 823–830.
- Lundberg S. (1985), “The added worker effect”, *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. 11-37.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T. (1997), “Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the U.K. child benefit”, *The Journal of Human Resources*, 32(3), pp. 463-480.
- Martinez I., Saez E., & Siegenthaler M. (2018). Intertemporal Labor Supply Substitution? Evidence from the Swiss Income Tax Holidays. *NBER Working Paper* No. 24634.
- Martin S. & Scott J. (2000) The nature of innovation market failure and the design of public support for private innovation. *Research Policy*, 2000, vol. 29, issue 4-5, 437-447
- MENESR (2014). Développement et impact du crédit d’impôt recherche : 1983-2011. *Rapport du MENESR*.
- Mertens K. & J. L. Montiel Olea (2017). Marginal tax rates and income: new time series evidence. *NBER Working papers* 19171.
- Meyer, B., Rosenbaum, D. (1999). Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers. *NBER Working Paper* No. 7363
- Miyazaki, T., & Ishida, R. (2016). Estimating the Elasticity of Taxable Income: Evidence from Top Japanese Taxpayers. *Working papers*
- Moffitt, R. (1992). Incentive effects of the US welfare system: a review. *Journal of Economic Literature* 30, 1–61.
- Möhhnen, P. (2017). Comment - Effectiveness of public support for R&D and entrepreneurship. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 493, 43-48.
- Mulkay, B. & Mairesse, J. (2011) Evaluation de l’impact du Crédit d’Impot Recherche. *Rapport pour le MESR*.
- Mulkay, B. & Mairesse, J. (2013) The R&D Tax Credit in France: Assessment and Ex-Ante Evaluation of the 2008 Reform. *Oxford Economic Papers*, vol 65 (3), 746–766.
- Mulkay, B. & Mairesse, J. (2018). Nouveaux résultats sur l’impact du Crédit d’Impot Recherche. *Rapport pour le MESRI*.
- OCDE (1997). The OECD Job Strategy. Making Work Pay: Taxation, Benefits, Employment. *Éditions OCDE*, Paris.
- OCDE (2016). Incitations fiscales à la recherche-développement. In : OCDE (Ed.), *Science, technologie et industrie : Tableau de bord de l’OCDE 2015. L’innovation au service de la croissance et de la société*, pp. 172–187. Paris: OCDE.
- OCDE (2017). Statistiques de la recherche et développement. <http://www.oecd.org/fr/sti/inno/srd.htm>
- OCDE (2017). Les impôts sur les salaires 2017. *Éditions OCDE*, Paris.

- Okun A. (1975). Equality and efficiency: The big trade-off. *Washington DC: Brookings Institution*.
- Orcutt, G. H. (1957). A New Type of Socio-Economic System. *The Review of Economics and Statistics* 39, no. 2: 116-23.
- Orcutt, G. H. (1960). Simulation of Economic Systems. *The American Economic Review* 50, no. 5:894-907.
- Pacifico, A. et A. Trannoy (2015). Abandonner la décote, cette congère fiscale. *Idep Analyses* 7, IDEP.
- Peichl, A. & Siegloch, S. (2012). Accounting for Labor Demand Effects in Structural Labor Supply Models. *Labour Economics*, 2012, Vol. 19(1), pp. 129-138.
- Pisani-Ferry J. (2000). Plein emploi. *Conseil d'Analyse Économique*, rapport n°30, La documentation française.
- Piketty T. (1999). Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France. *Économie & Prévision*, n° 138-139, pp. 25-60
- Piketty T. (2003), « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité », CEPREMAP, *Working Papers*
- Piketty T. & Saez, E. (2003). Income Inequality in the United States, 1913-1998. *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 2003, 1-39.
- Rastrigina, O. et Verashchagina, A. (2015). Secondary earners and fiscal policies in Europe. *Report for European Commission*.
- Reduron, V. (2015). Neutralisation, cumul intégral : amortisseurs des trajectoires des allocataires du RSA. *Revue des politiques sociales et familiales* 121, 11–26.
- Rees-Jones A., & D. Taubinsky (2016). Heuristic Perceptions of the Income Tax: Evidence and Implications for Debiasing. *NBER Working Paper No. 22884*.
- Ricardo D. (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*.
- Roux, S. (2015). Approches structurelles et non structurelles en micro-économétrie de l'évaluation des politiques publiques. *Revue française d'économie*, volume xxx(1), 13-65. doi:10.3917/rfe.151.0013.
- Saez, E. (2001). Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates. *Review of Economic Studies*, 68(1), 205–229.
- Saez, E. (2002). Optimal Income Transfer Programs: Intensive versus Extensive Labor Supply Responses. *The Quarterly Journal of Economics* (2002), 117 (3), 1039–1073.
- Saez, E. (2003). The Effect of Marginal Tax Rates on Income: A Panel Study of 'Bracket Creep'. *Journal of Public Economics* 87 (5–6): 1231–58
- Saez, E. (2004). Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications." in James Poterba, ed., *Tax Policy and the Economy*, 18: 117-174.
- Saez, E. (2010), "Do Taxpayers Bunch at Kink Points?" *American Economic Journal: Economic Policy*, 2, 180–212.
- Saez, E., Matsaganis, M. & Tsakloglou, P. (2012). Earnings determination and taxes: Evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece. *The Quarterly Journal of Economics*, 127, 493–533.

- Saez, E., Schoefer, B. and Seim, D. (2017). Payroll Taxes, Firm Behavior, and Rent Sharing: Evidence from a Young Workers' Tax Cut in Sweden. *National Bureau of Economic Research*.
- Saez, E., Slemrod, J., & Giertz, S. (2012). The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review. *Journal of Economic Literature*, 50(1):3-50.
- Salanié, B (1994). Théorie des contrats. *Economica*.
- Salanié, B (2002). Théorie économique de la fiscalité. *Economica*.
- Sammartino, F., & Weiner, D. (1997). Recent evidence on taxpayers' response to the rate increases in the 1990's. *National Tax Journal* 50 (3), 683–705.
- Saint-Paul, G. (2008). Against 'Gender-Based Taxation'. *CEPR Discussion Paper* No. DP6582.
- Schumpeter, J. (1954). Histoire de l'analyse économique », Tome I, Gallimard, 1983 (date de la traduction française chez Gallimard)
- Schneider, C. & Veugelers, R. (2010). On young highly innovative companies: why they matter and how (not) to policy support them. *Industrial and Corporate Change*, 19 (4), 969–1007.
- Serrano-Velarde, N. (2008). How Do Firms React to R&D Subsidies? Evidence from regression discontinuity design. *mimeo*.
- Slemrod, J. & W. Kopczuk (2002). The Optimal Elasticity of Taxable Income. *Journal of Public Economics*, 84, 91–112.
- Slemrod, J. (1996). High income families and the tax changes of the 1980s: the anatomy of behavioral response. In: Feldstein, M., Poterba, J. (Eds.), *Empirical Foundations of Household Taxation*. University of Chicago.
- Simonnet V. & Danzin E. (2014). L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Economie et statistique*, 467–468, 91–116.
- Sicsic, J. (2014). Impacts des incitatifs économiques en médecine générale - Analyse des préférences et des motivations des médecins. *Thèse de doctorat*.
- Sicsic, M. (2018). Les incitations au travail en France entre 1998 et 2014. *Economie et Statistique - Economics and Statistics*, 503-504, 13–35. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1955>
- Sicsic, M. (2019). The elasticity of labor income: evidence from French tax and benefit reforms, 2006-2015. *miméo*
- Simonnet V. & E. Danzin (2014). L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants », *Économie et statistique*, 167-468.
- Stancanelli, E. (2008). Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women. *Journal of Public Economics*, vol. 92, 2036–2047.
- Sterdyniak, H. (2004). Contre l'individualisation des droits sociaux. *Revue de l'OFCE* n° 90, pp. 419-460.
- Stiglitz, J. (1988) *Economics of the Public Sector*. New York: *W.W. Norton and Company*.

- Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981) Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review* 71(3): 393–410.
- Thaler, R. & C. Sunstein (2008). *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness*. Yale University Press
- Trannoy, A. & Wasmer, E. (2013). La politique du logement locatif. *Document de travail du Conseil d'Analyse Economique*.
- Ughetto, E. (2008). Does financial finance matter for R&D? New evidence from a panel of Italian firms. *Cambridge Journal of Economics* 32(6): 907–925.
- Van Soest, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply. A Discrete Choice Approach. *Journal of Human Resources*, 30, 63–88.
- Van Soest, A., M. Das & X. Gong (2002). A Structural Labour Supply Model with Flexible Preferences. *Journal of Econometrics*, 107, pp. 345–374.
- Vauban (1933). *Projet d'une Dixme Royale*. Paris, *Librairie Félix Alcan*. Écrit en 1707, publié clandestinement puis interdit.
- Wasmer É. (2014). Évaluation des politiques publiques : faut-il de l'interdisciplinarité ? *Économie et Prévision* n°204-205, p. 193-209
- Weber, C. (2014). Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences. *Journal of Public Economics* 117, 90-103.
- Westmore, B (2013). R&D, Patenting and Growth: The Role of Public Policy. *OECD Economics Department Working Paper* 1047.
- Yohei, K.O.B.A. (2011), Effect of R&D Tax Credits for Small and Medium-sized Enterprises in Japan: Evidence from firm-level data. *RIETI Discussion Paper Series*
- Zhu, P., Xu W. and Lundin, N. (2006) The impact of government's fundings and tax incentives on industrial R&D investments. Empirical evidences from industrial sectors in Shanghai. *China Economic Review* 17(1): 51–69.
- Zuñiga-Vicente, J.A., Alonso-Borrego, C., Forcadell, F.J. and Galán, J.I. (2014). Assessing the effect of public subsidies on firm R&D investment: A survey. *Journal of Economic Surveys*, 28, 36–67.

Liste des Tableaux

Tableau 1. Transferts redistributifs affectant le revenu disponible des ménages en 2017	7
Tableau 2. Barème de l'impôt 2014 sur les revenus de 2013.....	32
Tableau 3. Distribution des revenus et transferts des individus de l'échantillon (en euros)	46
Tableau 4. Comparaison de la distribution des TMEP selon les années de législation.....	59
Tableau 5. Comparaison de la distribution des TEPE selon les années de législation.....	60
Tableau 6. Paramètres de l'impôt sur le revenu en France selon l'année de législation.....	122
Tableau 7. Nombre de personnes confrontées à une variation non nulle de l'instrument du TRMa de l'impôt sur le revenu et des prestations	132
Tableau 8. Estimations des élasticités dans le modèle de référence	137
Tableau 9. Élasticités selon les covariables inclus	154
Tableau 10. Élasticités selon les différents contrôles du revenu initial.....	154
Tableau 11. Élasticités pour différents instruments	155
Tableau 12. Élasticités pour différentes spécifications des TRMo	156
Tableau 13. Élasticités selon différentes restrictions de la population.....	156
Tableau 14. Élasticités en fonction de la pondération	157
Tableau 15. Élasticités selon la période.....	157
Tableau 16. Élasticités selon le niveau de revenu du travail de la personne	158
Tableau 17. Élasticités selon la composition familiale.....	158
Tableau 18. Élasticités selon l'âge	159
Tableau 19. Élasticités selon le niveau d'éducation	159
Tableau 20. Élasticités selon le statut d'activité	160
Tableau 21. Élasticités selon la catégorie socio-professionnelle (variable CSP de l'EEC) ...	160
Tableau 22. Élasticités selon le sexe	160
Tableau 23. Élasticités croisées du conjoint - tous les transferts	161
Tableau 24. Élasticités croisées du revenu du capital par rapport à la taxation du travail	161
Tableau 25. Élasticités en utilisant le coût du travail et en incluant les cotisations sociales..	162
Tableau 26. Financement de la R&D des entreprises utilisant le CIR en 2010.....	172
Tableau 27. Évolutions des paramètres du crédit d'impôt recherche entre 2003 et 2010	186
Tableau 28. Évolution de la répartition du total des aides à la R&D par catégories d'entreprise	189
Tableau 29. Participation au dispositif d'aide entre 2003 et 2010 suivant les caractéristiques de 2003 et 2007	198
Tableau 30. Effet sur l'emploi hautement qualifié calculé pour l'année qui précède l'obtention d'une première aide	203
Tableau 31. Répartition par secteur et dispositif d'aide des entreprises de la base d'estimation	208

Tableau 32. Évolution des caractéristiques médianes des entreprises de la base d'estimation	209
Tableau 33. Évolution des niveaux médians de la génération 2004 et comparaison aux entreprises jamais aidées.....	211
Tableau 34. Comparaison aux entreprises jamais aidées lors de la première année d'aide ...	212
Tableau 35. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010 pour les entreprises toujours présentes depuis 2003.....	215
Tableau 36. Effet annuel agrégé par rapport aux entreprises aidées à partir de 2010 pour les entreprises toujours présentes depuis 2007.....	215
Tableau 37. Modèle de demande en emploi hautement qualifié des petites entreprises aidées au moins une fois entre 2003 et 2010 (équation (1)).....	217
Tableau 38. Estimation de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2003 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu.....	218
Tableau 39. Estimation de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises par rapport à 2007 sur l'emploi hautement qualifié total et comparaison au supplément d'aide reçu.....	219
Tableau 40. Comparaison par grands secteurs d'activité de l'effet du supplément d'aide à la R&D obtenu par les petites entreprises sur l'emploi hautement qualifié non financé par des aides (entreprises de 2003).....	220
Tableau 41. Comparaison par grands secteurs d'activité de l'effet du supplément d'aide à la	221

Liste des Figures

Figure 1. Aides à la R&D des entreprises et DIRDE : comparaison internationale en 2010 ...	10
Figure 2. TMEP dans le cas d'un célibataire sans enfant.....	37
Figure 3. Taux marginaux par cas-types pour différentes configurations familiales	38
Figure 4. Distribution des TMEP	48
Figure 5. Distribution des TMEP par centile de revenu	49
Figure 6. Décomposition des TMEP moyens par type de transfert	51
Figure 7. TMEP moyens sur l'ensemble de la distribution selon le type de configuration familiale (Scénario 1)	53
Figure 8. TMEP moyens en fonction du coût du travail selon la configuration familiale	54
Figure 9. TMEP moyens selon le genre et le statut marital (scénario 1).....	55
Figure 10. TEPE moyens selon le scénario	57
Figure 11. TEPE moyens selon la configuration familiale (scénario 1).....	57
Figure 12. TEPE moyens selon le sexe (scénario 1)	58
Figure 13. TMEP et TEPE selon l'année de législation et le scénario d'incidence.....	61
Figure 14. TMP supérieur et inférieur de l'impôt sur le revenu	123
Figure 15. Effet des réformes de la décote en 2015 sur le taux marginal et moyen d'imposition	123
Figure 16. Effet des réformes du plafonnement du quotient familial sur les TMP.....	124
Figure 17. Effet de la création du RSA activité sur les Taux Marginaux de Prélèvements ...	125
Figure 18. Taux de croissance moyen du revenu du travail en fonction du niveau de revenu	128
Figure 19. Taux de rétention marginaux par année en fonction du niveau de revenu	131
Figure 20. Delta log du TRMa en fonction du Delta log de son instrument	134
Figure 21. Delta log du revenu du travail en fonction du Delta log du TRMa mécanique	135
Figure 22. Montant des aides à la R&D par catégories d'entreprise.....	188
Figure 23. Aides à la R&D des TPE et PME.....	189
Figure 24. Part de la R&D subventionnée dans la VA	190
Figure 25. Évolution de l'emploi et de la dépense en emploi consacrés à la R&D	192
Figure 26. Évolution des aides à la R&D consacrées à l'emploi.....	193
Figure 27. Taux d'aide pour l'emploi consacré à la R&D.....	193
Figure 28. Évolution de l'emploi R&D non financé par les aides publiques	194
Figure 29. Evolution de différentes variables par rapport à 2003.....	202
Figure 30. Effet moyen annuel du traitement pour les traités par rapport aux entreprises jamais aidées et par rapport à l'année précédant le traitement	213
Figure 31. Comparaison avec l'évolution de l'emploi hautement qualifié des entreprises aidées à partir de 2010.....	214

Figure 32. Comparaison avec l'évolution de la dépense privée en emplois hautement qualifiés des entreprises aidées à partir de 2010214