

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

THESE

Pour obtenir le grade de
Docteur de l'École des Hautes Études en Sciences Sociales en Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 4 décembre 2008 par

Camille LANDAIS

ESSAIS EN ÉCONOMIE PUBLIQUE :
FISCALITÉ, HAUTS REVENUS, FAMILLES

Directeur de thèse : M. Thomas PIKETTY

Composition du jury :

M. Tony ATKINSON	Professeur à l'Université d'Oxford - Nuffield College - <i>Rapporteur</i>
M. Bernard SALANIÉ	Professeur à Columbia University (NY) - <i>Rapporteur</i>
M. Alain TRANNOY	Directeur d'études à l'EHESS
M. Etienne WASMER	Professeur à l'Institut d'Etudes Politiques de Paris
M. Thomas PIKETTY	Directeur d'études à l'EHESS

Remerciements

Cette thèse, il faut bien l'avouer, doit énormément à beaucoup de monde ! A tout seigneur, tout honneur, je voudrais commencer par remercier Thomas Piketty qui a dirigé ce travail, et qui a plus que contribué à façonner mon parcours. Depuis ce jour où je suis rentré dans son bureau pour lui dire que j'allais faire du Conseil, et en suis ressorti avec une allocation de thèse pour 3 ans, il a su me faire mesurer à quel point j'étais incapable d'échapper à la recherche. Son travail, sa disponibilité, son intelligence ont été pour moi des moteurs et des modèles. Je veux également le remercier pour le soutien et la confiance qu'il m'a témoignés tout au long de ce travail.

Je remercie également spécialement Tony Atkinson et Bernard Salanié d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse. Pour Tony Atkinson, c'est une forme de double peine, après avoir déjà accepté de participer à mon jury de soutenance de mi-parcours. A l'époque où tout ce travail n'était qu'un douloureux balbutiement, il a su me prodiguer, avec sa gentillesse légendaire et son intelligence, les meilleurs conseils pour que cette thèse parvienne à avancer.

Je remercie vivement Alain Trannoy et Etienne Wasmer d'avoir accepté de faire partie du jury. Je dois de surcroît à Alain Trannoy d'avoir publié dans sa revue *Economie Publique* mon premier travail de recherche, et je veux le remercier pour la confiance qu'il m'a alors accordée.

Je voudrais tout spécialement remercier Emmanuel Saez, dont les travaux sont pour moi des modèles, et qui m'excusera je l'espère de l'avoir si abondamment cité tout au long de cette thèse ! Il a toujours eu la patience de répondre à toutes mes questions, et toutes les remarques qu'il a faites sur mon travail m'ont immensément aidé à progresser. Je lui dois enfin d'avoir accepté de m'accueillir à Berkeley après la fin de ce travail pour continuer mes recherches. C'est un immense honneur pour moi.

Je tiens également à remercier mes co-auteurs : Gabrielle Fack, Antoine Bozio et Pierre-Yves Cabannes. Gabrielle, la passionaria du pôle Jourdan, a eu l'idée lumineuse du projet sur les dons aux oeuvres. Elle m'a regalé au cours de notre séjour à Bercy de son intelligence et de sa bonne humeur. C'est un grand plaisir de travailler avec elle, et je suis fière aujourd'hui de la compter parmi mes amies chères. Pierre-Yves Cabannes a partagé pendant 2 ans le bureau A01 à Jourdan avec moi. Il a été le témoin patient de mes questions et de mes doutes, et le complice de ma passion pour l'histoire et pour le football. Je profite donc de ces lignes pour lui témoigner toute mon admiration et toute mon amitié. Antoine Bozio, enfin, le petit suisse venu sauver le système de re-

traite français, m'a appris aussi bien les codes html que l'art de Latex. Son travail sur les retraites nous a permis de programmer toute la législation historique des retraites en France sur les données CNAV, afin de microsimuler les pensions du régime général.

Cette thèse n'aurait pas pu voir le jour sans l'aide de ceux qui ont accepté de rendre disponibles les données nécessaires aux travaux empiriques. De ce point de vue, une mention spéciale va aux responsables du Bureau des Etudes Fiscales de la DGTE au Ministère de l'économie et des finances : Fabrice Pesin, Sandrine Duchêne et Cedric Audenis. Ils m'ont accueilli pendant un long stage à Bercy et ensuite toujours encouragé à poursuivre mes recherches sur les données de l'impôt sur le revenu. A l'INSEE, je veux remercier Pacal Chevallier qui m'a permis d'accéder aux données de l'ERF dans le cadre d'un stage à la Division Revenus et Patrimoines des ménages. A la CNAV, je voudrais remercier Patrick Hermange, Isabelle Bridenne, Vincent Poubelle, et tout spécialement Bertrand Cousin pour sa disponibilité, son travail et son accueil. À la Direction de la recherche, des études de l'évaluation et des statistiques (DREES), Nicole Roth et Carine Burriland ; À la Caisse nationale d'allocations familiales (CNAF), Hélène Paris, Florence Thibault et Muriel Nicolas. Au Conseil d'orientation des retraites (COR), Yves Guegano et Jean-Michel Houriez À la CFDT, Yves Verollet, Aurélie Rousseau, Sophie Gaudeul, Emmanuel Mermet, Alain Petitjean, Philippe Le Clézio, Michel Langlois.

Nombreux ont été les chercheurs qui ont pris le temps de m'écouter et de m'apporter leurs conseils et leurs remarques constructives. Je tiens à les remercier, et en particulier Sandra Black, Pierre Pestieau, Marc Gurgand, Eric Maurin, Dan Silverman, Wojciech Kopzuck, Esther Dufflo, Raj Chetty, Richard Blundell, Claudia Senik.

Je remercie en outre de nombreux participants aux séminaires et conférences à l'occasion desquels une partie de mes travaux a été présentée. Les commentaires fructueux de l'ensemble des participants de ces séminaires m'ont été très précieux pour améliorer mon travail. Je remercie en particulier les participants du Lunch séminaire, du CREST Microeconometrics seminar, du séminaire Inégalités de l'INSEE, de l'"IFS seminar", de la conférence NBER-TAPES et ceux du Congress of the International Institute for Public Finance.

L'équipe d'**Ecopublic** mérite une mention spéciale : ses géniaux initiateurs, Antoine Bozio et Julien Grenet m'ont permis de participer au projet depuis sa genèse. L'équipe d'Ecopublic, c'est une vraie bande, avec Gabrielle, Laurent Bach, Emmanuel Frot, Clément Carbonnier, Fabien Dell, Mathieu Valdenaire, et désormais Guilhem Cassan. La réussite du projet m'a montré que notre travail quotidien pouvait avoir une résonance utile auprès d'un public plus large que celui du seul monde académique. Elle m'a conforté dans mon choix de faire de la recherche. Elle me remplit également, avouons-le, d'une certaine fierté !

Le tableau ne serait pas complet sans saluer Julien Grenet, bien sûr, qui a partagé l'enfer de la fin de thèse avec moi. Je veux également saluer Facundo Alvaredo, Francesco Avvisati, Maria Bas, Milo Bianchi, Juan Carluccio, Nicolas Coeurdacier,

Thibault Fally, Elvire Guillaud, Peter Haan, Elise Huillery, Dede Houeto, Ivan Le-dezma, François Legrand, Florian Mayneris, Holger Stichnoth, Thomas Vendryes.

J'aimerais encore remercier mes parents et mon frère, pour des raisons qui dépassent largement le cadre de ce travail, mais c'est toujours un plaisir de le faire. Et la meilleure pour la fin. Saura-t-elle se reconnaître ? Elle dont l'impatience m'a fait pousser des ailes. 3 ans déjà, comme cette thèse ! Elle est devenue ma femme. Merci.

A Liana, évidemment

Table des matières

Remerciements	ii
Introduction générale	1
I FISCALITÉ ET HAUTS REVENUS	19
1 Top incomes in France : Booming inequalities ?	23
1.1 Data & Methodology	25
1.2 The recent rise of top incomes	28
1.2.1 The fanning-out of the income distribution in France	28
1.2.2 The composition of top incomes	32
1.2.3 Top income shares	33
1.3 Top wage incomes	37
1.3.1 The unprecedented increase of wage inequalities	37
1.3.2 Income and wage mobility	41
1.4 Continental Europe bridging its gap?	45
1.4.1 Recent trends in top income shares in Europe	45
1.4.2 The role of taxation	46
2 The elasticity of taxable income and the optimal taxation of top incomes in France	53
2.1 The elasticity of taxable income: theory, data and methodology	55
2.2 Baseline results	65
2.2.1 Basic results	65
2.2.2 Heterogeneity	67
2.2.3 Controlling for time-varying income distribution changes	70
2.3 The elasticity of taxable income among top incomes	72
2.3.1 Data: Exhaustive panel of the richest taxpayers	72
2.3.2 Empirical strategy: censored quantile regressions	73
2.3.3 Results	76
2.3.4 Robustness	80
2.4 Implications for the optimal taxation of top incomes in France	82
2.5 Conclusions	87

II	FISCALITÉ ET BIENS PUBLICS : LE CAS DE L'ALTRUISME	89
3	Are tax incentives towards charitable giving efficient? Evidence from France	93
3.1	Evaluating tax incentives	98
3.2	The French Tax System and Charitable Contributions	104
3.2.1	French tax incentives towards philanthropy	105
3.2.2	Data	107
3.2.3	The impact of the reform: first evidence	108
3.3	Estimation strategy	112
3.3.1	Modeling charitable giving:	112
3.3.2	The principle of censored quantile regressions:	113
3.3.3	Exogenous variations of the tax reduction rate	118
3.4	Results	120
3.5	Robustness	129
3.5.1	Log-log specification	129
3.5.2	Time variations of the gift distribution	130
3.6	Conclusion	135
III	FISCALITÉ & POLITIQUES FAMILIALES	151
4	Un chiffrage global des politiques familiales par microsimulation	155
4.1	Chiffrage global des différents outils de la politique familiale	157
4.2	Les droits familiaux au sein du système de retraite	160
4.2.1	Panorama de la législation actuelle	160
4.2.2	Les estimations disponibles du coût des droits familiaux	164
4.3	Les droits familiaux de retraite : de nouvelles estimations	167
4.3.1	Les données utilisées	167
4.3.2	Les bonifications de pension pour enfants	169
4.3.3	Les majorations de durée d'assurance (MDA)	170
4.3.4	L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)	171
4.3.5	Des droits familiaux de retraite constants dans le PIB?	173
4.4	Les prestations familiales	178
4.5	La fiscalité	180
4.6	Les minima sociaux	187
4.7	Les avantages familiaux dans la politique du logement	191
4.7.1	Présentation et législation	191
4.7.2	Le calcul de la composante familiale des aides au logement	194
4.8	Les dépenses directes des administrations publiques	196
4.9	Une politique moyennement redistributive?	199
4.9.1	La redistribution horizontale	199
4.9.2	La redistribution verticale	202
4.10	Les droits familiaux de retraite et l'offre de travail en fin de carrière	208
4.11	Conclusion	211

5 Le Quotient familial a-t-il stimulé la natalité française ?	213
5.1 Introduction	215
5.1.1 Les effets théoriques du quotient familial :	215
5.1.2 Brève revue de la littérature empirique	216
5.1.3 Données et méthode	219
5.2 L'impôt sur le revenu, un instrument original de politique familiale	221
5.2.1 Brève histoire des mesures familiales de l'IR	222
5.2.2 Fécondité et structures familiales des hauts revenus	229
5.3 Estimations de l'impact des incitations financières sur la fécondité sur données agrégées	230
5.3.1 Introduction d'un plafonnement des effets du Quotient Familial (1981)	233
5.3.2 Introduction de la demi-part supplémentaire au 3ème enfant.	237
5.4 Estimations de l'impact du plafonnement du QF en 1998	243
5.4.1 Motivation et méthode	243
5.4.2 Résultats	249
5.5 Conclusions	255
 Conclusion générale	 255
 ANNEXES	 265
 Méthode de chiffrage des avantages familiaux des retraites par micro-simulation	 265
 Méthode et résultats de l'estimation de la composition familiale et du nombre moyen d'enfants des hauts revenus.	 273
 Méthode et résultats de l'estimation des incitations fiscales à la fécondité des hauts revenus	 287
 <i>Bibliographie</i>	 294
 <i>Liste des tableaux</i>	 296
 <i>Liste des figures</i>	 299

Introduction générale

“L’impôt est intimement lié à l’histoire générale, à l’histoire économique certes, mais aussi, et plus qu’on ne le croirait, à l’histoire politique. Il est peu d’institutions qui aient plus profondément marqué la vie des hommes, leurs relations et leurs progrès.”

Gabriel ARDANT, Histoire de l’impôt, livre I, Fayard, 1971

“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

à propos du *Projet d’une dixme royale* de Vauban, in *Histoire de l’analyse économique*, Tome I, Gallimard, 2004

Cette thèse a pour thème central la fiscalité et l’imposition des ménages, abordés du point de vue de l’économie positive. Par fiscalité, nous entendons ce que les anglo-saxons ont communément l’habitude d’appeler *taxation*, et qui recouvre non seulement les prélèvements, mais aussi l’ensemble des transferts qui en sont la contrepartie. La fiscalité est un objet historiquement bien constitué dans le corpus scientifique économique. Ricardo, Ramsay, Pigou, Mirrlees, Atkinson, Stiglitz, Diamond : la liste est longue des contributions majeures. Pourquoi alors continuer à

s'intéresser à la fiscalité? Parce qu'elle demeure le point nodal de l'action publique.

Avec des prélèvements obligatoires représentant entre 40 et 45% du PIB au cours de ces 15 dernières années, les questions fiscales ont pris en France une importance toute particulière. La France a expérimenté au cours des 20 dernières années des réformes nombreuses et subi des bouleversements qui ont considérablement modifié la structure de l'imposition des ménages. Création de la CSG, réduction importante du poids de la fiscalité progressive sur les revenus (via l'impôt sur le revenu dont les recettes, qui représentaient plus de 5% du PIB en 1981, en représentent aujourd'hui moins de 3%), création du RMI et de la prime pour l'emploi, multiplication des dispositifs dérogatoires (la France en compte désormais près de 500 ¹ dont près de 350 au titre de l'impôt sur le revenu), abaissement important des droits de succession et de la fiscalité des patrimoines, approfondissement de la concurrence fiscale au sein de l'Union Européenne,...

Si l'on replace le système fiscal français, et plus généralement ceux des pays développés dans leur histoire longue², les bouleversements de la question fiscale apparaissent plus impressionnants encore. Explosion de la part des prélèvements obligatoires dans la richesse nationale (de moins de 10% au début du siècle à environ 35% en moyenne, 36.2% pour les pays de l'OCDE en 2005), passage d'une fiscalité d'accises à une fiscalité essentiellement fondée sur les revenus, généralisation des systèmes d'assurance sociale assis sur les revenus, développement d'une fiscalité progressive,...Le chemin est passionnant, qui mène de l'impôt égyptien, calculé sur les crues du Nil, à la *Prime pour l'emploi*. Il nous montre qu'il est peu de domaines où l'économie s'y définit aussi profondément comme une science *politique*. Et où l'on attend de l'analyse, qu'elle soit normative ou positive, de pouvoir déboucher sur des applications pratiques. Car les systèmes fiscaux ne sont pas immuables : ils évoluent avec les institutions, avec la vie des hommes et leurs relations. L'abolition de l'impôt sur les successions aux Etats-unis, le développement des systèmes de *flat tax* sur les revenus,

¹Source : Rapport annuel du conseil des impôts sur la fiscalité dérogatoire (2003).

²Pour une présentation extensive, on pourra se reporter aux 2 tomes de l'*Histoire de l'impôt* de Gabriel Ardant, Fayard, 1972. Pour une présentation générale, voir Salanie (2002).

montrent que les systèmes fiscaux sont en mutation permanente.

Toutes ces mutations posent évidemment des questions très importantes à l'économiste, mais aussi plus prosaïquement, pour les finances publiques, et enfin, au citoyen. Un des principes fondamentaux de l'imposition est en effet celui du consentement à l'impôt, le fameux "no taxation without representation" qui de la *Magna Carta* jusqu'à la Révolution américaine a fait de l'impôt un outil puissant de transformation des systèmes politiques. La toute première motivation de cette thèse vient sans doute du désir, mi-naïf, mi-prosélyte, de pouvoir apporter des éléments d'analyse positifs pour l'amélioration du système fiscal français. "Bien que je n'aye aucune mission pour chercher ce moyen, et que je sois peut-être l'homme du royaume le moins pourvû des qualitez nécessaires à le trouver ; je n'ay pas laissé d'y travailler" disait Vauban. L'auteur de cette thèse est incroyablement moins qualifié que l'illustre ingénieur de Louis XIV, mais il faut croire que la volonté d'éclairer la décision publique est une passion toute française. La deuxième motivation de ce travail est donc une conséquence directe de la première : c'est le constat que les évaluations précises des effets de notre système fiscal sont un domaine si vaste et si ardu, qu'il existe encore une place dans le débat académique, comme dans le débat citoyen, pour des études fiscales sur données françaises. En particulier, les bouleversements de l'imposition des ménages brassent des problématiques complexes (impact sur l'offre de travail, élasticité du revenu imposable, impact de la fiscalité sur les comportements familiaux, rôle de l'impôt dans la formation des inégalités, etc.) autour desquelles un consensus n'a souvent pas encore émergé. L'objet de notre travail est donc de proposer sur quelques unes de ces problématiques des tentatives d'évaluation des politiques fiscales.

Problématique générale

Pour pouvoir évaluer les politiques fiscales, il faut d'abord les ramener à leurs objectifs. On peut essentiellement leur en assigner trois. La taxation sert avant tout à lever des revenus pour financer la puissance publique ou la production de biens publics.

L'impôt sert également à corriger les externalités et peut donc viser à influencer des comportements producteurs d'externalités ou considérés comme des biens publics : s'éduquer, faire des enfants, travailler, etc. La fiscalité est enfin un vecteur de redistribution des revenus et joue ainsi un rôle dans l'accès à une répartition jugée socialement désirable des ressources. Les macroéconomistes ajoutent souvent à ces trois objectifs un quatrième, celui de la stabilisation macroéconomique, mais que nous ne traiterons pas ici.

Une fois ces objectifs posés, la pertinence des politiques fiscales doit être appréciée au regard du grand nombre de contraintes et de paramètres qui peuvent contribuer à définir une fiscalité optimale. Notre travail vise à évaluer les politiques fiscales d'un point de vue essentiellement empirique, en les confrontant aux paramètres réels, estimés, qui permettent de caractériser la meilleure politique fiscale à un instant donné. Ceci est rendu possible par la révolution de la puissance de calcul des outils de traitement de données, et la mise à disposition progressive depuis une quinzaine d'années d'échantillons de plus en plus fins de données fiscales individuelles. Ces bases de données fiscales individuelles ont totalement bouleversé la pratique de l'évaluation des politiques fiscales, et ont également énormément apporté aux modèles théoriques en leur offrant des perspectives de simulations inédites de fiscalité optimale. Nous nous inscrivons en ce sens dans une lignée de travaux qui, depuis les contributions majeures de Feldstein, Hausman, Diamond, Poterba, Slemrod, Auerbach, Saez, vise à faire l'aller-retour entre les résultats normatifs de taxation optimale (ceux de Mirrlees, Atkinson-Stiglitz, Chamley-Judd, Diamond, etc.) et les recommandations pratiques de politique fiscale que l'on peut en tirer. Cet aller-retour est opéré grâce à l'estimation des paramètres pertinents des modèles théoriques de taxation, et repose donc sur la volonté de trouver des moyens d'identifier proprement ces paramètres, avant de les réinjecter dans des simulations d'impôt optimal. En France, nous nous inscrivons ainsi dans le sillon tracé par les travaux de Bourguignon, Piketty, Salanié et Laroque, Trannoy, etc.

L'ensemble des travaux présentés dans cette thèse cherchent tous à répondre à la

question de la détermination de la politique fiscale optimale au regard de la réalité des comportements et des préférences individuelles ou sociales. Ils s'articulent ainsi autour des problématiques suivantes :

- **Comment déterminer la politique fiscale optimale étant donnée la distribution des richesses et des revenus ?** (*Partie I*)

La distribution des revenus et des richesses est en effet un élément central pour la détermination de l'impôt optimal (Mirrlees (2006), Saez (2001), etc.). Elle détermine en effet la progressivité désirable du système fiscal compte tenu des préférences sociales pour la redistribution. Elle conditionne les recettes fiscales qu'il est possible d'engranger ou le coût des dispositifs d'incitation comme l'impôt négatif. La distribution des richesses peut être elle-même sous-optimale et nécessiter une fiscalité correctrice si certains individus sont contraints financièrement, si l'accumulation génère des comportements socialement sous-optimaux ou si l'héritage entraîne des distorsions dans la distribution socialement efficace du patrimoine. Une connaissance approfondie de l'évolution de la distribution des revenus est donc déterminante pour l'évaluation des politiques fiscales. Et plus précisément, appréhender les évolutions du haut de la distribution est d'une importance toute particulière. C'est précisément ce à quoi s'attelle le chapitre 1 de cette thèse.

- **Comment apprécier l'efficacité de notre système fiscal au regard des distorsions occasionnées par la taxation sur les comportements d'offre de travail et d'accumulation ?** (*Partie I & Partie III*)

L'imposition des revenus, que ces revenus soient issus du travail ou de l'épargne, distord la structure des prix attachés à la poursuite de différentes activités. Ces activités incluent l'offre de travail et l'épargne, mais il peut aussi s'agir de l'évasion fiscale ou la consommation de biens déductibles de la base imposable et

que la puissance publique décide de subventionner. En incitant les individus à modifier leurs comportements, la taxation joue sur le niveau de recettes qu'il est possible d'engranger. La manière dont la base imposable réagit aux variations des taux d'imposition est donc un paramètre central pour appréhender l'efficacité du système fiscal. Nous nous attelons à estimer l'élasticité de la base imposable de l'impôt sur le revenu dans le chapitre 2 de cette thèse afin de déterminer l'efficacité de la taxation des revenus en France. Dans les chapitres 4 et 5 nous donnons des éléments d'analyse sur la manière dont l'offre de travail des femmes réagit à la taxation, soit en fin de carrière dans le cadre du système de retraite, soit au moment de la maternité, via le mécanisme de "Quotient familial".

- **Notre système fiscal est-il optimal du point de vue des objectifs de correction des externalités qu'il se fixe ?** (*Partie II & Partie III*).

La fiscalité, en modifiant la structure des "prix" attachés à la poursuite de certaines activités peut également viser à corriger des externalités ou à encourager des comportements considérés comme des biens publics. Encourager fiscalement le fait de faire des enfants, ou de donner aux associations relève de cette logique. Il est donc crucial pour qualifier les systèmes fiscaux de pouvoir évaluer l'efficacité de ces incitations. Nous nous livrons dans le chapitre 3 à un examen approfondi de l'efficacité du système d'incitation aux dons aux oeuvres d'intérêt général et/ou d'utilité publique. Nous évaluons également dans le chapitre 5 l'impact des incitations fiscales à la fécondité.

- **Notre fiscalité répond-elle de manière adéquate à ses objectifs de financement des politiques publiques ?** (*Partie I, Partie II & Partie III*).

La question de l'impôt est en effet inséparable de la question de la dépense publique qu'il sert à financer. Il est donc crucial de soulever le problème du fi-

nancement optimal de certaines politiques. Ceci recouvre in fine plusieurs sous-questions. D'abord celle de lever le maximum de fonds en minimisant les distorsions, c'est-à-dire la perte sèche liée à la taxation. Nous abordons cette question dans le chapitre 2 concernant l'impôt optimal sur les hauts revenus. Ensuite, il s'agit de savoir si l'Etat est toujours le meilleur financeur de la production de certain biens publics ou partiellement publics : ceci pose la question de la répartition optimale public/privé dans le financement d'un certain nombre de biens publics. C'est en partie la question que nous posons dans le chapitre 3 quant au financement des associations et fondations. Faut-il aller vers un modèle où le financement des fondations est pris en charge plus largement par le privé, permettant un gain d'efficacité et un élargissement du financement du secteur caritatif/"non-profit" ? Enfin, la fiscalité doit également s'interroger sur la forme optimale des transferts issus des fonds prélevés par l'impôt. Car les transferts ont les mêmes effets potentiellement distorsifs sur les comportements que les prélèvements. Etant donné un certain objectif de redistribution (vers les bas revenus, vers les familles) quelle est la forme des transferts publics la plus efficace, le plus pertinente, celle qui minimise les distorsions et répond le mieux aux objectifs fixés ? Nous discutons ce problème de manière approfondie dans le chapitre 4 en ce qui concerne la politique familiale française.

- **Comment notre système fiscal modifie-t-il les comportements familiaux et comment en déduire l'unité pertinente de taxation ?** (*Partie III*).

La taxation des ménages influence les comportements familiaux. En France en particulier, le fonctionnement de l'impôt sur le revenu, par l'imposition jointe des époux doublée du système de quotient familial, vise à favoriser la fécondité, mais impose marginalement très fortement le second apporteur de ressources du ménage, décourageant de ce fait le travail. La politique fiscale doit donc se poser la question de l'unité adéquate d'imposition des revenus (ménage vs

individu). Pour cela il faut pouvoir disposer d'une idée de la manière dont l'imposition affecte réellement l'offre de travail et la fécondité au sein du ménage. Nous abordons cette question dans le chapitre 5.

Un accent tout particulier est mis au sein de chacun des chapitres sur la question des *hauts revenus*. Nous avons par l'utilisation de données inédites tâché d'apporter un éclairage nouveau sur les comportements des hauts revenus face au système fiscal. Les hauts revenus constituent en effet une population dont les comportements sont de première importance sur chacun des sujets de fiscalité que nous traitons ici. Du point de vue de l'élasticité du revenu imposable, et de l'évolution générale des inégalités, bien sûr. Car la forme de la distribution des revenus, et la manière dont les hauts revenus modifient un certain nombre de leurs comportements avec la taxation (offre de travail, consommation de biens déductibles du revenu imposable, évasion fiscale, etc.) est décisive pour envisager la taxation optimale des revenus. Pour ce qui est de l'altruisme, les comportements de dons aux fondations sont extrêmement concentrés en fonction du niveau de revenu. Savoir comment les individus les plus fortunés réagissent aux incitations fiscales à donner est donc une question centrale pour déterminer la politique optimale de financement du monde associatif et des fondations. Enfin, la fiscalité familiale est essentiellement tournée vers les hauts revenus. Le système fiscal français continue, en dépit du plafonnement des effets du Quotient familial, de dépenser des sommes conséquentes vers les familles à hauts revenus. Estimer l'impact de ces mesures est donc important du point de vue des finances publiques. Les hauts revenus offrent par ailleurs une population de choix pour estimer l'effet des incitations financières sur les comportements familiaux, par l'ampleur des interventions légales qui ont modifié leur structure d'incitation fiscale à la natalité tout au long du XX^e siècle.

Les travaux réunis se focalisent essentiellement sur l'imposition des revenus, et nous négligeons la taxation de la consommation, ainsi que la taxation du capital (impôts sur le patrimoine et impôts sur les sociétés). Ajoutons que nous n'abordons pas un autre pan important, celui de l'économie politique de la fiscalité, qui est décisif

pour comprendre la structure effective des systèmes fiscaux. En effet, la structure politique des Etats conditionne fortement la forme de leur fiscalité. Déterminer les mécanismes par lesquels une société décide de son système de prélèvements et du niveau de redistribution qu'elle souhaite atteindre est une question passionnante, mais que nous ne traitons pas à proprement parler dans notre travail.

Données

Notre travail est avant tout un travail d'empiriste. Une des contributions de cette thèse est ainsi la mobilisation d'un corpus de données fiscales inédites, soit que nous les ayons constituées à partir de sources inédites, soit qu'elles n'aient encore jamais été utilisées à des fins d'évaluation de politiques publiques. Pour résumer, nous avons travaillé autour de 4 grands types de données :

- **Les données fiscales agrégées historiques et exhaustives (Etats 1921) :**

Il s'agit de tabulations produites par l'administration fiscale depuis la création de l'impôt sur le revenu, et croisant chaque année des informations issues de l'exhaustif des déclarations de revenus en France³. Ces données nous ont permis dans le chapitre 1 de déterminer l'évolution du haut de la distribution des revenus en prolongeant les séries de Piketty (2001). Nous avons également exploité dans ces tableaux exhaustifs l'ensemble des indications sur les structures familiales des contribuables afin de reconstruire l'histoire familiale des hauts revenus depuis 1914. Nous avons pu en effet interpoler chaque année la distribution des revenus par situation familiale et ainsi construire des séries longues du nombre d'enfant des hauts revenus au cours du 20ème siècle, séries que nous utilisons pour calculer l'impact des incitations fiscales sur les comportements de fécondité des hauts revenus au cours du temps.

³Pour une description complète de ces sources, voir Piketty (2003)

- **Les fichiers fiscaux lourds et légers :**

Ces fichiers sont des échantillons de déclaration de revenus créés chaque année par l'administration fiscale. Les échantillons lourds existent depuis 1997 et comportent environ 500 000 observations chaque année. Les échantillons légers sont disponibles pour les années 1990 à 1997 et comportent environ 40 à 50 000 observations. Ces échantillons sont des “coupes transversales” annuelles, échantillonnées par strates de revenu imposable. La qualité de ces données provient du fait qu'elles suréchantillonnent les hauts revenus et qu'elles comportent l'ensemble des informations contenues dans les déclarations fiscales des contribuables. Nous tirons parti de ces fichiers pour approfondir l'analyse de l'évolution des hauts revenus dans le chapitre 1. Nous utilisons également ces fichiers pour les chapitres 2 et 3. Nous nous servons de la particularité d'échantillonnage exhaustif au delà d'un certain niveau de revenu imposable pour construire un panel de hauts revenus et ainsi estimer la réaction des hauts revenus aux réformes de l'impôt sur le revenu dans le chapitre 2.

- **L'Enquête Revenus fiscaux :**

Les enquêtes revenus fiscaux sont produites conjointement par l'INSEE et la Direction Générale des Impôts en croisant les données des déclarations de revenu et celles de l'enquête Emploi pour les ménages tirés dans l'échantillon de l'enquête Emploi. Ces fichiers ont l'avantage d'offrir une vision complète du ménage (et non du seul foyer fiscal comme dans les échantillons fiscaux) et de pouvoir ainsi simuler l'ensemble des impôts et transferts publics du ménage. Ils servent en particulier à déterminer les statistiques de niveau de vie de l'INSEE. Ils donnent également des indications socio-démographiques précieuses (activité, niveau de diplôme, etc.) sur l'ensemble des individus du ménage. Nous utilisons ces fichiers dans le chapitre 5 pour évaluer l'impact du plafonnement du quotient familial sur la fécondité et l'offre de travail des femmes.

- **L'Echantillon de pensionnés CNAV et l'Echantillon Interrégime des Retraités (EIR) :**

Nous avons également utilisé pour cette thèse des données des caisses de retraite. La caisse nationale d'assurance vieillesse constitue des échantillons du stock de ses pensionnés comportant l'ensemble des données de carrière et de liquidation de pension de retraite des assurés au régime général. Nous utilisons en outre l'EIR produit par la DREES en 2004, qui est un échantillon de retraités français liquidant leur retraite au sein de différents régimes de retraites. L'ensemble de ces données "retraite" nous sert à microsimuler dans le chapitre 4 la dépense de politique familiale des retraites, et proposer un premier aperçu des effets désincitatifs de la taxation implicite des retraites sur l'activité des seniors.

Méthode

L'évaluation des politiques fiscales requiert de jongler avec un large éventail de méthodes d'analyse. On peut pour résumer classer les méthodes que nous avons utilisées selon trois axes.

Les méthodes de chiffrage :

Le premier impératif des finances publiques est celui de pouvoir compter, chiffrer, dénombrer son objet. Aussi trivial que cela puisse paraître, c'est souvent le premier point d'achoppement dans l'évaluation des politiques fiscales. Par manque de données, par manque d'information, le législateur est souvent amené à prendre des décisions dans le brouillard. Nous avons détaillé plus haut les principales sources que nous avons utilisées. Ces sources à l'état brut nécessitent toutefois des retraitements importants pour délivrer les informations qu'elles recèlent. C'est alors qu'interviennent les techniques de chiffrage. Nous avons ici utilisé principalement deux grands types

de méthode. Nous avons procédé par *interpolation* pour reconstruire la distribution des hauts revenus et l'histoire familiale des hauts revenus, en utilisant la propriété intéressante que le haut de la distribution des revenus est étonnamment bien approximé par des lois de Pareto. Nous avons également utilisé des *microsimulations*, pour simuler l'imposition des revenus dans le chapitre 2, et pour chiffrer l'ensemble de la politique familiale dans le chapitre 4. Le principe est simple et consiste à partir de fichiers individuels à simuler les avantages touchés par un individu pour différentes législations données.

Les méthodes d'identification :

Notre travail vise à déterminer empiriquement les paramètres pertinents dont les résultats théoriques ont besoin pour donner lieu à des recommandations pratiques de politique publique. Tout repose donc sur la qualité de l'identification de ces paramètres, et en particulier sur la possibilité d'identifier des relations causales entre les grandeurs d'intérêt pour l'économiste. C'est un domaine sur lequel la science économique, et économétrie a énormément progressé depuis une vingtaine d'années⁴. Nous avons donc essayé de mobiliser autant que possible les méthodes les plus adéquates d'identification utilisés en économie empirique. Nous avons en particulier user des méthodes d'identification dans le cadre d'expériences "pseudo-naturelles", en simple ou double différence, mais également de méthodes d'identification par variable instrumentale, et même tâcher d'identifier des paramètres en estimant directement des formes fonctionnelles. Nous avons essayé à chaque fois de discuter autant que possible des avantages et limites de chacune de ces méthodes appliquées à l'identification de nos paramètres d'intérêt.

Méthode d'estimation :

Une fois l'identification possible, il faut encore estimer correctement les paramètres d'intérêt. Ceci nécessite de recourir aux techniques statistiques idoines. Notre travail, du fait du type de données fiscales utilisées, a souvent eu affaire aux questions de

⁴On pourra se reporter pour un exposé général des problèmes d'identification causale en économie à l'article de James Heckman, "*Econometric causality*", IZA Working Paper No. 3425, Mai 2008.

modèles à variable dépendante limitée, tronquée, censurée. Une des contributions de cette thèse est également d'avoir tenté de mettre à profit les avancées les plus récentes de la théorie économétrique des modèles de censure pour l'évaluation des politiques fiscales. Nous avons ainsi essayé de développer des applications originales des techniques de regressions quantiles censurées proposées récemment dans la littérature économétrique par Chernozhukov and Hong (2002), Buchinsky and Hahn (1998b), ou encore Koenker (2005).

Principales contributions et plan de thèse

Les principaux résultats et principales contributions de notre travail peuvent se résumer ainsi :

- **Partie I : Fiscalité et Hauts revenus :**

La première partie de cette thèse s'intéresse au problème de la fiscalité des hauts revenus. Les hauts revenus représentent un enjeu crucial pour la fiscalité des revenus car ils sont une base fiscale importante, et parce que leurs comportements (offre de travail, évasion fiscale, etc.) sont réputés très élastiques à la taxation. Ils conditionnent donc les capacités redistributives autant que l'efficacité de notre système fiscal.

Le **chapitre 1** utilise des données fiscales agrégées croisées avec des échantillons de déclarations de revenus suréchantillonnant le haut de la distribution des revenus, apportant une description inédite de l'évolution des hauts revenus pour la période récente, impossible à documenter à partir des seules enquêtes traditionnelles sur les ménages. Nous montrons que les inégalités de revenus ont crû au cours de la période récente en France, occasionnant une déformation de la structure des revenus au profit du "haut" de la distribution. Cette croissance des très hauts revenus est en grande partie imputable à l'explosion des

hauts salaires en France, croissance déjà observée dans les pays anglo-saxons. Ces résultats ne sont pas dus à une modification de la mobilité au sein des hauts revenus qui est demeurée très stable, et étonnamment comparable à celle observée dans des pays comme le Canada où les inégalités de revenus sont bien plus importantes qu'en France. Nous examinons ensuite attentivement le rôle possible de la fiscalité dans l'explosion des inégalités et concluons qu'elle ne peut être tenue pour responsable de la croissance rapide des hauts revenus en France dans la période récente. Ceci appelle donc à approfondir l'analyse des déterminants de l'explosion des hauts revenus observée dans les pays développés depuis 25 ans et dont ni les théories du commerce international, ni les explications en termes de progrès technique biaisé ni enfin les théories de type "superstar" ne parviennent vraiment à rendre compte.

Le **chapitre 2** propose pour la première fois sur données françaises des estimations de l'élasticité du revenu imposable à la taxation en France. L'identification s'appuie sur 3 importantes réformes de l'IR entre 1998 et 2006, en suivant dans un premier temps la stratégie d'estimation de Gruber & Saez (2002) qui permet de tenir compte des problèmes d'endogénéité, de régression vers la moyenne, et de modification de la distribution des revenus qui peuvent traditionnellement handicaper l'estimation. Dans un second temps nous nous focalisons sur les hauts revenus en utilisant un panel exhaustif des 0.1% des foyers les plus riches constitué à partir des échantillons lourds. Nos résultats démontrent que l'élasticité de court terme des revenus imposables à la taxation via l'IR est faible en France, de l'ordre de .05 pour l'ensemble de la population. Ceci est dû à la forte progressivité de l'IR qui exclut une grande partie des foyers de l'imposition. Pour les hauts revenus, l'élasticité du revenu imposable est plus forte, de l'ordre de .15, ce qui demeure toutefois modeste, par comparaison des résultats sur données américaines. Une explication tient au fait que les composantes très élastiques du revenu (stock-options) des très hauts salaires sont soumises à un taux proportionnel qui est resté fixe. Les ménages à hauts revenus ont donc *in fine* peu de latitude pour modifier leur revenu imposable à l'IR dans le court

terme si l'on excepte les indépendants, dont l'élasticité, de l'ordre de .5, est clairement plus forte que celle des salariés. Quoi qu'il en soit, ces résultats suggèrent que la perte sèche de la taxation des hauts revenus en France est sans doute beaucoup plus faible que ce qu'on l'on tend à admettre communément.

- **Partie II : Fiscalité et Biens publics**

La France souffre d'un niveau relativement modeste de financement privé des associations et fondations. Avec des dons représentant en moyenne 0,08 à 0,09% du PIB, le niveau des contributions privées apparaît 2 à 2,5 fois inférieur à celui de la Grande-Bretagne et près de 15 fois plus faible que celui des Etats-Unis. Or l'impact positif de ces financements privés a depuis longtemps été reconnu pour les activités de recherche et d'enseignement supérieur, dans le domaine culturel par le biais du mécénat, ou encore dans le domaine social et caritatif. La question se pose donc des moyens les plus pertinents pour encourager ces dons. Le **chapitre 3** tache d'y répondre de manière approfondie en tirant parti de 2 réformes du taux de réduction d'impôt sur les dons aux oeuvres en France en 2003 et 2005, qui font aujourd'hui du dispositif fiscal français de soutien aux dons le plus généreux des pays développés. Nous présentons ainsi des estimations inédites de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu des dons aux associations, qui permettent d'éviter les écueils de l'endogénéité et de la simultanéité des variations du prix et du revenu rencontrés dans les études existantes. Nos résultats démontrent que l'impact des incitations fiscales sur les dons est faible et dépend crucialement du niveau de revenu. Nous montrons que notre estimation de l'élasticité du don (de l'ordre de .15) est en dessous du niveau qui garantirait l'optimalité du dispositif actuel de soutien au financement privé des associations.

- **Partie III : Fiscalité et Politiques familiales**

La question centrale que nous posons dans cette partie est la suivante : étant donnés les objectifs de redistribution (vers les familles, vers les ménages pauvres,...) et de correction d'externalités (stimuler la fécondité, encourager le travail des femmes, etc.) que l'Etat se fixe pour la politique familiale, quel le moyen le plus efficace de lever des fonds, et de mettre en place des transferts ? Pour cela nous procédons en deux temps.

Le **chapitre 4** propose un calcul global par microsimulation de la dépense publique de politique familiale en France. Ce calcul s'attelle en particulier à la dépense de politique familiale liée au fonctionnement du système de retraite, chiffrée ici précisément pour la première fois sur données individuelles. Nos estimations montrent que la politique familiale repose de manière très importante en France sur l'imposition des revenus dans son financement via la CSG, comme dans son fonctionnement via le Quotient Familial dans l'Impôt sur le Revenu (IR). Nous montrons également que la politique familiale finance en grande partie des avantages retraites (près d'un quart des dépenses de politiques familiales sont liées au système de retraite) et des congés parentaux qui découragent l'offre de travail des femmes peu qualifiées et des seniors ayant eu des enfants.

Le **chapitre 5** s'intéresse plus précisément à l'impact de la fiscalité sur les comportements familiaux, à partir de données fiscales historiques inédites sur les structures familiales des hauts revenus. Les hauts revenus ont connu tout au cours du 20ème siècle de profondes modifications légales de leur incitation fiscale à la fécondité, ce qui offre des possibilités inédites d'identification de l'impact de la fiscalité sur les comportements familiaux. Nous complétons notre analyse pour l'utilisation de fichiers micro pour la réforme du quotient familial de 1998. Nous montrons que le quotient familial n'a que peu d'impact sur la fécondité, car il est essentiellement concentré au niveau des hauts revenus pour lesquelles la contrainte budgétaire sur le fait de faire des enfants est assez lâche. Nous montrons également à partir de l'exploitation du plafonnement du quotient familial en 1998 que la taxation jointe des époux a des effets négatifs sur l'offre

de travail des femmes.

Première partie

FISCALITÉ ET HAUTS REVENUS

La première partie de cette thèse s'intéresse au problème de la fiscalité des hauts revenus. Les hauts revenus représentent un enjeu crucial pour la fiscalité car ils sont une base fiscale importante, et parce que leurs comportements (offre de travail, évasion fiscale, etc.) sont réputés très élastiques à la taxation. Ils conditionnent donc les capacités redistributives autant que l'efficacité de notre système fiscal.

Dans un premier temps, nous caractérisons l'évolution de la distribution des revenus, grâce à l'utilisation de données fiscales qui nous permettent de suivre précisément le haut de la distribution des revenus, là où l'échantillonnage des enquêtes ménages fait traditionnellement défaut. Nous montrons que la France a connu une augmentation des inégalités concentrée dans le haut de la distribution des revenus, et essentiellement due à la croissance des hauts salaires. Cette tendance à l'éclatement du haut de la distribution des salaires est un phénomène connu dans les pays anglo-saxons et qui pose des questions inédites à la théorie économique Atkinson (2008).

Cette croissance des inégalités est également pleine d'enjeux pour la structure des systèmes fiscaux, compte tenu de la plus grande mobilité du travail et du capital dans les pays de l'Union européenne, où la tendance à l'accroissement des inégalités s'est également manifestée dans les années récentes. Nous étudions donc dans le chapitre 2 l'élasticité des hauts revenus à l'impôt sur le revenu pour tâcher de comprendre dans quelle mesure la croissance des inégalités doit nous amener à tempérer, pour raison d'efficacité, la progressivité de notre système fiscal. Nos résultats démontrent qu'en réalité, l'élasticité de court terme des revenus imposables à la taxation via l'IR est faible en France, de l'ordre de .05 pour l'ensemble de la population et de .15 pour les hauts revenus. Ces résultats suggèrent que la perte sèche de la taxation des hauts revenus en France est sans doute beaucoup plus faible que ce qu'on l'on tend à admettre communément.

Chapitre 1

Top incomes in France : Booming inequalities ?

Introduction

This paper uses exhaustive fiscal data edited every year by French fiscal administration to study the evolution of income inequalities in France in recent years (1998-2006).

These data enable us to examine very precisely top income households while usual households surveys have the greatest difficulty to witness the upper-end of the income distribution because they are sampled with respect to socio-demographic variables that do not include income.

Fiscal data give us a precise knowledge of the evolution of top incomes since it provides with exhaustive information at the upper-end of the income distribution¹. The relevance of fiscal data has also been assessed to compare the evolution of inequalities among countries, because they represent historical homogeneous sources on incomes. Piketty & Atkinson (2007) have recently gathered an important series of

¹There are of course alternative sources coming from, e.g., listings of top wages for CEOs, incomes of sports people, top lawyers etc. These sources complement the tax return-based statistical picture, but they miss out on a large number of top income earners, thus giving a far less complete assessment of the evolution of top incomes (Kaplan and Rauh (2007)).

studies on top incomes in several countries. Their main conclusion is that a substantial gap had emerged between continental Europe and English-speaking countries, the latter being much more unequal, with a share of top incomes in total incomes two to three times larger on average than in continental Europe. But the studies in Piketty & Atkinson have top income series that stop in the 1990s for the most part². And few is known of the evolution of top incomes in European countries for the most recent years while booming top CEOs compensations have attracted a lot of attention in public debate. Are top incomes in France and in Europe catching-up their US counterparts? Since 1998, important tax reforms have been implemented in France and in other European countries, with a substantial decline of the upper marginal rates of Income Tax schemes. Have these important drops in income tax rates had an effect on the income distribution?

I use income tax returns data and extend Piketty's long-term series to the 1998-2006 period. These are income tax tabulations produced every year by French Income Tax administration. I also use an exceptionally large sample of households issued by the French tax administration with exhaustive sampling at the upper-end of the distribution. My results reveal a surge in income concentration due to a surge in top income shares since the late 1990s in France. These fiscal data moreover enable us to investigate the extent to which this development is comparable to the surge experienced by English-speaking countries since the 1980s.

First, I take advantage of the opportunity to disentangle wages between the spouses of the household in micro-files to study the evolution of the distribution of wage income. I show that the surge of top income is largely due to booming wage inequalities, suggesting that top compensated employees play a larger role within top income groups. This surge in top wages in France seems not easily attributable to "skill-biased technological change" or other existing theories of top CEO compensations (Gabaix and Landier (2007)) and reinforces the need for credible alternative

²In France, Piketty's seminal work has shed light on top incomes over the XX-th century. But his series stop in 1998.

explanations of the changing distribution of earnings among developed countries.

Second, I take advantage of exhaustive sampling in micro-files, and study mobility for top incomes, revealing that mobility is low among top incomes and among top wage earners, and that it has remained stable in a context of increasing income concentration. Moreover, mobility at the upper-end of the income distribution is surprisingly very comparable in France and in Canada, suggesting that top income mobility is not so much related to the level of income concentration.

I also investigate the role of taxation, which does not appear as the driving force in this surge in top incomes. I eventually display international comparisons showing that recent trends in other European countries may suggest that France along with other EMU countries experience a fanning-out of its income distribution, and may be rapidly bridging part of its “top income gap” with English-speaking countries.

The paper is organized as follows. Section 1.1 describes the data and outlines the estimation methods. In section 1.2, I present the evolution of top incomes, of top income shares, and of the composition of top incomes. Section 1.3 studies the unprecedented increase of wage inequalities and analyzes the mobility patterns of top incomes and of top wage groups. Section 1.4 presents international comparisons and analyses whether taxation plays a leading role in the evolution in top income shares across Europe.

1.1 Data & Methodology

Estimates displayed in this paper are from personal income tax return statistics (“Etats 1921”) compiled annually by the French tax administration (*Direction Générale des impôts*). I combine these statistics with information from large micro-files of tax returns with exhaustive sampling at the upper-end of the income distribution³.

³These micro-files are of two kinds: a smaller sample from 1990 to 1997 with 50,000 taxpayers every year (“Echantillon Léger”), and a larger one, also known as the “Echantillon Lourd”, with

“Etats 1921” consist of tables of the number of tax returns, the amounts reported, and the income composition for a large number of taxable income brackets. The top tail of the income distribution is well approximated by Pareto distributions, so that income tax return tables can be used to estimate the distribution of taxable income. Fractiles are defined relative to the total number of tax units. We use parametric interpolation methods to estimate the thresholds and average taxable income levels for each fractile of top incomes. Since micro-data is available, we check that the errors of the Pareto interpolation technique are second-order.

Income is defined as gross income, before personal income tax and before all deductions, and including all income items reported on personal tax returns⁴: wages and salaries, self-employment and small business net incomes, dividends, interest, rents and other capital incomes. Realized capital gains are excluded from our baseline series because their realization is volatile and infrequent⁵. Because income tax return tables are displayed by taxable income brackets only, micro-data are used to estimate ratios of gross income to taxable income for each fractile and produce series of the thresholds and average gross income levels for each fractile of top incomes. Micro-data are also used to produce series of income composition, and to microsimulate average and marginal tax rates, net of exemptions and itemized deductions.

Top wage series are produced at the individual level taking advantage of the fact that wages of each member of the household are reported separately in tax returns micro-files. In this case, fractiles are defined relative to the total number of individuals reporting positive wages. Wage income includes salaries but excludes exercised and realized capital gains from stock-options⁶. This means that wage income series

500,000 taxpayers every year from 1997 to 2006. These two datasets are oversampled for high levels of income, with exhaustive sampling above an income threshold.

⁴Note that reported items are after personal and employers' payroll taxes in France.

⁵Series fully including capital gains are displayed in Landais (2007) and are very similar to the series excluding capital gains.

⁶Gains from exercised stock-options and subsequent realized capital gains (after the option is exercised) are subject to the same tax treatment as capital gains. They are reported in the same category and cannot be separated.

displayed here tend to underestimate the concentration of labor income due to the development of remuneration schemes tied to capital.

Sampling is exhaustive in micro-files for households with income above a fixed taxable income threshold ($\approx 200,000$ euros). Because micro-files contain information on taxable income of year $n-1$, on the number of individuals in the household and on the date of birth of each individual in the household, taxpayers with taxable income above the threshold for consecutive years can therefore be identified and matched in order to construct an exhaustive panel of taxpayers belonging to the P99.9-P100 fractile, and also an exhaustive panel of top wage earners. These panel data are used to study top income and top wage mobility.

Long term series use figures from Piketty (Piketty (2003)) for years before 1996⁷. Note that the tax treatment of dividends has changed in 2005. This has affected the taxable fraction of dividend incomes⁸, so that a slight treatment was necessary to make the estimates fully comparable with figures from Piketty (2003). This point is developed in Appendix A.

⁷All long term series are available [here](http://www.jourdan.ens.fr/clangais/tabtopincomes/seriestopincome.xls) or can be downloaded at:
<http://www.jourdan.ens.fr/clangais/tabtopincomes/seriestopincome.xls>
All figures are in constant 2006 euros using INSEE consumer price index.

⁸And this change has also considerably lowered the marginal tax rate on dividends.

1.2 The recent rise of top incomes

1.2.1 The fanning-out of the income distribution in France

Empirical evidence suggests that the recent upturn in income inequalities in English speaking countries is mainly driven by an unprecedented surge of top income shares (Saez and Veall (2005), Piketty and Saez (2006)), creating a fanning-out of the income distribution (Atkinson (2007)). Until now, no such fanning-out had been witnessed in continental European countries, suggesting a gap between the distribution of income in these countries and in English-speaking countries (Atkinson and Piketty (2007)).

The first empirical finding of this study is that the evolution of the income distribution in France in recent years exhibits a divergence between 90% of the population and high-income groups, with a rise of top incomes. Figure 1.1 shows that since 1998, total real income reported in income tax files has increased of 25.8%. In the meantime, the number of households has increased, from 32 millions to 35.6 millions. Average income has therefore increased moderately among all households, from 22,481 to 25,347 euros⁹.

By contrast with the stagnation of average and median incomes, top incomes have experienced a steep increase between 1998 and 2006. Figure 2.2 displays the evolution of average income for several income fractiles. The average income of the P0-90 group has stagnated while the average income for the top percentile has increased by 26.9%. The average income of the top .01% of the richest households has increased by 63.7%. The steep increase is therefore concentrated within a very small fraction of the income distribution. The evolution of the lower-half of the top decile of income (P90-P95 income group) is in fact much more comparable to the evolution of the P0-P90 income group. It is only among the top percentile that the outburst of top incomes is well pronounced.

⁹All figures are expressed in 2006 euros. Note that these results are in line with the evolution of average household incomes that we can get from other statistical sources, like household survey data from INSEE or national accounting. All sources converge in stating that average and median incomes have experienced a relatively modest growth since the late 1990s in France.

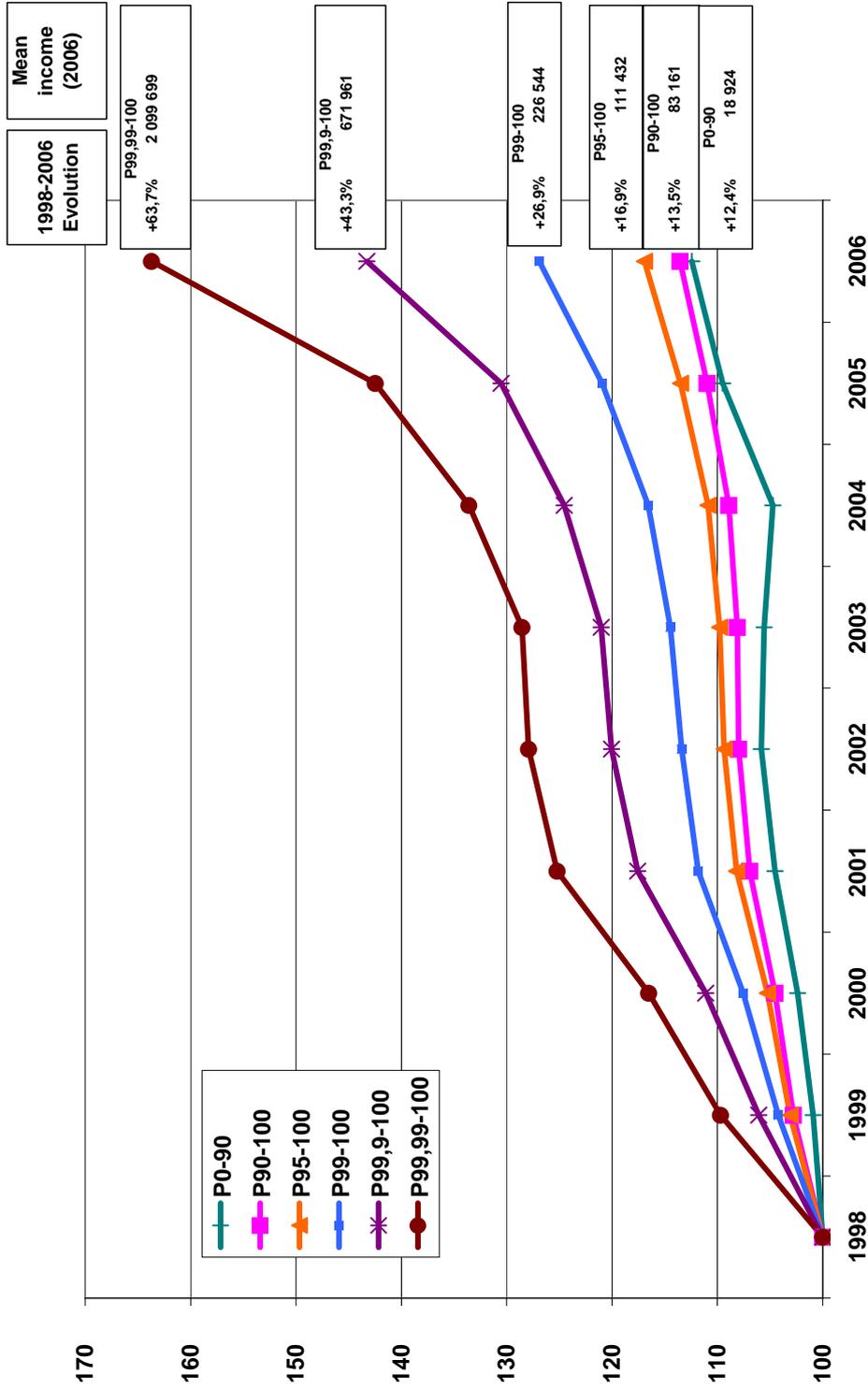
Table 1.1: *Total income, total number of tax units and average income in France (1998-2006) (2006 euros)*

<i>year</i>	Total Incomes (2006 Bn euros)	No. of tax units (thousands)	Average Income (2006 euros)
<i>1998</i>	717.9	31 932	22 481
<i>1999</i>	740.2	32 434	22 822
<i>2000</i>	763.0	32 923	23 174
<i>2001</i>	789.9	33 364	23 675
<i>2002</i>	812.3	33 896	23 964
<i>2003</i>	823.2	34 420	23 916
<i>2004</i>	834.8	34 991	23 858
<i>2005</i>	879.2	35 572	24 715
<i>2006</i>	903.2	35 633	25 347
1998-2006 Evolution	25.8%	11.6%	12.7 %
Average annual rate of growth	2.9%	1.4%	1.5%

SOURCE: Etats 1921, exhaustive tabulations of income tax returns. Definition of income is all market incomes including capital gains.

Household survey data, with no oversampling at the upper-end of the income distribution have missed this evolution of top incomes. P90/P10 ratios of the income distribution computed annually by the French National Institute of Public Statistics (INSEE) reveal no deepening of income inequalities in France since the beginning of the 1990s.

Figure 1.1: Evolution of average real incomes for several income fractiles, basis=1998

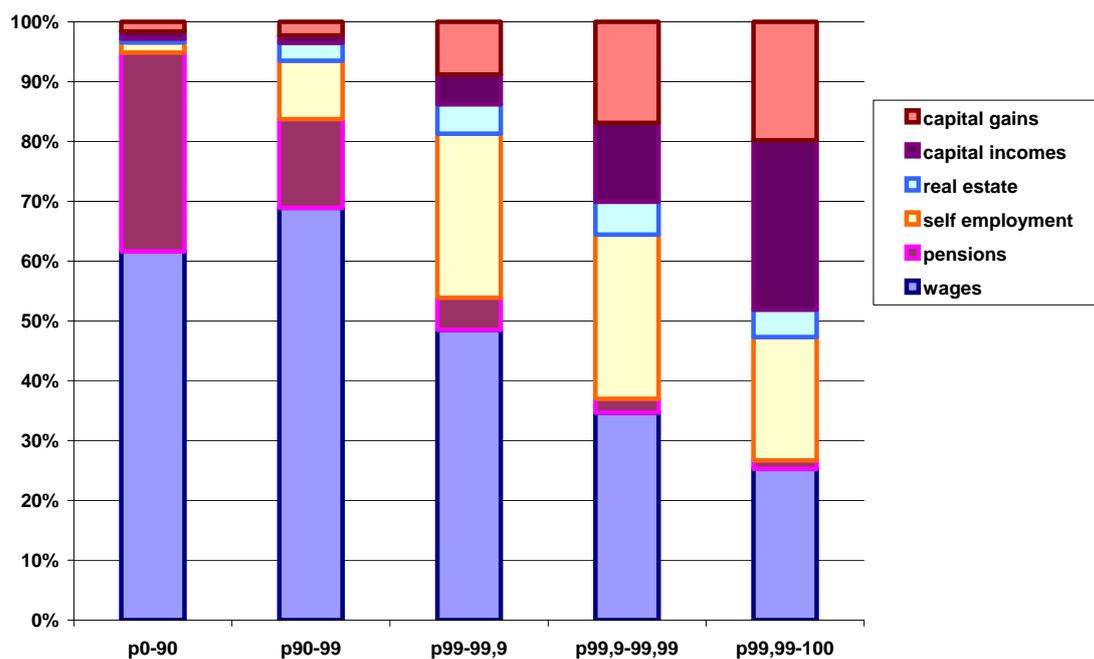


SOURCE: Exhaustive tabulations (Etats 1921) and sample of income tax returns. Definition of income excludes realized capital gains.

1.2.2 The composition of top incomes

Has the surge in top incomes been accompanied by a transformation of the composition of top incomes? This subsection investigates this issue. The composition of top income in France shows that top income groups have a large share of capital income earners. Figure 1.2 displays the composition of income for different fractiles of income in 1998. The share of income that is capital (dividends, interest, rents and realized capital gains) is 53% for the top .01% of households while it is less than 5% for 90% of French households. Even when excluding realized capital gains, the share of individual income that is capital remains positively related to individual income.

Figure 1.2: *Income composition of different income groups, France, 1998*



SOURCE: Author's computations after exhaustive tabulations and sample of income tax returns. Income includes realized capital gains.

Two important aspects are to be noted concerning the composition of top incomes in France. First, the fact that the top percentile of incomes is composed of a large share of capital incomes partly explains the increase of top incomes in recent years, because capital incomes have experienced on average a larger growth than wages and salaries. According to exhaustive income tax return statistics, average capital

incomes have increased by 30.7% between 1998 and 2005 in constant euros, and real estate incomes¹⁰ have increased by 16.2%, while wages have increased by only 5.3%. This important increase of capital incomes and in particular of dividends is comparable to trends observed in English-speaking countries (Gordon and Dietz (2006)), and may be due to signalling or principal-agent effects related to a strengthening of the power of shareholders within firms.

Second, the wage income share has increased in recent years in France, suggesting that top compensated employees play a larger role in top income groups. Figure 1.3 shows the evolution of the share of the income of the top 0.01% (P99.99-100) that is wages. It has declined constantly from around 28% in the 1950s to around 20% in the 1990s, and has increased since then. It stands around 30% for recent years. And it stands around 50% in the US¹¹. Even though the fraction of wage income remains lower in France than the fraction of wage income for top income groups in English-speaking countries, it is important to note that wage income in France does not include exercised stock-options nor the present value of stock-options granted to top managers. Stock-options for top compensated employee are included in capital gains when they are exercised. If it was possible to separate them from other capital gains and include them in top managers pays, it seems that the share of wage income would be significantly larger and would not be very different from wage income shares in English-speaking countries. This suggests that the composition of top incomes in France may have in fact converged to the composition of top incomes of English-speaking countries.

1.2.3 Top income shares

Consequently to this surge of top income levels since the late 1990s in France, top income shares have increased, demonstrating a deepening of income inequalities at the upper-end of the income distribution. The evolution of top income shares (excluding

¹⁰Note that real estate incomes do not include imputed rents but do include actual rents.

¹¹Source: Piketty and Saez (2006)

Figure 1.3: *Evolution of the share of wage income in the average income of the top 0.01% group (P99.99-100), France, 1950-2005*

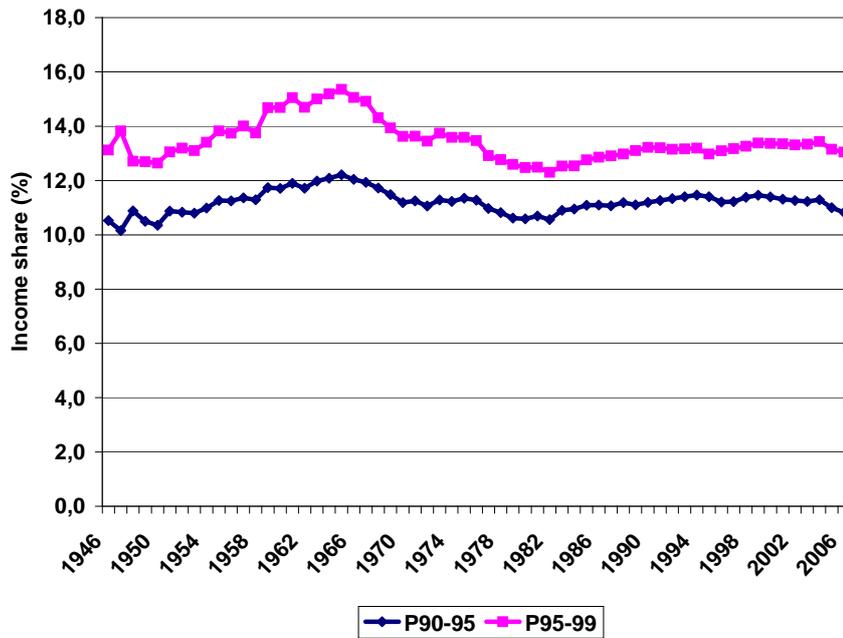


SOURCE: Piketty (2003) and author's computations after exhaustive tabulations and sample of income tax returns. Income is defined excluding realized capital gains. Wage income is defined as the sum of wages, salaries and pensions.

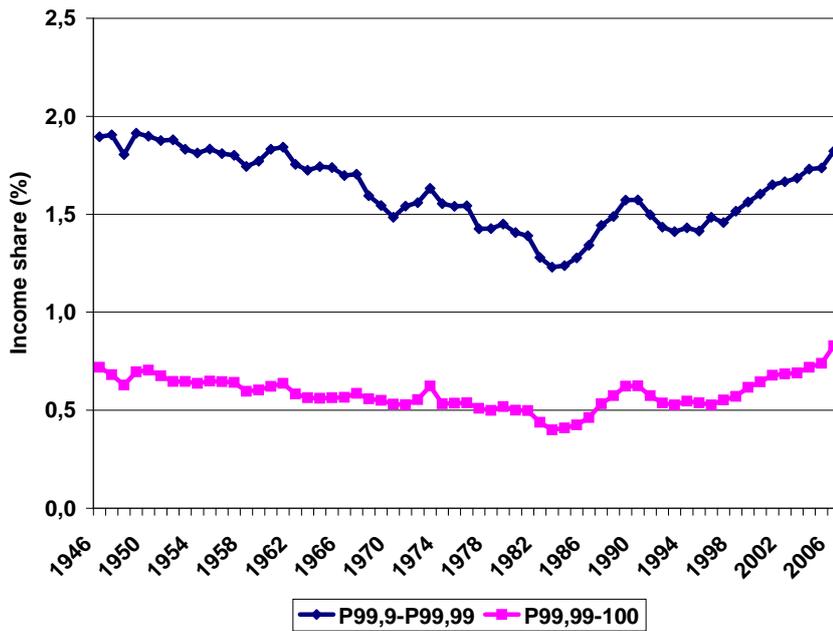
capital gains) since the end of World War II in France are displayed in figure 1.4. The lower-end of the top decile appears quite stable since 1945 ((panel A in figure 1.4). To the contrary, the top tail of the income distribution (panel B in figure 1.4) has experienced a constant decline between 1945 and the beginning of the 1990s, and then a clear increase. This reinforces the empirical finding that the distribution of income in France has fanned-out in recent years.

Figure 1.4: *Evolution of top income shares (excluding capital gains) in France (1945-2005)*

A. P90-95 and P95-99 income shares



B. P99.9-99.99 and P99.99-100 income shares



1.3 Top wage incomes

1.3.1 The unprecedented increase of wage inequalities

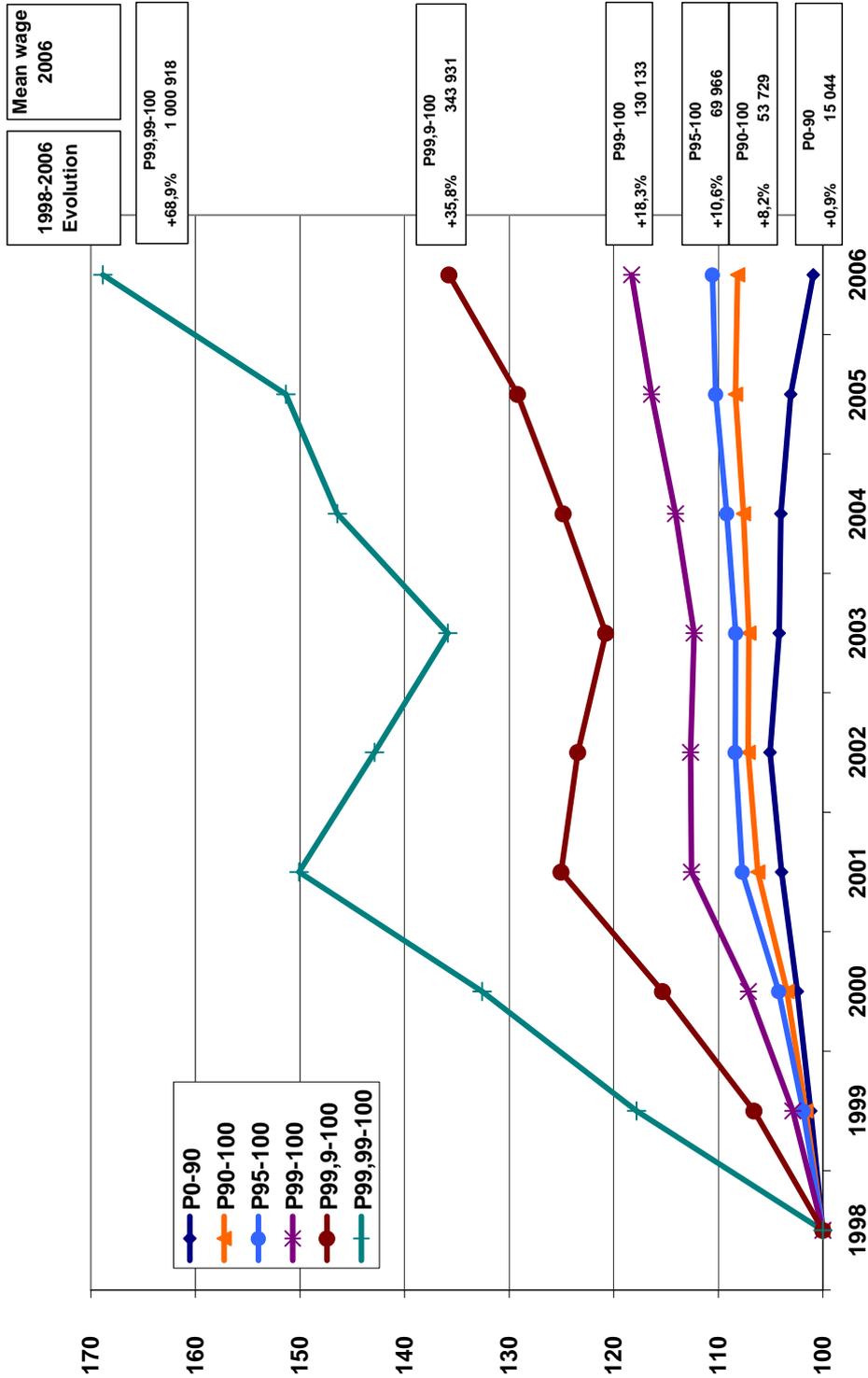
Our previous evidence suggests that transformations of top wage incomes may partly explain the upturn in top income shares in France in the recent years. This implies that the distribution of wages has recently experienced some important mutations. Indeed, countries that have seen top income shares increase rapidly since the 1980s have all experienced a fanning-out of the wage distribution as well. We use income tax returns micro-files to investigate this question. Because in micro-files, wages are reported separately for all members of the household, it is possible from our data to estimate every year the distribution of wages. Figure 1.5 displays the evolution of the average wage of several wage groups in constant euros. The average wage of the top .01% of wage earners has grown 68.9% between 1998 and 2006 (which means a yearly average rate of growth of 6.8%), while the average wage of the P0-90 wage group (90% of wage earners) has increased of only .9% (which means a yearly average rate of growth of only .11%).

This surge of top wages is very concentrated among a small fraction of top compensated employees, and seems to correspond to the fanning-out of the wage distribution that a certain number of English-speaking countries have experienced during the late 1980s and 1990s. Note that if profits from stock-options exercises were fully traceable and included in top wages, the surge of the average wage of top wage earners visible in figure 1.5 would be even more pronounced.

The increased concentration of wage income in France brings new evidence on the issue of the changing distribution of earnings in developed countries (Atkinson (2007)). As shown by Atkinson, taking simple dynamics and skill formation into account, “skill-biased technological change” can still explain situations where the wage differential between skilled and unskilled labor, after an initial shift, remains constant, even if the demand curve for skilled labor continues to shift. This undermines the Card and DiNardo critique (Card and DiNardo (2002)) and reinforces the “skill-

biased technological change” explanation of the changing distribution of earnings. But this does not explain rising earning shares at the top. The surge in top wage shares in France, similar to the experience of other English-speaking countries, seems to demonstrate that the changing distribution of wage incomes in developed countries is in fact essentially driven by a greater concentration of wages at the very top tail of the distribution, that is difficult to reconcile with the “skill-biased technological change” literature. To obtain an explanation for this, a further mechanism needs to be introduced, generating greater dispersion *within the skilled group*.

Figure 1.5: Evolution of average real wages for several wage groups, basis=1998



SOURCE: Sample of income tax files. Definition of wage excludes realized capital gains of stock-options.

Gabaix and Landier’s interpretation of the surge in the pay of top compensated employees (Gabaix and Landier (2007)) may appear more straightforward to explain the French evolution of top wages. In a simple competitive model of CEO pay, in which CEOs have observable managerial talent and are matched to assets in a competitive assignment model, the best CEOs go to the bigger firms. Assuming a Pareto firm size distribution, the model predicts a cross-sectional constant-elasticity relation between pay and firm size. And it also predicts that the level of CEO compensation should increase one for one with the average market capitalization of large firms in the economy. This model has the advantage of providing with a straightforward test of the validity of its predictions. Indeed, market capitalization has increased steadily in France since the 1980s and this could explain why top wage incomes have increased so much in France too. But a closer enquiry demonstrates that the growth in market capitalization has been exactly the same in France and in the US since the beginning of the 1980s¹². Total market capitalization represented 50% of GDP in the US and 25% of GDP in France in 1980. In 2000, it represented 150% of GDP in the US and 125% of GDP in France. It is then difficult to understand why top wages have increased six-fold in the US and surged as soon as the mid-1980s while they began to increase in France only around 1998. This casts doubt on the one for one elasticity of CEO compensation with respect to the average market capitalization and confirms Frydman and Saks (2007) who also find on US data that the long-term elasticity of CEO compensation with respect to market capitalization is clearly inferior to one.

Even though part of the rise in CEO compensation in developed economies may be explained, as Gabaix and Landier suggest, without assuming managerial entrenchment, mishandling of options, or theft, simple matching models of compensation associated with a steep rise of market capitalization cannot provide with a final explanation of the surge in top wages. Some other tentative explanations of the timing and the intensity of this surge across countries are needed. “Superstars” theories (Rosen (1981)) could for instance be invoked to explain the greater concentration

¹²See for instance, Rajan R.G. et Zingales L. (2001), “The Great Reversals : The Politics of Financial Development in the 20th Century”, NBER Working Paper n°8178 (mars 2001), and Bozio A., “La capitalisation boursière en France au XXème siècle”, mimeo PSE, 2002.

of income among skilled workers. According to superstar theories, the increase in superstars' compensation is related to the widening of their access to the market. In such a framework, increased labor market competition among top wage earners, and increased top-skilled labor mobility across Europe due to important modifications of labor market regulations may well have triggered this surge in top wages among Europe. This may also partly explain why English-speaking countries have experienced a sooner increase in top earnings dispersion, because market access for superstars and labor market regulations has changed sooner and faster in the US or in Canada than in European countries or in Japan.

Eventually, as suggested by Atkinson (2007), pay norms, institutional arrangements and managers' control over compensation policies may also be useful to understand variations in the surge in top wage shares across time and countries. The literature on corporate governance has also investigated in depth the issue of the development of performance-base remuneration packages. Jensen and Murphy (2004) provide with a extensive discussion of these questions. Taxation is also an alternative explanation, and we investigate its role in section 1.4.2.

1.3.2 Income and wage mobility

The upturn of income inequality and wage inequality raises the question of mobility. Has the surge in top incomes been accompanied by an increase in mobility for high-income groups? Has the surge in top wages fostered mobility across the wage distribution? Is the increase in income and wage concentration transitory, or is it associated with an increase in longer-term income concentration? We investigate these questions taking advantage of the exhaustive sampling of income tax returns micro-files above a fixed income threshold. We compute the probability of staying in the top .1% group of income and in the top .1% group of wage earners. These drop-out rates are displayed in figure 1.6. Three empirical conclusions can be drawn from this figure.

First, the surge of top incomes and of top wages has not been accompanied by a significant increase in income mobility nor by an increase in wage mobility. The

probability of remaining in the top .1% group of income after 3 years has been very stable around 40% in this period of fast increase of income concentration at the top tail of the income distribution.

Second, one would have expected top wage mobility to be greater than top income mobility, because capital income concentration is associated with longer-term estate concentration. Surprisingly, top wage mobility seems very comparable to income mobility at the upper-end of the distribution. The probability of staying in the top .1% of wage earners is approximately 40% after 3 years and has remained stable during the 1998-2005 period. This suggests that wage mobility at the top is truly modest. This also reinforces evidence that top compensated employees play a greater role in high-income groups. But the surge of the share of wage income in high-income groups has not modified income mobility. This strongly supports the idea that the increase in annual income concentration that we have documented is not purely transitory, and may be related to a trend of longer-term wealth concentration.

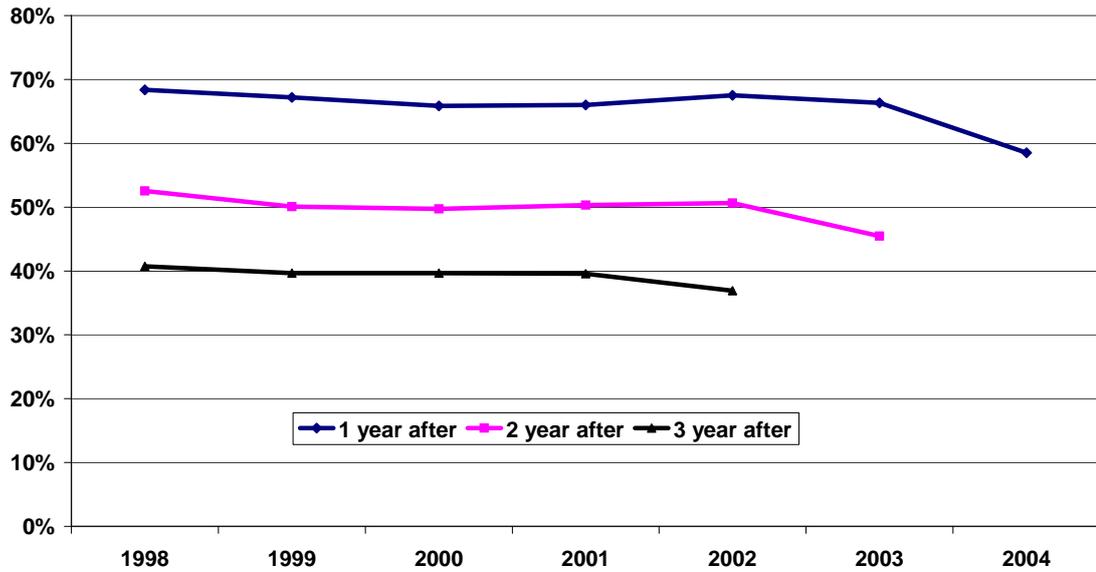
Third, from the Canadian Saez and Veall (2005) and French income tax returns micro-files, it appears that top income mobility is strikingly very comparable in these two countries, even though these countries experience very different levels of top income shares. In Canada, the probability of staying in the top .1% group is 60 percent one year later, 50 percent two years later, and around 40 % three years later and has also been very stable since the beginning of the 1980s, although top income shares were surging. Top income mobility seems uncorrelated to the level of income concentration at the upper-end of the distribution. This reinforces the finding that the surge in top incomes in English-speaking countries or in France is clearly not primarily due to increased mobility. It is also worth noting that the average mobility of earnings and top income mobility are two very different concepts. While the estimated average mobility of earnings in France is greater than in English-speaking countries (Lefranc and Trannoy (2004)) ¹³, it seems that top income mobility is fairly comparable.

¹³For the US, see also Kopczuk W., Saez E. et Song J. (2007), “Uncovering the American Dream: Inequality and Mobility in Social Security Earnings Data since 1937”, NBER Working Paper n13345.

Figure 1.6: Evolution of income and wage mobility in France (1998-2005)

A. Income mobility among the P99.9-P100 income group

Probability of staying in top 0,1% group



Note: Top 0,1% is calculated on the distribution of income excluding realized capital gains

B. Wage mobility among the P99.9-P100 wage group

Probability of staying in top 0,1% group of wage earners

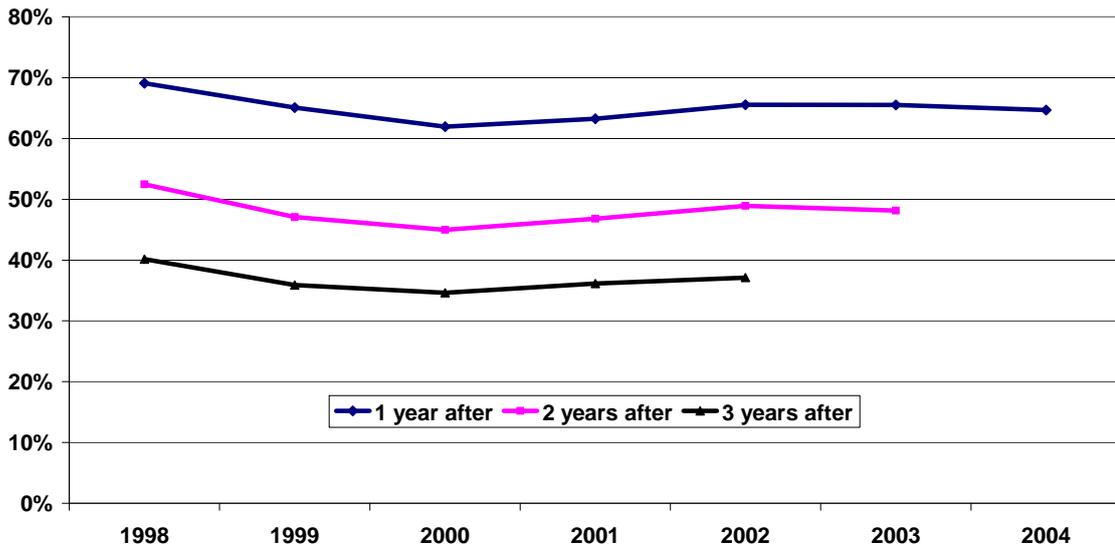
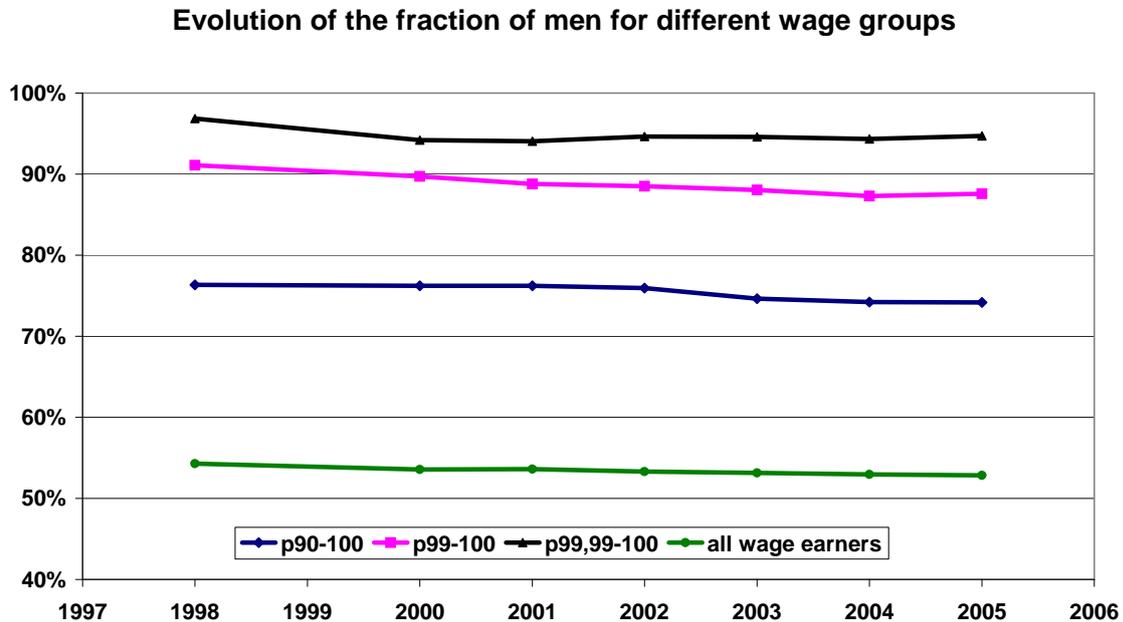


Figure 1.7: *Evolution of gender composition among top wage groups*

Eventually, micro-files give the possibility to investigate the gender composition of top wage earners. Figure 1.7 shows the fraction of men for different wage groups. Women appear to be very few among top wage categories. In 2005, less than 5% of the top .01% of wage earners were women, while they represented on average more than 45% of the labor force. The gender composition among top wage earners has moreover remained very stable since the 1990s. This figure is of course no demonstration and nothing but a hint of the existence of a “glass-ceiling”.

It is also possible to compute top wage shares at the individual and the family level to investigate whether the surge in top income shares is indeed related to a change in the correlation of earnings among spouses. We find that the level and the pattern of wage shares at the individual and the family level are identical. Moreover, when we compute the correlation of earnings among spouses, we find that the correlation has remained very stable, from .141 in 1998 to .134 in 2006. The stability of this correlation rules out the idea that the surge in top earnings is a consequence of

an increase in assortative mating. Given this evidence, it seems likely that the recent increase in top incomes and top wages is not primarily due to changes in income composition within the family but to an increase in individual income concentration.

1.4 Continental Europe bridging its gap?

1.4.1 Recent trends in top income shares in Europe

Most Western countries publish annual tax statistics comparable to the statistics published by French tax administration. A collective research project on the dynamics of income and wealth distribution has been able to construct a high-quality, long run, international data base on income and wealth concentration using historical tax statistics (Atkinson and Piketty (2007)). The resulting database now includes annual series covering most of the 20th century for a number of (mostly Western) countries. Even though these top income series are constructed from income tax statistics on income reported for tax purposes in countries where income taxation may be very different, they are nevertheless fairly homogenous across countries, and are reliable to compare trends and top income evolutions¹⁴.

Most of the top income series presented in Atkinson and Piketty (2007) ended in the mid-1990s. The authors concluded that a sharp contrast in terms of income concentration had emerged between English-speaking countries and continental Europe. But, top incomes have risen sharply in recent years in France: have other European countries experienced the same evolution, or is France a special case within continental Europe? Evidence from Spain (Alvaredo and Saez (2008)), Sweden (Roine and Waldenstrom (2008)) or Germany (Bach et al. (2007)) suggest that other European countries have also seen upturns in top income shares since the late 1990s. Figure 1.8 displays the evolution of top 0.1% income shares in the long term in France, US,

¹⁴For a complete discussion of the main assets and liabilities of income tax statistics to analyze the evolution of income concentration across countries, see Atkinson A., “Measuring top incomes, methodological issues”, in Atkinson and Piketty (2007)

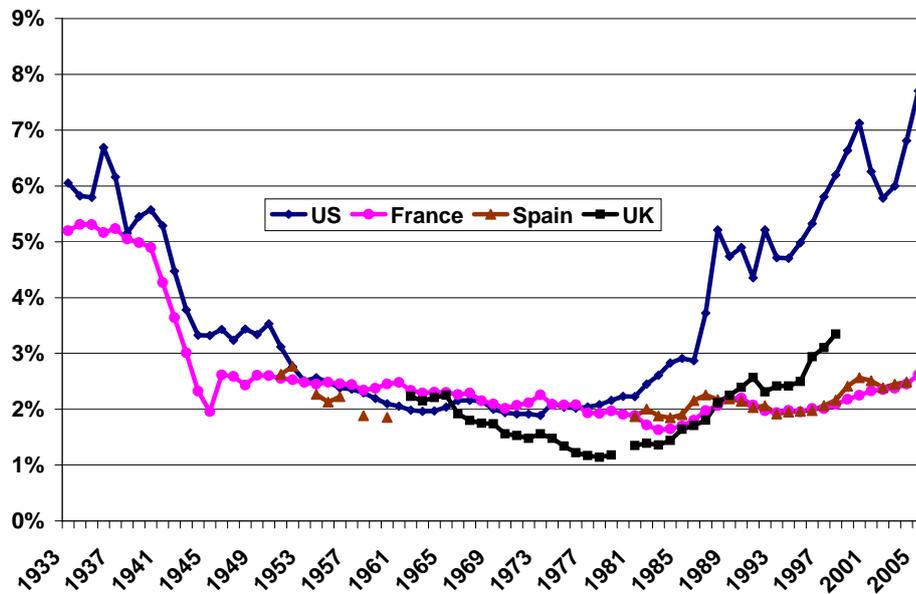
UK and Spain. It seems clear from this figure that the level of inequality measured by top income shares is still in France, and in continental Europe, far from the level experienced by English-speaking countries. France and Spain exhibit a very similar pattern of income concentration. These two countries have a top .1% income share about three times smaller than the corresponding P99.9-100 income share in the US, but the rise in income concentration that they experience since the late 1990s is not truly different from the rise in English-speaking countries like the UK in the late 1980s. It is therefore interesting to try to understand if the differences in inequality levels among countries are likely to narrow in the coming years, according to the evolution of top incomes experienced by continental European countries.

To understand if it is likely that European countries bridge their “top income gap” with the US or the UK in the coming years, we investigate in the next section the role of taxation, and see whether it may explain why income tax returns statistics display important differences in terms of timing in the surge of top incomes in different countries.

1.4.2 The role of taxation

There is at least two reasons why taxation may matter to understand the different patterns of top income shares evolution across countries. First, high marginal income tax rates may act as a disincentive for top income earners to work and earn more: if the elasticity of gross income with respect to taxation is large, then small marginal tax rate differentials may trigger very different evolutions of top income shares across countries. Second, the structure of taxation may alter the way people report their income: income shifting, tax avoidance and tax evasion are also possible alternative explanations of the very different timing in the surge in top incomes between continental Europe and English-speaking countries. One could add to these two effects a third effect of taxation, going in the opposite direction. High compensated employees, because of good bargaining positions, may be able to compensate themselves against higher tax rates, thus pushing top market incomes higher when marginal tax rates increase.

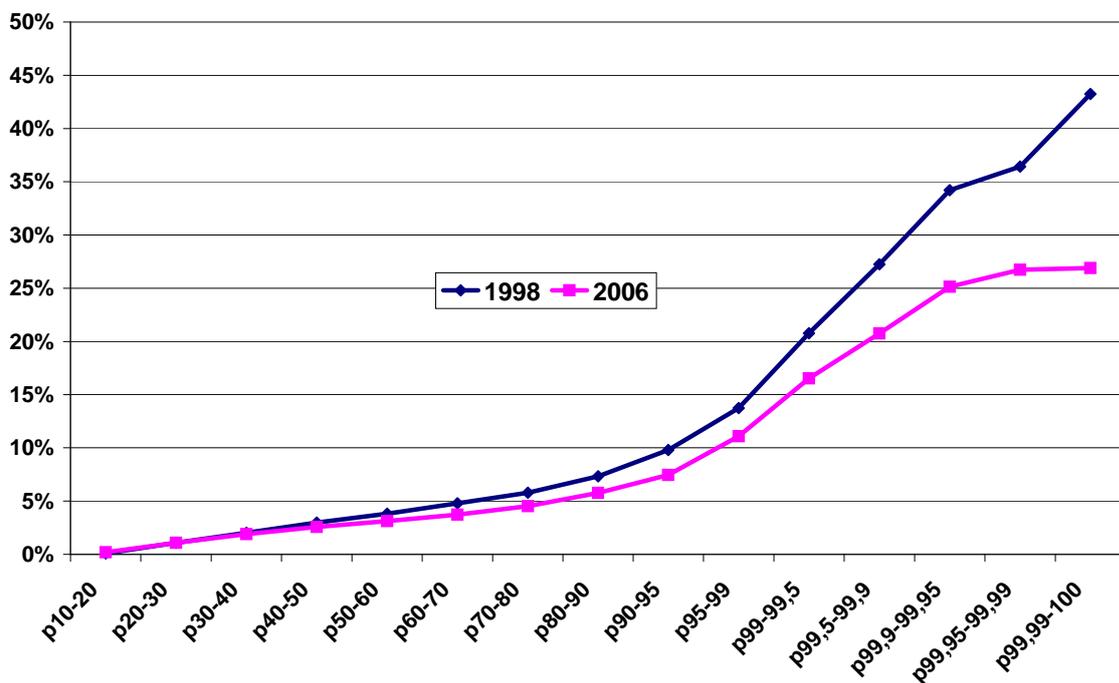
Figure 1.8: Evolution of top 0.1% income shares in the long term (France, US, UK, Spain)



SOURCE: Saez (2007) for the US, Atkinson & Piketty (2007) for the UK, Alvaredo & Saez (2008) for Spain, Piketty (2003) and author's computation for France. Income share are calculated excluding realized capital gains.

In order to examine these issues, we computed from micro-files marginal and average income tax rates for all top income groups. Micro-data enable us to take every deduction into account and to compute income tax really paid and net tax rates, as net tax divided by total gross income. Results for average income tax rates are displayed in figure 1.9. It appears from figure 1.9 that the income tax system in France is fairly progressive but that its progressivity has strongly declined between 1998 and 2006. In particular, the average income tax rate for the top .01% group has fallen from 44% to 27% in 2006, due to several tax reforms that have lowered top marginal income tax rates between 2001 and 2006 and due also to an important revision of the tax treatment of dividends in 2006.

Figure 1.9: Average income tax rate by income group, France 1998 & 2006



SOURCE: Average tax rate is calculated as net tax (excluding tax credits and excluding flat tax on realized capital gains) divided by reported income (also excluding capital gains).

Besides, another important finding is that, even though income taxation of top incomes in France was superior to that of English-speaking countries in the 1980s and 1990s, it is now not different from that in the US, in Canada, or in the UK

(Saez and Veall (2005), Piketty and Saez (2006)). The top marginal tax rate is 40% in France (where there is no state or local income tax), and 35% in the US for the federal income tax, 29% in 2008 in Canada at the federal level. If State income tax is included, marginal income tax rates appear fairly similar in France or in English-speaking countries¹⁵.

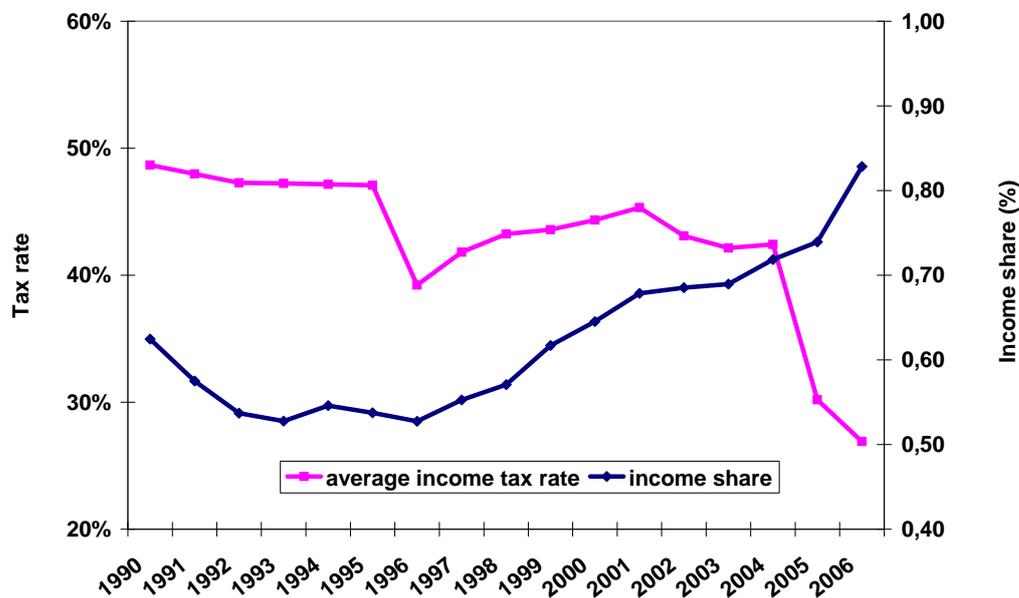
Can income tax rate differentials in the 1980s and 1990s explain why top incomes in France have not surged earlier? As highlighted by Goolsbee (2000), or Gruber and Saez (2002) for the US, the elasticity of taxable income with respect to income tax rate is about .4 on average and is larger among top incomes. But the longer-term elasticity of real income not including tax preferences is much lower. Even among top incomes, it is itemization that plays the central role in determining the elasticity of taxable income, but real income is not very responsive to taxation. Moreover, in France, estimates made by Piketty (1998) tend to suggest that the elasticity of taxable income with respect to taxation is even lower than in the US. We also propose in chapter 2 new estimates of the elasticity of taxable income with respect to taxation in France that clearly show that this elasticity is weak, and around .25 for top incomes. It seems then difficult to attribute entirely the surge of real incomes within top income groups to incentive effects of lower marginal tax rates. But the recent context of large marginal tax rate cuts in France may undeniably foster the boom in top income shares for the years to come.

Besides, taxation can induce a short-term response in top income shares in case of important income shifting from corporate taxation to personal income taxation. This income shifting effect has been clearly identified in the US for the 1986 TRA. Figure 1.10 gives evidence of a slight short term response of top income shares to cuts in tax rates after 1997 and 2005-2006, as in the United States or in Canada. But contrary to the United States there is no income share spike, or any evidence of important tax shifting. One reason is that corporate taxation has remained very

¹⁵Concerning the *overall* progressivity of the French tax system, see Piketty and Saez (2007). The progressivity of the French tax system remains greater than that in the US because of a larger progressivity of estate taxation.

stable in France since the beginning of the 1990s and in any case was offset until 2005 in the personal income tax by a dividend tax credit which reduced the double taxation of dividends. It seems thus that the increase in top income shares in France that we have documented is not the result of reported income shifting from corporate taxation to personal income taxation.

Figure 1.10: *Evolution of top 0.01% income shares and average tax rate in France*



SOURCE: Average tax rate is calculated as tax (excluding tax credits) divided by taxable income (excluding capital gains taxation).

Taxation may nevertheless be responsible for a very different timing of the surge in top incomes in case of important tax evasion or tax avoidance. High top marginal tax rates can induce tax evasion and tax avoidance, thus lowering reported real incomes, especially for top incomes facing high marginal tax rates. Little evidence exists on tax avoidance, but some statistics exist on tax evasion in France since 1997¹⁶. Since 1997, the annual number of taxpayers leaving France has been very stable, and the destination countries are much more related to the structure of French international trade than to tax rate differentials. There is therefore little evidence that the surge

¹⁶*La concurrence fiscale*, Rapport annuel du Conseil des Impôts, 2004, La documentation française, Paris.

of top incomes may be linked to a significant decrease in tax avoidance or in tax evasion. In any case, even in the absence of effective tax evasion, brain drain threats may have operated as a motivation for the important decline of marginal income tax rates and estate tax rates in European countries in recent years. Such an increase in high-skilled workers mobility and in tax competition may partly explain why top income shares seem to surge similarly in different continental European countries in recent years.

Conclusions

This paper has used personal income tax data to assess a surge in income concentration at the upper-end of the income distribution in France since the late 1990s. This surge is partly due to booming wage inequalities, suggesting that top compensated employees play a larger role within top income groups.

Taking advantage of exhaustive sampling in micro-files, we computed mobility statistics for top incomes revealing that mobility is low among top incomes and among top wage earners, and that it has remained stable in a context of increasing income concentration. Moreover, mobility at the upper-end of the income distribution is surprisingly very comparable in France and in Canada, suggesting that top income mobility is not so much related to the level of income concentration.

Recent trends in other European countries suggest that France along with other EMU countries experiences a fanning-out of its income distribution, and may be rapidly bridging part of its “top income gap” with English-speaking countries. Taxation does not appear as the driving force in this surge in top incomes across Europe, but the context of tax competition and of increased mobility of high-skilled workers in EMU countries may considerably reinforce the upward trend of top income shares in the years to come.

Appendix A: Tax treatment for dividends

The tax treatment of dividends has changed in 2005. This change has not only considerably lowered the marginal tax rate on dividends, it has also affected the taxable fraction of dividend incomes, so that a slight treatment is necessary to make our estimates fully comparable with those of Piketty.

Before the reform, taxpayers reporting dividends received from the fiscal administration a transfer (“avoir fiscal”) equal to 50% of their dividends in order to offset the effects of corporate tax on profits (and therefore to avoid a double taxation of profits that were not reinvested). And the income tax they paid was then calculated on the basis of taxable income including this “avoir fiscal”. This system has disappeared in 2005, and “avoir fiscal” no longer exists¹⁷. The end of the “avoir” system does not change anything to the distribution of earnings, neither does it change anything for the evolution of inequalities among top incomes as long as one adopts a constant definition of gross income excluding “avoir fiscal”. But it may affect the comparability of our estimated levels of top incomes with Piketty’s time series (1900-1998) since Piketty always included in gross income the amount of the “avoir”.

Series displayed in this paper take “avoir fiscal” into account, and for years 2005 and 2006, do as if “avoir fiscal” still existed so that taxpayers have a gross income increased by an amount equal to 50% of their dividends.

¹⁷It has been replaced by a 40% deduction of dividends from taxable income.

Chapter 2

The elasticity of taxable income and the optimal taxation of top incomes in France

Introduction

The elasticity of taxable income is a key parameter to assess the marginal cost and the deadweight loss of taxation because it summarizes not only labour supply responses to taxation, but also itemization and tax avoidance, that critically affect the marginal cost of levying public funds through income taxation. In the US, a large number of studies has therefore been devoted to the empirical estimation of this parameter. Gruber and Saez (2002) give a review of this empirical literature and show that what is needed to identify this elasticity of taxable income to taxation is not one but several tax changes and a wide range of controls for time variations in the income distribution. They also provide with a methodology to properly control for these issues and demonstrate that the overall elasticity of taxable income is around .4 in the US, and primarily driven by top income responses. Goolsbee (1998) focuses on top income responses in the US, and shows that if short-term responses to taxation may be important, proper controls for non-taxed induced trends in top incomes considerably reduce the long term elasticity estimate of taxable income with respect

to the net-of-tax share among the very Rich.

France has experienced several tax reforms in the past ten years destined to reduce income taxation and in particular to decrease top marginal tax rates. But little is known on the effect and efficiency of these reforms because apart from Piketty (1999), who had only access to aggregate time series on top income evolutions, there is no estimation of the elasticity of taxable income to taxation in France. And as shown by Kopczuk and Slemrod (2000) and Kopczuk (2004), there is little reason to believe that the overall value of the elasticity of taxable income is the same across countries because the definition of the tax base and all other institutional arrangements linked with the functioning of the income tax may affect the value of this elasticity. This paper proposes estimation of the elasticity of taxable income to taxation on data coming from rich samples of taxpayers issued by the French tax administration and using 3 important reforms of the French income tax that occurred between 1998 and 2006.

Our contribution is twofold. First, we keep clear of methodological problems linked with underlying trends in the income distribution and mean reversion following Gruber and Saez (2002) and display elasticity estimates for the whole population of taxpayers, which is of primary importance on a tax policy point of view to assess the marginal cost of levying public funds through income taxation in France.

Second, we take advantage of the quality of the data, with exhaustive sampling at the upper-end of the income distribution to focus on top income responses. We construct an exhaustive panel of the top .1% of taxpayers in France and propose an estimation technique based on 2-step quantile regressions *à la* Buchinsky and Hahn (1998a) to treat the selection problem encountered when focusing on top income responses.

Our result demonstrate that the overall elasticity of taxable income is low, around .05, and driven by top income responses. This is due to the progressivity of the French

income tax, that targets top incomes, but little concerns low to middle income taxpayers. Among top incomes, the value of the taxable income elasticity is around .15 for the top .1% of the income distribution. This level is also quite small, and is strongly heterogeneous according to income type. Self-employed tend to react more sharply, with an elasticity around .5. We then use our estimate to discuss the issue of optimal taxation of top incomes in France.

The paper is organized as follows. Section 1 presents briefly the theoretical aspects of the question, and then describes the data and our baseline methodology. Section 2 presents our basic results for the whole population of taxpayers. Section 3 is devoted to top income responses and section 4 tries to derive optimal tax rules from our results.

2.1 The elasticity of taxable income: theory, data and methodology

There is now a long tradition of studies on the elasticities of labor supply and earnings to taxation. Since Lindsey (1987) and Feldstein (1995), there is also a growing set of papers concerned specifically with the response of taxable income to income tax rate changes, because taxable income elasticity has been identified as a key parameter to assess the social costs of income taxation. However, as stressed by Slemrod (1998), there are still a certain number of important empirical issues in measuring the elasticity of taxable income. We present the basic model underlying the empirical literature on earnings elasticity with respect to taxation in the next subsection, before discussing the various methodological issues for estimation. We then present our data and our identification strategy.

The model

In this subsection, we present briefly the baseline micro-economic model from which our regression specification is derived.

The model that we use is a textbook micro economic model with 2 goods: consumption (C) and income or earnings (z). Taxpayers maximize a utility function $u = u(C, z)$ on a linear part of the tax scheme subject to a budget constraint

$$C = z(1 - \tau) + R$$

where τ is the (marginal) tax rate and R stands for public transfers or virtual untaxed non-labour income¹. This maximization problem implicitly define the earning supply function $z = z(1 - \tau, R)$. This income supply is affected by changes in R and τ as follows:

$$\begin{aligned} dz &= -\frac{\partial z}{\partial(1-\tau)}d\tau + \frac{\partial z}{\partial R}dR \\ &= -\zeta^u z \frac{d\tau}{1-\tau} + \eta \frac{dR}{1-\tau} \end{aligned}$$

where $\eta = (1 - \tau)\partial z/\partial R$ stands for income effects and $\zeta^u = \frac{\partial z}{\partial(1-\tau)} \frac{1-\tau}{z}$ is the uncompensated elasticity of income with respect to the net-of-tax rate. We also define the compensated elasticity of income with respect to the net-of-tax rate as:

$$\zeta^c = \frac{\partial z}{z} \frac{1-\tau}{\partial(1-\tau)} \Big|_u$$

Then, using Slutsky's equation, $\zeta^u = \zeta^c + \eta$, we get that:

$$dz = -\zeta^c z \frac{d\tau}{1-\tau} + \eta \frac{dR - z d\tau}{1-\tau} \tag{2.1}$$

Equation 2.1 summarizes the baseline behavioral model that we estimate in this paper.

¹Note that the equivalence between the marginal and the average tax rate on linear parts of the tax scheme is of course an approximation. But we mainly focus here on very rich taxpayers for whom the marginal tax rate is usually very close to the average tax rate

Methodological issues in measuring the elasticity of taxable income

When estimating equation 2.1, the most elementary problem to deal with is the endogeneity of marginal tax rate variations due to the progressivity of the tax system (*i.e.* marginal tax rates increasing with the level of a taxpayer's income). Any positive (resp. negative) income shock unrelated to behavioral responses to taxation may push a taxpayer into a higher (resp. lower) tax bracket, thus creating a spurious correlation between tax rate variations and income variations. The problem is thus to find a suitable instrument, but in the presence of panel data, a number of different approaches are possible, and have already been adopted in the existing literature. In this study, we follow the procedure chosen by Auten and Carroll (1999) and Gruber and Saez (2002), which consists in instrumenting the net-of-tax rate of a taxpayer in year $n + 1$ by the net-of-tax rate applicable to year n taxable income inflated to year $n + 1$ level and given year $n + 1$ tax law. To put it differently, this instrument is the net-of-tax rate that would be applicable to a taxpayer in year n if nothing but tax reforms had occurred so that identification is only brought through the exogenous changes of the tax system due to tax law modifications. Note also that this endogeneity problem is a concern when dealing with the whole distribution of taxpayers, but disappears when focusing on taxpayers sufficiently rich, like top incomes, whose marginal tax rate is not in danger of falling below the top.

The second concern when estimating models derived from equation 2.1 is the possible correlation between income changes (Δz) and the level of initial income z . There are at least two reasons why this correlation might occur and bias estimated elasticities. The first is the presence of important mean reversion effects. In case of mean reversion, people with large z in period 1 tend to experience declines in period 2, creating a negative correlation between Δz and z . The second reason is the presence of underlying trends in the income distribution. Rising inequalities for non-tax reasons, with, for instance, the level of top incomes increasing faster than median income, is a serious concern for identification, because it is likely to create a positive

correlation between Δz and z . As there is substantial evidence that the distribution of income has fanned-out in France since the mid-1990s (Landais (2007)), this calls for rich controls for period 1 income. With only one tax change, as is the case in most studies, a rich set of controls for period 1 income usually destroys identification because the size of the tax rate change is most often correlated with the income level. What is needed is therefore a dataset exhibiting different tax changes over time for different income groups in order to identify tax effects while still controlling properly for lagged income. We use in this paper several income tax reforms that took place between 1998 and 2006 in France, and that affected different part of the income distribution. We can therefore control for time (with a set of year dummies) and at the same time control for period 1 income. To do so, we follow Gruber & Saez's method which consists in adding log period 1 income and a 10 piece spline in log first period income². Our identifying assumption is of course that the rich controls for underlying inequality and mean reversion that we introduce are constant over time, which means that we cannot let all these effects change over time with changes in tax policy. Otherwise, we could not identify any variation of $(1 - t)$ that would not be collinear to one of these effects.

Another noteworthy point is the opportunity to separately estimate short-run and long-run responses to anticipated tax changes. As underlined by Slemrod, "the distinction between short- and long-run elasticities is particularly important for getting welfare analysis right, because it is the response of the present value of revenue that is critical." Goolsbee (2000) already showed that short-run responses can be very large compared to long-run elasticities in case of anticipated tax changes because of income shifting (from the non-corporate to corporate sectors) and time-optimization in the realization of taxable compensation. He concludes that the short term response to the 1993 tax increase was 10 times higher for top compensated employees than the longer-run response. However, such optimization is likely to be less widespread among all taxpayers than it is among top incomes, so that Gruber & Saez, on a larger

²We also show results with larger numbers of splines to control more accurately for fanning out distributions at the top

set of tax reforms and calculating elasticities on the whole distribution of income find no clear impact of widening/reducing the “differencing window” on their estimates.

Eventually, questions may arise from the definition of taxable income. First, it is of course necessary to adopt a consistent definition of taxable income over the years 1998-2006. Our definition of taxable income excludes realized capital gains, and includes all the items and adjustments that can be computed for all the years between 1998 and 2006. In particular, our definition excludes “avoir fiscal” which is a tax credit given to dividend earners (to avoid double taxation of dividends) and which was included in the tax base between 1998 and 2004. Our definition is therefore close to the actual definition of taxable income except for the fact that it includes the 20% deduction for wages that was in place until 2005.

The second problem concerning the definition of taxable income is that it is not neutral for estimating the elasticity of taxable income, in particular when tax reforms are accompanied by substantial changes in the tax base, as was for instance the case with TRA 86 in the US. Slemrod, and Kopczuk investigate this question in depth. Indeed, this is not so much of a concern for France since the major broadening of the tax base was made in 2005 but was not accompanied by any change in $(1 - t)$. Moreover, deductions are quite low in France as compared to tax reductions and tax credits, so that deduction behaviors do not affect the tax base that much in France as compared to the US. However we display results showing that taking always 1998 taxable income definition into account or to the contrary always the 2006 definition does not alter our estimates.

Data

The data we use in our study come from an original sample of the French Direction Generale des Impots with more than 500,000 taxpayers every year, oversampling rich taxpayers (with exhaustive sampling of taxpayers above a fixed taxable income threshold). This sample is drawn every year by the Tax Administration. The avail-

able variables in the data set are detailed income level and composition, family size, age, matrimonial status, deductions asked, and furthermore, all pieces of information contained in taxpayers tax forms.

The samples that we use are repeated cross-sections. Because of the sampling procedure chosen by the French Tax Administration, we could not create a panel relying on the method proposed by Auten and Carroll (1999). Nevertheless, for every observation in year n , the sample include substantial information on year $n - 1$ income, family size, tax liability, etc. For every taxpayer, we can therefore compute taxable income of year $n - 1$ (given the consistent definition that we described above), the marginal tax rate in year n given taxable income of year $n - 1$, and more generally all suitable variables for the estimation of equation 2.1. The limitation of the data are twofold. First, we cannot compute Δz for a wider time-span than two years on the whole distribution of taxpayers so that our baseline estimates are focused on short-run responses of taxable income to taxation. Neither can we properly compute broad income for year $n - 1$ for all taxpayers so that our estimates primarily focus on taxable income elasticity. The second limitation lies in the fact that cross sections are sampled according to year n taxable income, and not according to initial income (year $n - 1$). It is thus difficult to look precisely at top income responses, because oversampling is provided for year n top incomes, but not for year $n - 1$ top incomes.

But one feature of our dataset is that it provides *exhaustive* sampling at the upper-end of the income distribution. Practically, very rich taxpayers whose taxable income is greater than 175,000 euros are present every year in the sample. Based on variables which clearly identify taxpayers every year (taxable income of year $n - 1$, marital status of year $n - 1$, date of birth of household head and date of birth of dependants), taxpayers with taxable income above the threshold for consecutive years can be identified and matched in order to construct an exhaustive panel of taxpayers belonging to the P99.9-P100 fractile. We use this panel in section 2.3 to produce more specific and more detailed estimates of the responses of top incomes to taxation.

Baseline empirical strategy

Baseline econometric specification

Starting from equation 2.1, which can be rewritten as follows:

$$dz/z = -\zeta^c \frac{d\tau}{1-\tau} + \eta \frac{dR - zd\tau}{z(1-\tau)} \quad (2.2)$$

we derive our baseline econometric specification which is similar to that chosen by Gruber & Saez :

$$\Delta \log z = \zeta \Delta \log(1 - t') + \eta \Delta \log(z - T(z)) + \gamma \log z + X' \beta + \sum_i \theta_i Y E A R_i + \epsilon \quad (2.3)$$

where z is taxable income, t' stands for the marginal tax rate, and $T(z)$ is total tax liability. As explained in subsection 2.1, we instrument $\log((1 - t'_2)/(1 - t'_1))$ by $\log((1 - t'_{instr})/(1 - t'_1))$ where t'_{instr} is the marginal tax rate that the taxpayer would face in period 2 given his period 1 income (inflated to period 2 level). We also instrument $\log((z_2 - T_2(z_2))/(z_1 - T_1(z_1)))$ by $\log((z_1 - T_2(z_1))/(z_1 - T_1(z_1)))$. Our controls X include marital status, and a 10 piece spline of log of period 1 income.

Tax reforms in France, sources of variation and identification

We computed taxable income, average and marginal tax rates and tax liabilities from our sample using our own tax simulator. Our computations control for all deductions from taxable income and for the “family-tax-splitting” mechanism (*Quotient Familial*). Note that we did not compute the effects of the *Prime pour l'Emploi* (a tax credit for low-income families) and that we did not simulate for the whole population of taxpayers the effects of all other tax credits affecting net tax liability. Indeed, tax credits have rates that are independent of the marginal tax rate, and we can reasonably assume that the effects of variations of these rates on earnings z are negligible, so that neglecting tax credits has little effect on our functional form estimates for the whole population.

Identification is primarily brought by 3 tax reforms. The first tax reform was

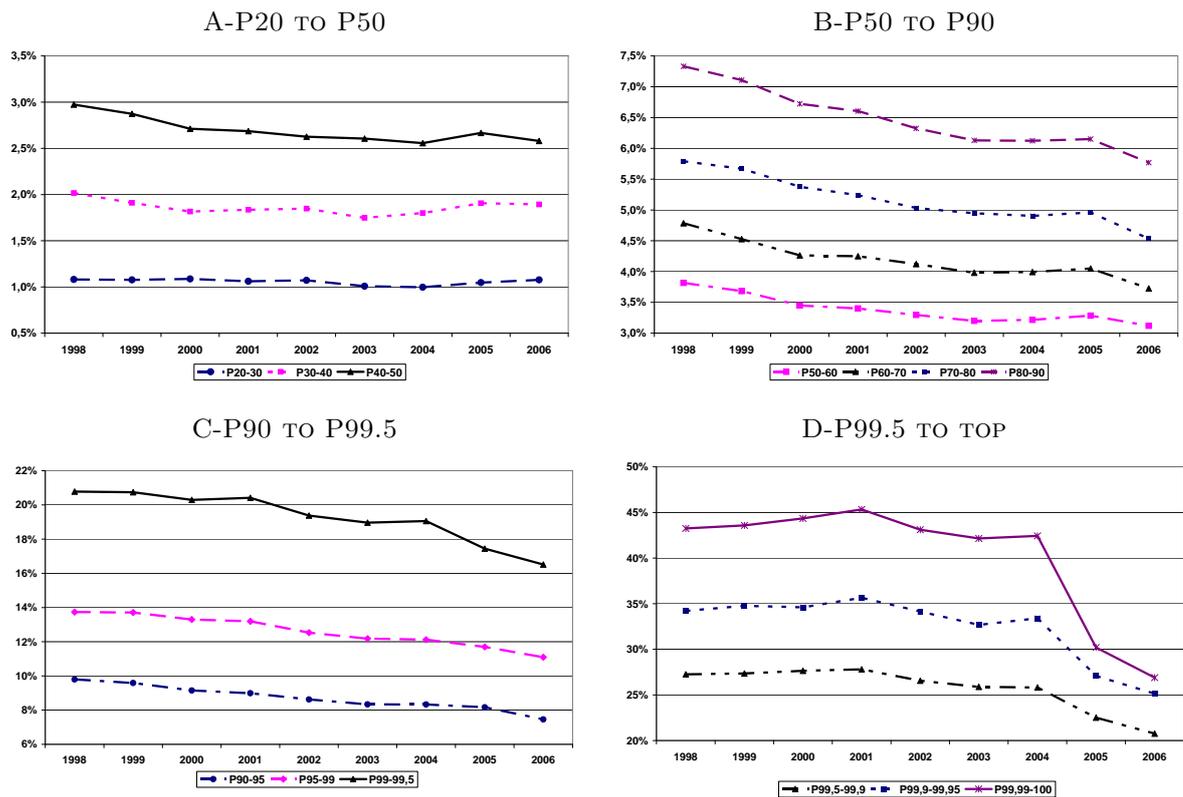
decided in 2000, and consisted in a gradual decrease of the income tax scheme, especially concentrated on top income brackets, with a reduction of the top marginal tax rate from 54% to 48.09% between 2000 and 2003. The second major reform is the transformation in the tax treatment of dividends in 2005. Before 2005, dividend earners received a tax credit called “avoir fiscal” destined to avoid double-taxation of dividends, and thus equal to the amount of the “corporate tax on profits” paid on these dividends. The important feature of this tax credit is that it was reintroduced into the taxpayer’s tax base, so that taxable income was considerably increased. After 2005, this tax credit was abolished, and replaced by a 50% deduction for dividends. This reform had the effect of greatly reducing the taxable income of dividend earners, and therefore, because of the progressivity of the tax scheme, of greatly reducing their marginal income tax rates. The third consequent reform took place in 2006, and consisted in a further reduction of all marginal tax rates (with top marginal tax rate reduced from 48.09% to 40%) accompanied by a broadening of the tax base (removal of the 20% deduction on all wages).

Figure 2.1 summarizes these evolutions. It displays the average tax rate of several income groups for years 1998 to 2006. Average tax rate is computed as tax liability before tax credits divided by total reported market incomes (excluding realized capital gains). This figure reveals that tax reforms in France from 1998 to 2006 exhibit tax changes over time for different income groups that enable us to identify tax effects while still controlling properly for lagged income. Panel A shows evolutions for taxpayers between the 20-th and the 40-th percentile of broad income. These taxpayers almost never pay taxes because of the family-tax-splitting and of the “*décote*”³, so that they were not affected by these three tax reforms. Panel B focuses on middle-class households. These households have been essentially affected by the 2000-2003 reform, and also by the 2006 reform, but, as the fraction of dividends is negligible in their income, they were not at all affected by the 2005 reform on dividends. Panel C displays the evolution of tax rates for the P90 to P95 income group. These taxpay-

³The *décote* system reduces the net tax liability of poor households by targeting households with a gross tax liability inferior to a certain threshold.

ers were affected by the 2000-2003 and 2006 reforms, but it is only among the first percentile that the tax cut on dividends was effective. Panel D eventually focuses on the upper-end of the income distribution (P99.5-100). Income tax reforms have clearly affected primarily top incomes, and the major effects are concentrated among a very small fraction of taxpayers at the upper-end of the broad income distribution whose tax liability has decreased of more than 40%. Besides, the 2005 and 2006 tax reforms have affected rich taxpayers markedly while previous reductions in marginal tax rates have had relatively little effects on these households.

Figure 2.1: Evolution of average income tax rates for different income groups (France 1998-2006)



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. Income groups are computed according to broad income (total reported market incomes excluding realized capital gains).

NOTE: Average tax rates are computed as tax liability before tax credits divided by total reported market incomes (excluding realized capital gains).

Note that the timing/applicability of these 3 tax reforms ensures that taxpayers

were aware of the tax rates applicable to their income at the time they earned it, which is not always the case with the French tax system that does not function as a withholding tax system. The first tax reform spanning years 2001 to 2003 was voted in 2000 by the socialist government of Mr. Jospin and established a time schedule for gradually reducing the tax scheme. This reform was simply reinforced in 2002 by the new government, which further decreased the tax scheme for year 2003. The second reform, that of the tax treatment for dividends, was voted in 2004 in order to comply with a European directive, and was applicable starting from January 1., 2005. The third reform, the “Villepin reform”, was voted in September 2005, and was applicable for incomes earned in 2006.

Table 2.1: *Summary statistics: weighted yearly samples of taxpayers of the French Tax Administration*

YEAR	1998		1999		2000		2001		2002	
variable	MEAN	std								
taxable income	15 755	180 804	15 979	174 888	16 223	185 771	16 566	225 875	16 755	222 742
broad income	22 988	246 150	23 387	231 784	23 723	247 065	24 188	299 848	24 431	300 848
single	0,35		0,36		0,37		0,37		0,38	
married	0,40		0,39		0,39		0,38		0,38	
divorced	0,12		0,12		0,12		0,12		0,13	
widowed	0,13		0,12		0,12		0,12		0,12	
marg. tax rate n-1	0,129	1,045	0,131	0,942	0,134	0,980	0,124	0,984	0,123	0,954
marg. tax rate n instr.	0,128	1,045	0,131	0,942	0,120	0,939	0,119	0,966	0,117	0,893
Number of obs.	422 960		538 572		512 273		479 196		508 997	

YEAR	2003		2004		2005		2006	
variable	MEAN	std	MEAN	std	MEAN	std	MEAN	std
taxable income	16 579	210 353	16 587	239 764	16 806	249 333	17 076	264 485
broad income	24 166	287 852	24 230	322 082	24 341	291 325	24 665	309 071
single	0,39		0,39		0,39		0,39	
married	0,37		0,36		0,36		0,36	
divorced	0,13		0,13		0,13		0,13	
widowed	0,12		0,12		0,11		0,11	
marg. tax rate n-1	0,118	0,894	0,115	0,899	0,117	0,921	0,117	0,918
marg. tax rate n instr.	0,114	0,873	0,115	0,901	0,116	0,917	0,080	0,679
Number of obs.	538 447		511 965		497 920		500 680	

Notes: Incomes are expressed in constant 2006 euros.

2.2 Baseline results

In this section, we present our baseline results on the whole population of taxpayers.

2.2.1 Basic results

Table 2.2 presents our basic results and displays the short-term elasticity estimates of taxable income among the whole population of taxpayers according to 5 different specifications. Model 1 does not control for initial income. As we can see, the elasticity estimate is negative, suggesting that mean reversion effects are strong. Model 2 controls for mean reversion simply by adding the log of initial income. The elasticity estimate is positive and around .15. But better controls for underlying trends in the income distribution tend to reduce importantly this estimate. Model 3, which includes a 10 piece spline of the log of first period income, leads to an estimate around .06. This demonstrates that underlying trends in income inequality, with top incomes increasing faster than average incomes, tend to drive the result when these trends are not properly controlled for. Model 4 and 5 drop income effects, which are second order, with model 5 introducing a larger set of splines.

Our baseline results therefore suggest that short term taxable income elasticity is rather low in France, around .05, when the estimated model properly controls for mean reversion effects and underlying trends in the income distribution. We investigate in the next subsection for possible heterogeneity of taxable income elasticity among taxpayers.

Table 2.2: 2 stage least square baseline estimates

variables	MODEL 1 :	MODEL 2 :	MODEL 3 :	MODEL 4:	MODEL 5:
	no controls for mean reversion	mean reversion controls (logZ1)		controls for mean reversion and underlying trends	
			10 piece spline	10 piece spline	15 piece spline
				No income effects	
Intercept	-0,079 <i>0,001</i>	0,689 <i>0,003</i>	1,666 <i>0,010</i>	1,664 <i>0,010</i>	1,446 <i>0,017</i>
elasticity	-0,477 <i>0,008</i>	0,141 <i>0,009</i>	0,061 <i>0,009</i>	0,061 <i>0,009</i>	0,054 <i>0,009</i>
net inc. effects	-0,016 <i>0,001</i>	0,018 <i>0,001</i>	0,009 <i>0,001</i>		
logz1		-0,080 <i>0,000</i>	-0,189 <i>0,001</i>	-0,188 <i>0,001</i>	-0,146 <i>0,001</i>
single	0,038 <i>0,001</i>	0,029 <i>0,001</i>	0,032 <i>0,001</i>	0,032 <i>0,001</i>	0,032 <i>0,001</i>
divorced	-0,038 <i>0,001</i>	-0,027 <i>0,001</i>	-0,028 <i>0,001</i>	-0,028 <i>0,001</i>	-0,028 <i>0,001</i>
married	0,053 <i>0,001</i>	0,105 <i>0,001</i>	0,093 <i>0,001</i>	0,093 <i>0,001</i>	0,092 <i>0,001</i>

Notes: All regressions are weighted by income, and include year dummies.

2.2.2 Heterogeneity

There are several possible sources of heterogeneity of taxable income responses to taxation among taxpayers. The first source of heterogeneity is the level of income itself. Rich taxpayers tend to respond more to tax incentives than middle or low income households. Table 2.3 displays the elasticity estimated on 3 different income groups defined according to the level of their broad market income. Very low income households (with income inferior to the 30-th percentile of broad market income) are never taxable, so that we drop them from estimation. We first focus on taxpayers belonging to the P30-P80 income group. Elasticity estimated on this income group is strongly negative. This may be due to the fact that these taxpayers are eligible to a certain number of transfers that our microsimulation model cannot properly take into account and that may influence labour supply. It is thus difficult to conclude on the true elasticity of these taxpayers to taxation. Our results only suggest that these taxpayers are probably not very sensitive to income taxation through the French income tax, which is strongly progressive and does not truly concern middle income taxpayers. As shown in figure 2.1, the average income tax rate in France for these taxpayers is inferior to 4.5%. However, it appears clearly that richer taxpayers, those belonging to the P80-P100 and to the upper decile of broad income⁴, tend to react more sharply to taxation than middle income taxpayers. Most of the elasticity of taxable income is therefore driven by top income responses. This is in some sense the result of the strong progressivity of the French income tax scheme.

The second source of heterogeneity among taxpayers is the type of income that they earn. Pension earners, who stand for approximately 30% of the whole population of taxpayers, have very few means of adapting the level of their pension to short term tax changes. This is the reason why elasticity estimated excluding pension earners is stronger than elasticity estimated on the whole population of taxpayers. We reported in table 2.3 these two elasticities calculated on taxpayers with income superior to P50

⁴Income groups are defined according to initial (year $n - 1$ broad income. Note that we cannot display results broken down for higher income groups with our baseline estimation technique because cross-sections are sampled according to year n income, and not according to year $n - 1$ income.

Table 2.3: 2SLS estimates: Heterogeneity of the elasticity of taxable income

	elasticity est.	std
by INCOME GROUPS		
P30-80	-0,420	0,0149
P80-100	0,235	0,0124
P90-100	0,272	0,0145
by INCOME TYPE		
Taxpayers with income>P50		
with pension earners	0,097	0,0103
without pension earners	0,121	0,0126
by MARITAL STATUS		
Taxpayers with income>P50		
married	0,158	0,0111
single and divorced	-0,058	0,0237

Notes: Regression are weighted by income

(taxpayers with lower incomes being not responsive to taxation). Excluding pension earners from the sample increases slightly the elasticity of taxable income from .09 to .12. Nevertheless, this difference is rather small, and does not alter the broad picture of a low level of taxable income elasticity among all taxpayers in France. The reason is that pension earners are quite scarce among top incomes whose responses to tax changes primarily drive our baseline result. The second source of heterogeneity due to income type concerns self-employed vs wage earners. Self-employed individuals have greater opportunities to react to short-term tax changes because they have a greater control on their reported income. We focus on this issue in section 2.3.

Finally, heterogeneity may arise from marital status. In France, taxation is made at the household level, so that the response of taxable income includes the response of two individuals in the case of a married couple, while it only concerns one individual in the case of single or divorced taxpayers. There is little reason why these two type of responses may be equivalent. We display in table 2.3 the elasticity for married couples and for single or divorced taxpayers, among the top 50% of taxpayers. Married couples tend to react strongly (with an estimated elasticity around .15), while single taxpayers appear almost insensitive to tax rate changes. We implicitly consider here a unitary model of the family to compute this elasticity for married couples. But there are strong reasons to believe that the higher elasticity for couples is due to the fact that family taxation imposes heavy marginal tax rates on second-earners. So that a collective model of the family would be needed to disentangle more accurately the elasticity for the first and for the second earner in the family. And indeed, we believe that this result may very probably hide a discrepancy between a very high elasticity for the second-earner, and a relatively low elasticity of taxable income for the first income earner⁵.

⁵See for instance Blundell and MaCurdy (1999).

2.2.3 Controlling for time-varying income distribution changes

Our specification includes a certain number of controls for variations in the income distribution. However, we first made the assumption that these variations were constant over time. There may be reasons to believe that the way that the income distribution varies is not the same over time. Figure 2 in chapter 1 shows for instance that the evolution of top incomes between 1998 and 2006 has clearly been threefold. This is the reason why we allow in this section for our income distribution controls to vary over time. Of course a complete interaction of all our income controls with year dummies will destroy identification, so that we can only interact time and income controls in some limited way.

We first display the estimation of a specification where the log of first period income is interacted with 3 time period dummies corresponding with the threefold evolution of the income distribution visible in figure 2.2. We then show the result of a model interacting our 15-piece spline of the log of first period income with a time trend. Table 2.4 summarizes the results. Our baseline result, that of a taxable income elasticity close to .05, appears robust to the introduction of these controls.

Table 2.4: 2SLS estimates: controls for non-constant variations of the income distribution over time

variable	Model: 3 time period dummies interacted with logz		Model: 15 log(income) piece spline interacted with time trend	
	Estimate	StdErr	Estimate	StdErr
elasticity	0,067	0,009	0,066	0,009
net income effect	0,013	0,001	0,009	0,001
logz*time1	-0,190	0,001		
logz*time2	-0,206	0,001		
logz*time3	-0,183	0,001		
inc. gr.1*time trend			<i>ref</i>	<i>ref</i>
inc. gr.2*time trend			-8,4E-05	9,3E-07
inc. gr.3*time trend			-8,4E-05	8,9E-07
inc. gr.4*time trend			-8,3E-05	8,7E-07
inc. gr.5*time trend			-8,2E-05	8,5E-07
inc. gr.6*time trend			-8,0E-05	8,3E-07
inc. gr.7*time trend			-8,0E-05	8,1E-07
inc. gr.8*time trend			-7,8E-05	7,9E-07
inc. gr.9*time trend			-7,6E-05	7,6E-07
inc. gr.10*time trend			-7,4E-05	7,3E-07
inc. gr.11*time trend			-7,2E-05	7,0E-07
inc. gr.12*time trend			-7,1E-05	6,8E-07
inc. gr.13*time trend			-7,0E-05	6,5E-07
inc. gr.14*time trend			-7,4E-05	5,9E-07
Income group dummies	YES		NO	
Control for marital status	YES		YES	

Notes: Regression are weighted by income

2.3 The elasticity of taxable income among top incomes

Our baseline estimates along with previous studies show that the elasticity of taxable income is primarily driven by top incomes responses. In this section, we take advantage of the quality of our dataset to further investigate the problem of the elasticity of top incomes to taxation. We explain how we constructed an exhaustive panel of the top .1% of richest taxpayers in France, and then present our empirical strategy, which is slightly different from that of our baseline estimates. Finally, we present our results.

2.3.1 Data: Exhaustive panel of the richest taxpayers

The samples of the tax administration provide with exhaustive sampling at the upper-end of the income distribution. Very rich taxpayers whose taxable income is greater than 175,000 euros are present every year in the sample. Based on variables which clearly identify taxpayers every year (taxable income of year $n - 1$, marital status of year $n - 1$, date of birth of household head and date of birth of dependants), taxpayers with taxable income above the threshold for consecutive years can be identified and matched in order to construct an exhaustive panel of taxpayers belonging to the P99.9-P100 fractile. Practically, if a taxpayer has a taxable income in year n that is above the threshold, her probability of being sampled is one, so that she enters our panel. If her taxable income in year $n + 1$ is still above the threshold, then she remains in the panel. If to the contrary her taxable income is below the threshold, then we know with certainty that her taxable income in period $n + 1$ is below the threshold, so that Δz is left-censored. We show that this censoring limitation of our panel data can be dealt with to estimate the elasticity of top income to taxation in the next subsection.

Our panel gives us the opportunity to investigate in depth the problem of the elasticity of top incomes to taxation. First, because we get the exhaustive responses

of all taxpayers belonging to the top .1% of the income distribution, a part of the distribution whose responses are critical for tax policies. Second, because contrary to the whole sample, our panel structure for top incomes gives us the opportunity to enlarge the time-span (and look at longer-run responses) and to estimate broad income elasticities in addition to taxable income elasticities.

2.3.2 Empirical strategy: censored quantile regressions

The estimation faces two issues. First, the censoring problem on Δz . Second, the fact that all taxpayers in the panel face the same top marginal income tax rate, and therefore have the same variations in $\Delta \ln(1 - t)$ for a given year.

Taxpayers with low taxable income in period $n + 1$ tend to disappear from our panel. Indeed, the probability of staying in the top .1% income group after 2 years is about 50%. Without controls for this selection, estimated elasticities will overestimate substantially the true response of top incomes. Indeed, the selection is nothing but a censoring mechanism on the variable Δz , with the censoring point on Δz being conditional on first period income z_0 . To deal with censoring with minimal assumptions on the distribution of the error term, we use a censored quantile regression technique *a la* Buchinsky and Hahn. We propose in chapter 3 a longer description of the principle and advantages of quantile regressions applied to censored models.

The functioning of this estimator can be summarized briefly as follows. We start from the censored model

$$Y_i^* = X_i' \beta_\theta + \varepsilon_{i\theta}$$

$X_i' \beta_\theta$ is the θ -th conditional quantile of Y_i^* given X_i . Because of left-censoring, we only observe:

$$\begin{cases} Y_i = Y^* & \text{if } Y_i^* > C_i(X_i) \\ Y_i = 0 & \text{if } Y_i^* \leq C_i(X_i) \end{cases}$$

We define $h_0(x) = Pr[Y^* > C|X_i = x]$. Then the conditional probability that $Y^* < X_i'\beta_\theta$ given $Y_i^* > C_i$ and $h_0(x) > 1 - \theta$ is :

$$\pi_\theta(X_i) = \frac{h_0(X_i) - (1 - \theta)}{h_0(X_i)}$$

This means that $X_i'\beta_\theta$ is the π_θ -th quantile of Y_i , conditional on $Y_i^* > C_i$ and $h_0(x) > 1 - \theta$. With a first step estimation of the probability of not being censored $\hat{h}_0(\cdot)$, an estimator of the parameter β_θ is provided by:

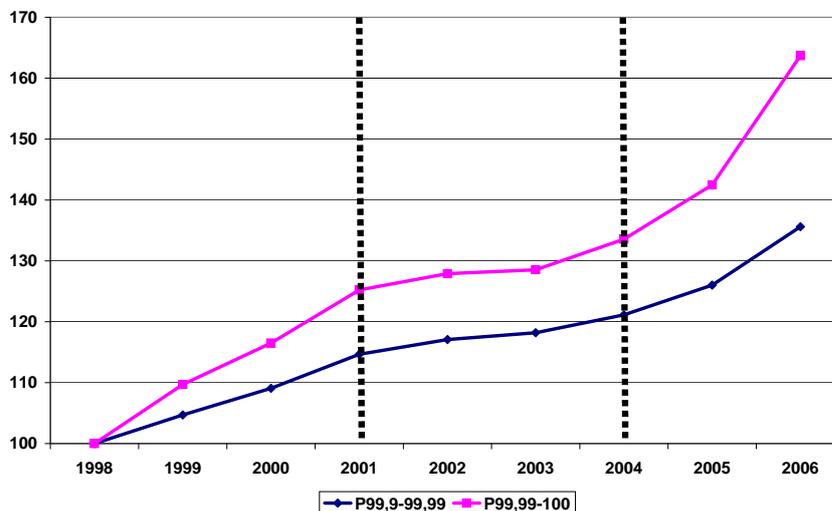
$$\hat{\beta}_\theta = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} \left[\frac{1}{n} \sum \hat{\pi}_\theta(X_i)(Y_i - X_i'\beta)^+ + (1 - \hat{\pi}_\theta(X_i))(Y_i - X_i'\beta)^- \right]$$

on the population with $\hat{\pi}_\theta(X_i) > 0$ (the population for which the estimated probability of being censored is superior to $1 - \theta$), and where the $a^+ \equiv \max\{a, 0\}$ and $a^- \equiv \max\{-a, 0\}$.

The second issue when estimating elasticities of income with respect to tax rates for our panel of top incomes is that almost all taxpayers in the panel ($\approx 98\%$ every year) face the top marginal tax rate. Estimations of the form 2.3 are thus not applicable, because year dummies tend to be collinear with the term $\Delta \ln(1 - t)$, destroying identification.

However, if year dummies cannot be directly introduced in our specification, this does not exclude the possibility of introducing rich time controls. Our strategy therefore consists in replacing year dummies by several time controls. To choose a set of adequate controls, we first display the evolution of incomes in our panel of top income taxpayers. Figure 2.2 reveals that the evolution of incomes exhibits a clear 3 time period pattern, with income increasing rapidly between 1998 and 2001, then stagnating between 2001 and 2004, and eventually increasing again strongly in 2005

Figure 2.2: *Evolution of mean real incomes for the P99.9-100 income group (1998-2006), basis = 1998*



SOURCE: Exhaustive tabulations (Etats 1921) and sample of income tax returns. Definition of income excludes realized capital gains.

and 2006. We take advantage of this pattern to test different specifications including a 3-piece time trend or 3 period dummies (1998-2001/2002-2004/2005-2006).

Note also that, since all taxpayers now face the same top marginal τ , there is no endogeneity problem. If a taxpayer has an increase in income, there is no risk of an increase in τ' creating a spurious correlation between Δz and τ . Variations in $\ln(1 - \tau)$ are now directly brought by tax reforms, and instrumentation is no longer necessary.

We must eventually still control for mean reversion and possible underlying trends in the income distribution within top incomes. We control for that in several ways. We introduce the log of period 1 income. We also test a specification with a set of 20 income group dummies. If for instance, incomes among the P99.99-100 income group increase faster than incomes among the P99.9-99.95 income group, then this will be captured by these income group dummies. We also interact time controls with these income controls without loss of robustness.

To summarize, we display in section 2.3.3 the elasticity estimate for 3 specifications. The first specification includes 3-time period dummies and the log of initial income.

$$\begin{aligned} \Delta \log z = & -\zeta^c * \Delta \ln(1 - \tau') + \eta * \Delta \ln(z - T(z)) + \gamma \log(z_0) \\ & \sum_i \theta_i PERIOD_i + X' \beta + \epsilon \end{aligned} \quad (2.4)$$

The second specification includes 3-time period dummies interacted with the log of initial income.

$$\begin{aligned} \Delta \log z = & -\zeta^c * \Delta \ln(1 - \tau') + \eta * \Delta \ln(z - T(z)) \\ & \sum_i \theta_i \log(z_0) * PERIOD_i + X' \beta + \epsilon \end{aligned} \quad (2.5)$$

The third specification includes 3-time period dummies, the log of initial income, and a set of 20 income group dummies among top incomes.

$$\begin{aligned} \Delta \log z = & -\zeta^c * \Delta \ln(1 - \tau') + \eta * \Delta \ln(z - T(z)) + \gamma \log(z_0) \\ & \sum_i \theta_i * PERIOD_i + \sum_j \mu_j Incomegroup_j + X' \beta + \epsilon \end{aligned} \quad (2.6)$$

Controls X include age, marital status, and income type. As mentioned for our baseline estimates, our original specification includes income effects (η), but given that these effects are second-order, we present our results excluding income effects.

2.3.3 Results

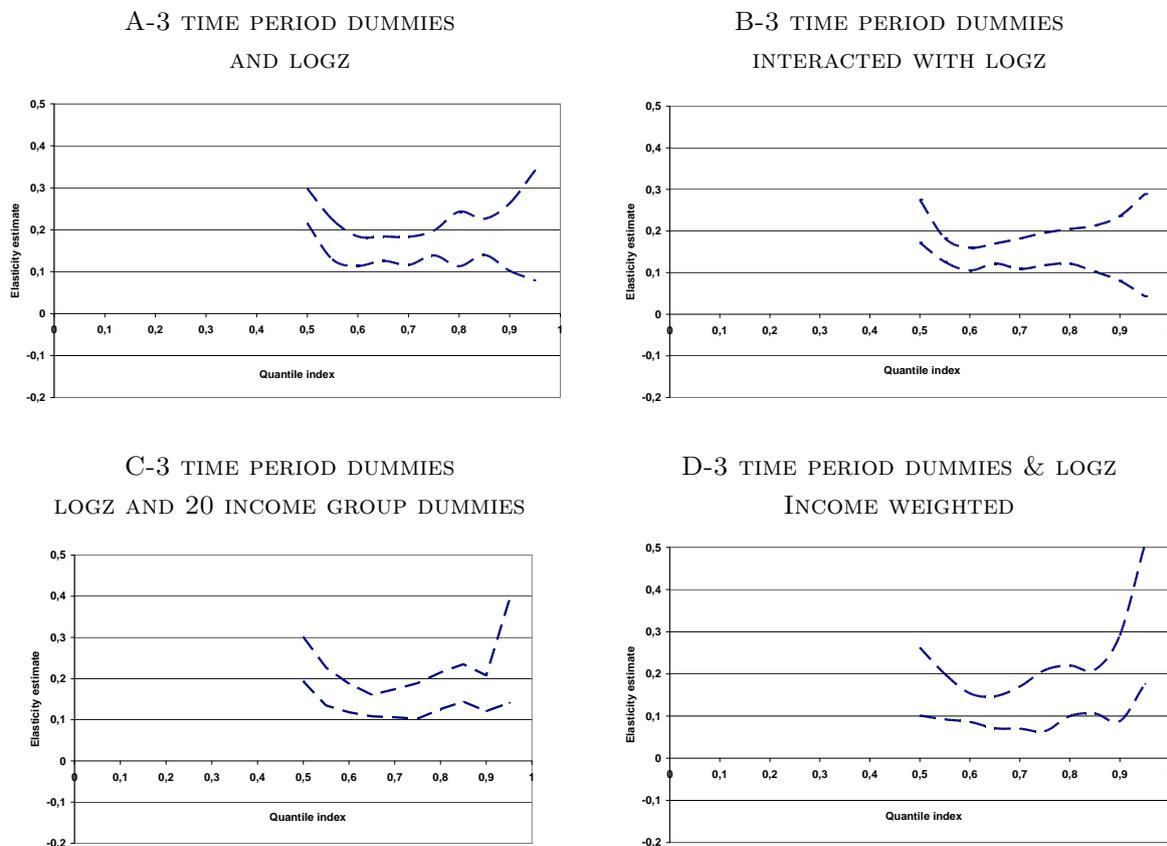
Figure 2.3 displays 2-step censored quantile regression estimates of the elasticity of top incomes to taxation, according to 3 different specifications. We display the 95% confidence interval of the elasticity estimate for all quantile index between .5 and .95. Panel A presents the result with 3 time period dummies and the log of first period income. Panel B interacts the time controls and the income controls. Panel C adds 20 income group dummies. And Panel D follows the same specification as panel A but the elasticity estimates are income weighted. Results appear very similar across

these 4 specifications. The short-run elasticity of taxable income among the top .1% of incomes in France is around .15 and .2. This level may seem low compared to previous studies that focused on top incomes. Goolsbee (2000) finds a short-term elasticity of 1 for the 1993 tax reform in the US on top compensated corporate executives. In fact, Goolsbee had only one tax change, and showed that the short-term elasticity was primarily driven by the optimization of stock-option exercises between 1992 and 1993. Note however that Goolsbee finds a long-term elasticity of .1, which is very similar to our result. In France, stock-options exercises are considered as capital gains and are subject to a 16% flat tax. There is thus no stock-option optimization in top incomes short-term responses, and we basically exclude capital gains from our definition of taxable income. This may explain why the short-term response of top incomes in France is very comparable to the longer-term elasticity found by Goolsbee. Moreover, the income weighted elasticity is not different from the unweighted elasticity. This suggests that the elasticity is not heterogeneous with respect to income in the panel.

Figure 2.4 presents the elasticity for self-employed and for earners of all other income types. Top incomes responses appear to be largely driven by the elasticity of self-employed taxpayers. The elasticity of taxable income among self-employed is around .5. For wage earners and capital income earners, the elasticity is around .1 to .15. This reflects the fact that self-employed taxpayers have greater opportunities to control their reported income through short-term optimization with respect to tax changes.

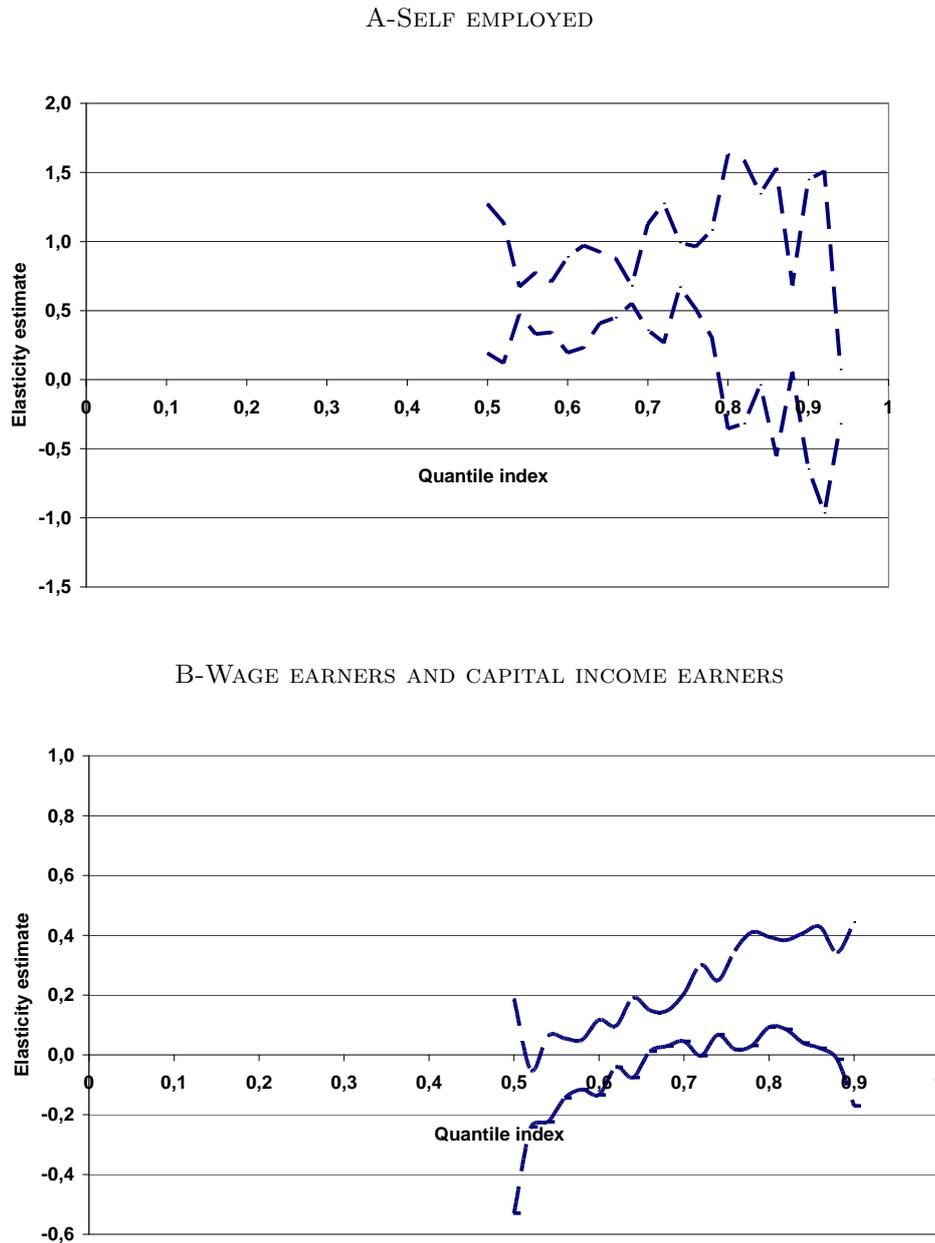
Finally figure 2.5 displays results for different length of the income “differencing window”. Panel A shows the short term elasticity (2-year span) and panel B shows results for a 3-year “differencing window”. The longer-term elasticity of top incomes appears to be zero. This may be due to the fact that much of the short-term response was induced by reported income optimization among self-employed. Nevertheless, figure 2.1 shows that identification for top incomes is largely brought by the 2005 and 2006 tax reform. It is therefore difficult to take properly into account the longer-

Figure 2.3: 2-step censored quantile regression estimates: 95% confidence interval of the elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100)



SOURCE: Echantillons Lourds DGI.

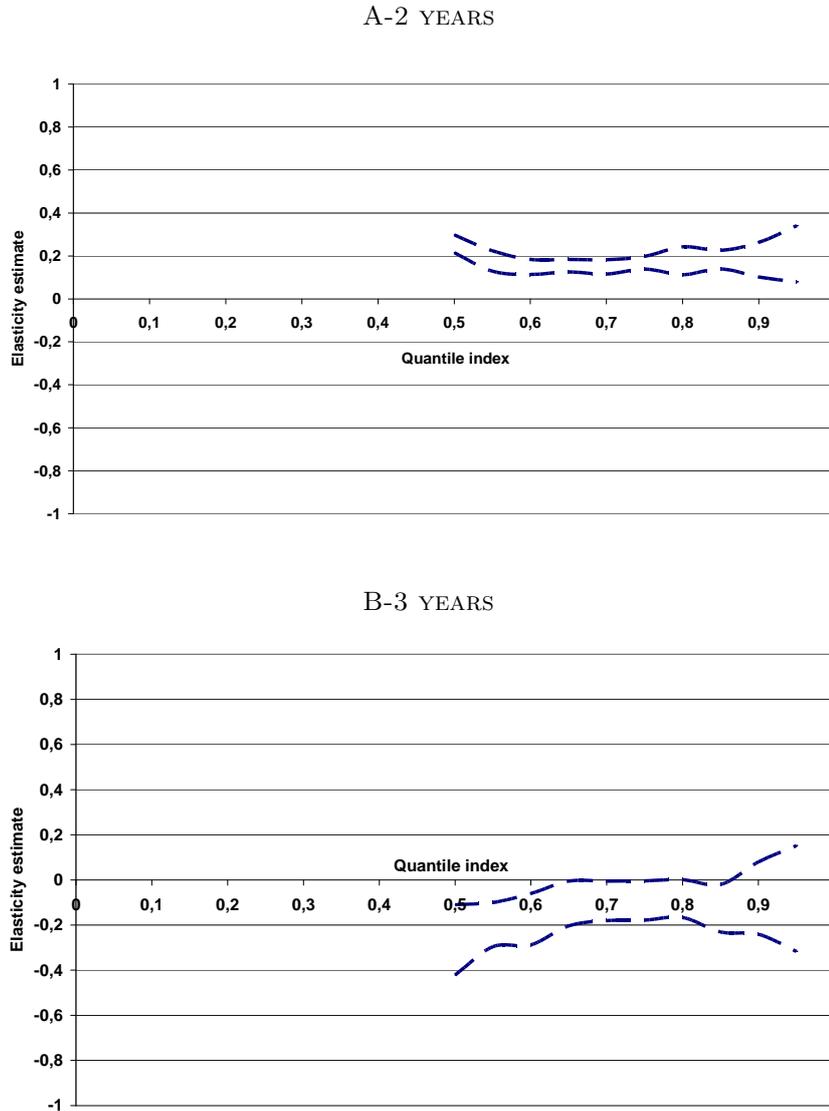
Figure 2.4: *Elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100) by income type (95% confidence interval)*



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. 2-step censored quantile regression estimates.

term response to these 2 tax reforms with data covering years 1998 to 2006.

Figure 2.5: *Elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100) by length of the time differencing window(95% confidence interval)*



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. 2-step censored quantile regression estimates.

2.3.4 Robustness

Even though the results displayed in the previous subsection are robust to a wide range of time controls, one could still want to add year dummies to control more

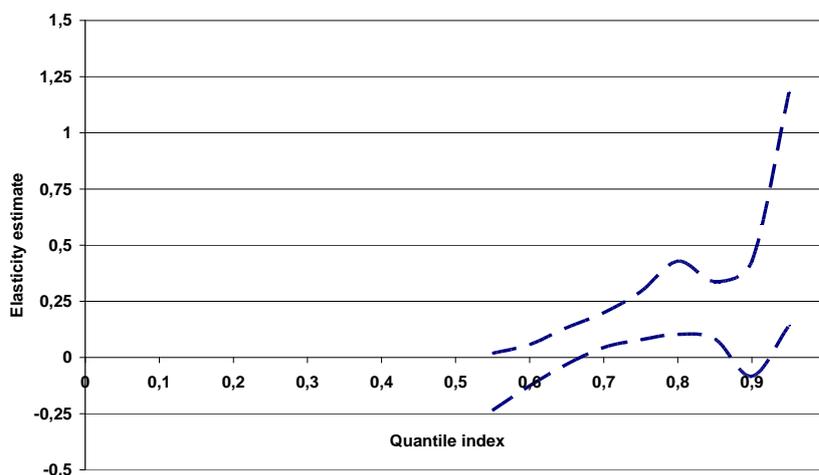
accurately for year to year variations in Δz that are uncorrelated with tax changes. To do so, we propose a robustness check based on a specification which is directly derived from our functional form . More precisely, we get from equation (2.1) that:

$$\Delta z = -\zeta^c z * \Delta \ln(1 - \tau') + \eta z * \Delta \ln(z - T(z)) \quad (2.7)$$

The idea is that $z * \Delta \ln(1 - \tau')$ now exhibits sufficient variations across taxpayers for a given year to identify the parameter ζ^c in the presence of year dummies. We still control for mean reversion and possible underlying trends in the income distribution within top incomes by introducing the log of period 1 income and a set of 20 income group dummies. The model that we estimate is as follows:

$$\begin{aligned} \Delta z = & -\zeta^c * z * \Delta \ln(1 - \tau') + \eta * z * \Delta \ln(z - T(z)) + \gamma \log(z_0) \\ & + \sum_i \theta_i Y E A R_i + \sum_j \mu_j I n c o m e g r o u p_j + X' \beta + \epsilon \end{aligned} \quad (2.8)$$

Figure 2.6: 95% confidence interval of the elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100): Robustness estimate, specification with year dummies and dependant variable= Δz



SOURCE: Echantillons Lourds DGI.

Figure 2.6 presents the elasticity estimates for this new specification. The results are very similar to those displayed in figure 2.3. The elasticity of taxable income among top incomes appears to be around .15 to .2. This confirms that our estimates

are robust to a very wide set of specifications and time/income controls.

2.4 Implications for the optimal taxation of top incomes in France

The elasticity of taxable income is a key parameter to derive optimal tax policies. In this section, we discuss the issue of optimal taxation of top incomes, taking advantage of the estimates of the previous section to assess the relevance of further tax reforms on top incomes tax rates. We demonstrate that the deadweight loss of taxing top incomes in France may be substantially smaller than commonly thought, and that under some credible assumptions on the redistributive tastes of the government, top optimal income tax rate could be as high as 45 to 50%.

Deadweight loss of income taxation

As pointed out by Feldstein (1999), the elasticity of reported taxable income is a key parameter to tax policies because it can provide with easy calculations of the deadweight loss of income taxation in the presence of tax avoidance or tax evasion. The underlying idea can be easily summarized as follows⁶. Imagine that individuals can consume some composite good A that is deductible from the tax base. A can be simple tax avoidance (legal deductions), but it can also represent some tax evasion. This activity has a cost for individuals, so that the program of the taxpayer is $u(c, z, A) = c - \psi(z) - g(A)$ subject to budget constraint $c = R + (1 - t)(z - A) + A$. The quasi-linear utility function has the advantage that the indirect utility function is a money metric. Welfare is then defined as the sum of the indirect utility of taxpayers and of tax revenues.

$$W = \{u(c^*, z^*, A^*)\} + t(z - A) = \{R + (1 - t)(z^* - A^*) + A^* - \psi(z^*) - g(A^*)\} + t(z - A)$$

Given the envelope theorem, the effect of a change in the tax rate has only

⁶We use in this subsection the comprehensive framework of Chetty (2008).

first-order effect on the utility of the taxpayer, so that:

$$\frac{dW}{dt} = -(z - A) + (z - A) + t \frac{d(z - A)}{dt} = t \frac{d(\text{taxable income})}{dt}$$

In this framework, the elasticity of taxable income is a sufficient statistic to compute deadweight loss because the implicit price of additional earning (z) or of additional avoidance (A) is the same and is equal to $1 - t$. Following this approach, and using Feldstein's formula with our estimated elasticity of .15 on top incomes, we can calculate that the marginal cost of public fund levied on top incomes in France (the deadweight loss per dollar of additional tax revenue raised on top incomes) is .11, which is rather small compared to Feldstein's figures.

Besides, Feldstein's calculations rely on the assumption that all the costs of tax avoidance are lost for social welfare. But in fact, part of these costs does not reduce total surplus because they are transfers to other agents in the economy (deductible investments in SMEs for instance), or because they are shifts to other tax bases (as is very probably the case for self-employed taxpayers). Slemrod (1998), Saez (2004) or Chetty (2008) all provide evidence that the deadweight loss of taxation for top income could be small if resource costs of sheltering are smaller than top marginal tax rate, even if taxable income is very elastic to taxation. This means that the marginal cost of public funds levied on top income taxpayers could be in fact rather small.

High Income Optimal Tax Rate

Our data and our estimates of top incomes elasticity give us the opportunity to go one step further than deadweight loss analysis, and we study in this subsection the issue of optimal tax rates applicable to high income earners in France, following the seminal work of Saez (2001). For a different setting accounting for high-skilled workers mobility, see Trannoy and Simula (2006). We focus on the case of an optimal income tax, with no commodity taxation on C .

We consider that the government wants to set a constant top marginal tax rate τ

for all top income taxpayers above a level of income \bar{z} . To derive the optimal τ , it is necessary to take three effects into account.

- The first one is a mechanical **effect on tax revenues**, when all behavioral responses are let aside. Increasing τ by $d\tau$ leads to levy $(z - \bar{z})d\tau$ on all taxpayers. If we normalize the population above \bar{z} to one and we denote the mean of incomes above \bar{z} by z_M , then total tax revenues increase by:

$$T = (z_M - \bar{z})d\tau$$

- The second effect consists in the **behavioral response**. As shown in in Saez (2001), taxpayers will change their earnings by:

$$dz = -(\zeta^u z - \eta \bar{z}) \frac{d\tau}{1 - \tau}$$

Tax revenues will therefore decrease by τdz summed on the whole population of top incomes. Calling $\bar{\zeta}^u$ the weighted average of the elasticity and $\bar{\eta}$ the average income effect, we get that behavioral responses decrease tax revenues by:

$$R = -(\bar{\zeta}^u z_M - \bar{\eta} \bar{z}) \frac{\tau d\tau}{1 - \tau}$$

- The third effect is the **welfare effect**, which depends on the function $\Psi(\cdot)$ which weights the utility of taxpayers summarizing the redistributive tastes of the government. We denote the social weights of taxpayers by \bar{g} which is equal to $\frac{\int_{\bar{z}}^{\infty} \psi'(u) dz}{\int_0^{\infty} \psi'(u) dz}$, and stands for the ratio of social marginal utility for the Rich to the marginal value of public funds. Given the envelope theorem, Saez shows that the loss in utility due to the tax change for a rich taxpayer is $u_c(-z d\tau + dR) = -u_c(z - \bar{z})d\tau$. And total welfare loss on rich taxpayers is then $\bar{g}(z_M - \bar{z})d\tau = \bar{g} * T$

At the optimum, the sum of the 3 effects described above is zero, so that the optimal rate verifies:

$$\frac{\tau}{1 - \tau} = \frac{(1 - \bar{g})(z_M/\bar{z} - 1)}{\bar{\zeta}^u z_M/\bar{z} - \bar{\eta}}$$

The interest of this set-up, proposed by Saez is to illustrate the link between the optimal top marginal tax rate and the ratio z_M/\bar{z} , which depends on the shape of the earnings distribution. The optimal rate is an increasing function of z_M/\bar{z} . In this setting, the zero tax rate at the top appears to be a special case applicable only when the income distribution is bounded (and therefore $z_M/\bar{z} = 1$ for the highest income earner). In practice, it is well-known that the upper-end of the income distribution is well approximated by Pareto distributions, which have the characteristic of exhibiting a constant ratio z_M/\bar{z} . To be more specific, Pareto distributions have cumulative distribution function F of the form

$$1 - F(z) = (k/z)^a \quad (k > 0, a > 1)$$

so that,

$$\forall \bar{z}, \int_{z>\bar{z}} z f(z) dz / \int_{z>\bar{z}} f(z) dz = \frac{a\bar{z}}{a-1}$$

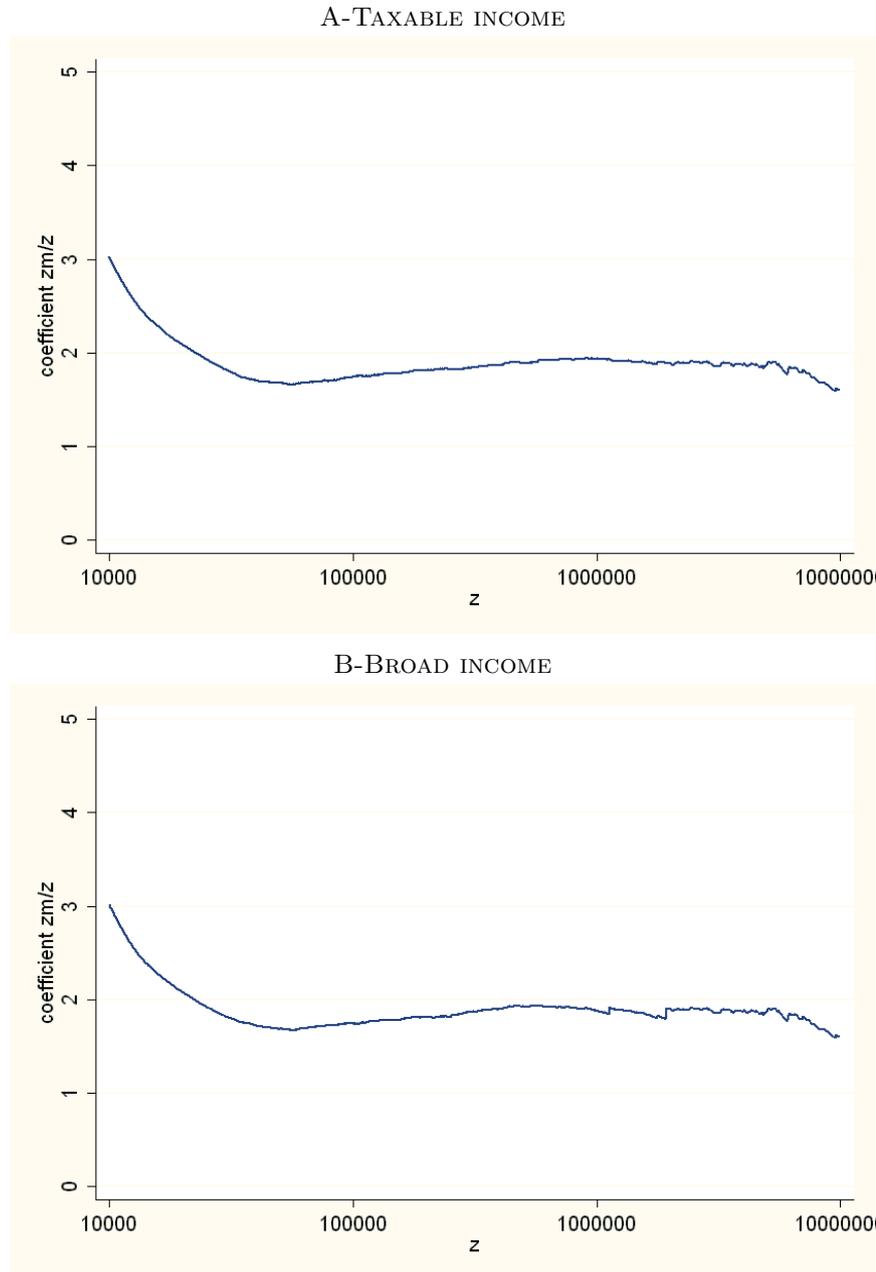
z_M/\bar{z} is therefore equal to a constant $b = a/(a-1)$.

We display in figure 2.7 the ratio z_M/\bar{z} for the distribution of taxable income and the distribution of broad income in France for year 2006. As we can see, for incomes above 100,000 euros, the ratio z_M/\bar{z} is constant and a little inferior to 2, between 1.8 and 2. This suggests that the distribution of top incomes in France can be well approximated by a Pareto law of parameter $2.25 \leq a \leq 2$. Interestingly, the Pareto parameter a is a little superior in France to the level found by Saez (2001) in the US, which means that the thinness of the distribution at the upper-end is a little higher in France than it is in the US. The value of this parameter is critical because, given the Pareto shape of the income distribution and following Saez, the optimal top tax rate formula can be rewritten as:

$$\tau = \frac{1 - \bar{g}}{1 - \bar{g} + \bar{\zeta}^u + \bar{\zeta}^c(a-1)}$$

This means that the top rate depends negatively of a .

Figure 2.7: *The Pareto shape of the income distribution: Ratio mean income above z divided by z in France (2006)*



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. Broad income is defined as total reported market incomes excluding realized capital gains. Taxable income is defined according to 2006 tax law (excluding “*avoir fiscal*” and excluding the 20% deduction on wages).

Table 2.5 displays the value of this optimal top tax rate in France for different values of the parameter of interest $\bar{g}, \bar{\zeta}^u, \bar{\zeta}^c$. We focus on two possible values of the social weight of the Rich. $\bar{g} = 0$ corresponds to a Rawlsian criterium, where the marginal utility of the Rich does not count in the social welfare function, so that the tax rate derived is a revenue maximizing tax rate. We then show the value of the optimal top tax rate for $\bar{g} = 0.5$ which corresponds to a strongly regressive welfare function, where the marginal utility of the top .1% of taxpayers accounts for half of the total social marginal utility. Concerning elasticities, our baseline scenario, derived from our elasticity estimate is for an uncompensated elasticity of .15 and a compensated elasticity also equal to .15. In this case, the revenue maximizing top tax rate is around .75 to .8 depending on the value of the Pareto parameter. This demonstrates that the top marginal tax rate of 40% in France is not too close to the top of the Laffer curve.

2.5 Conclusions

This paper focuses on the estimation of the elasticity of taxable income with respect to taxation in France. We have identified the effect of taxation using three important tax reforms between 1998 and 2006 on data coming from a sample of tax forms oversampling rich taxpayers. Using Gruber & Saez's framework to control for endogeneity, mean reversion and underlying trends in the income distribution we have showed that the overall short-term elasticity of taxable income is weak, around .05 and is largely driven by top income responses, due to the important progressivity of the French income tax scheme. Then, we have proposed a two-step censored quantile regression technique *à la* Buchinsky and Hahn to estimate the elasticity of top incomes using an exhaustive panel of top .1% income earners. Our results demonstrate that short-run responses to taxation are quite small among French top incomes, and primarily driven by independent or self-employed taxpayers. This suggests that the deadweight loss of taxing the rich may not be that high in France.

Table 2.5: *Optimal tax rates for top incomes in France: simulations derived from our elasticity estimates*

	Uncompensated elasticity		Uncompensated elasticity		Uncompensated elasticity					
	0,05	0,15	0,15	0,2	0,3	0,3				
Social Weight of the Rich $\bar{g}=0$	Comp. elasticity	Comp. elasticity	Comp. elasticity	Comp. elasticity	Comp. elasticity	Comp. elasticity				
	0,05	0,1	0,15	0,15	0,2	0,25	0,3	0,4	0,5	
Pareto parameter	2,25	0,90	0,85	0,81	0,75	0,71	0,68	0,60	0,56	0,52
	2	0,91	0,87	0,83	0,77	0,74	0,71	0,63	0,59	0,56
Social Weight of the Rich $\bar{g}=0.5$	1,8	0,92	0,88	0,85	0,79	0,76	0,74	0,65	0,62	0,59
	2,25	0,82	0,74	0,68	0,60	0,56	0,52	0,43	0,38	0,35
Pareto parameter	2	0,83	0,77	0,71	0,63	0,59	0,56	0,44	0,42	0,38
	1,8	0,85	0,79	0,75	0,65	0,62	0,59	0,48	0,45	0,42

Deuxième partie

FISCALITÉ ET BIENS PUBLICS : LE CAS DE L'ALTRUISME

“Aider ceux qui ne peuvent subvenir eux-mêmes à leur besoin est pour chaque individu un devoir moral. Il n’est donc pas nécessaire que l’Etat s’en charge, d’autant que l’intervention de l’Etat peut aboutir à ce que les individus aisés se sentent exonérés de tout devoir vis-à-vis des plus démunis.”

Friedrich HAYEK, *Law, Legislation and Liberty*, vol. 2 *The mirage of Social Justice*,
Routledge, 1976

Cette section est dédiée à l’analyse du dispositif français d’incitations aux dons aux oeuvres d’intérêt général et d’utilité publique. La question du mode de financement optimal des biens publics, et de la répartition pertinente entre financement privé/public de la fourniture de certains biens producteurs d’externalités fortes (solidarité, réduction de la pauvreté, mécénat artistique, etc.) est un thème central de l’économie publique. Que doit prendre en charge l’Etat, que doit-il laisser au marché? Comment mettre en place la structure optimale d’incitations pour corriger un financement privé sous-optimal de certains biens publics? Nous tâchons d’éclairer ici les spécificités du cas français.

La France souffre en effet d’un niveau relativement modeste de financement privé des associations et fondations. Avec des dons représentant en moyenne 0,08 à 0,09% du PIB, le niveau des contributions privées apparaît 2 à 2,5 fois inférieur à celui de la Grande-Bretagne et près de 15 fois plus faible que celui des Etats-Unis. Or l’impact positif de ces financements privés a depuis longtemps été reconnu pour les activités de recherche et d’enseignement supérieur, dans le domaine culturel par le biais du mécénat, ou encore dans le domaine social et caritatif. La question se pose donc des moyens les plus pertinents pour encourager ces dons : depuis 2001, la France a choisi la voie du renforcement massif des incitations fiscales, dont la réduction d’impôt sur le revenu est le dispositif central (869,6 millions d’euros de dépense fiscale en 2006 pour des dons totaux de 1,586 milliards d’euros ; à titre de comparaison la dépense

fiscale IS pour les dons des entreprises est environ dix fois plus faible avec 90 millions d'euros en 2006). Le dispositif fiscal français de soutien aux dons aux oeuvres via l'impôt sur le revenu est aujourd'hui le plus généreux des pays développés. Le dispositif comporte deux paramètres clés : le taux de réduction et le plafond de réduction.

Une étude économétrique approfondie montre que la forte hausse du taux de réduction a eu des effets très faibles : l'élasticité des dons privés au taux de réduction est proche de 0.2 ce qui signifie que la hausse du taux de réduction a produit une hausse des dons totaux inférieure à la hausse de la dépense fiscale consentie. Ceci est donc très largement inférieur au niveau nécessaire pour garantir l'efficacité d'une telle mesure. L'élasticité des dons au taux de réduction est par ailleurs clairement croissante avec le revenu : si les ménages à hauts revenus ont réagi, les ménages imposables à revenus moyens sont insensibles à la modification des incitations. Une modification de la réduction d'impôt en crédit d'impôt susceptible de bénéficier aussi aux ménages non imposables serait donc sans effet sur le niveau des dons, et potentiellement coûteuse pour les finances publiques (200 à 300 millions d'euros).

Chapter 3

Are tax incentives towards charitable giving efficient? Evidence from France

Introduction

In many countries, charitable contributions benefit from a favorable tax treatment that may take the form of a deduction from taxable income or of a direct tax reduction. Assessing the efficiency of these tax treatments is critical: in France, as in the US, the social benefits of charitable contributions in several fields like education (universities), research, culture and fine arts, are extensively acknowledged. Compared to the US, France has been suffering from a very low level of private gifts: expressed in percentage of GDP, charitable contributions reported in tax files in France are ten times weaker than those reported by US taxpayers¹. The weakness of charitable contributions in France has motivated the implementation of several reforms to increase fiscal incentives to give to charities. Table 3.1 gives a comparison of fiscal incentives towards philanthropy in several developed countries and shows that the actual French system now stands out as the most generous schedule. The reduction

¹See figure 3.10 in Appendix. Appendix A also gives details on the construction of homogenous series of charitable giving in US and UK and on the fiscal treatment of charitable contributions in the US and UK.

rate of 66% is not only the highest rate among countries with tax reduction systems, it is also higher than the marginal tax rate for the higher tax bracket in any other country. This implies that any other incentive system working as a deduction from taxable income (US, UK, etc.) is necessarily less generous than the French system. This generosity is the result of several reforms that took place during the last fifteen years and that have dramatically increased the reduction rate. These reforms provide us with an exogenous change in the subsidy rate of charitable contributions that can be exploited as a natural experiment to estimate the efficiency of charitable contributions. The efficiency of fiscal incentives toward charitable giving is indeed still debated and the empirical studies have so far produced mixed results. Given the strong effort made towards charitable contributions through fiscal incentives, it is of particular importance to evaluate the efficiency of these fiscal measures, from a public policy point of view.

Table 3.1: *Comparison of fiscal incentives towards charitable contributions in different countries (2006)*

Deduction from taxable income	Tax reduction	No incentive
Australia	Canada (29%)	Austria
Belgium	France (66%)	Finland
Denmark	Italy (19%)	Sweden
Germany	New Zealand (33%)	
Greece	Portugal (25%)	
Ireland	Spain (25%)	
Japan		
Netherlands		
Norway		
Switzerland		
UK		
USA		

SOURCE :Roodman & Standley

In order to estimate the efficiency of fiscal incentives as a way of boosting private philanthropy, empirical papers have focused on the estimation of the “price” elasticity of charitable contributions. Early studies (like Feldstein and Taylor (1976)) used cross section data to estimate both price and income elasticities of charitable giving.

They found that the elasticity of giving with respect to the tax-defined price was greater than one in absolute value. However, these early studies are plagued by identification problems: since in the US, reduction rate is a non linear function of income, it is difficult to estimate separately income and price effects because price and income tend to vary simultaneously. In particular, transitory changes in income affect the price of charitable giving through changes in the marginal tax rate, causing difficulties for the econometric analysis.

Studies on panel data (like those of Randolph (1995), Barrett et al. (1997), Bakija (2000)) have first called into questions these early estimates, arguing that they failed to distinguish between the transitory changes in prices caused by fluctuations in income and the permanent changes in prices (for a review of the way US papers have dealt with this problem, see Bakija (2008)). Indeed, when decomposing income and prices in transitory and permanent components, they found much lower estimates of the elasticity of giving to the permanent price of giving. The critical step in these estimates is the measurement of the permanent and transitory components of income. Auten et al. (2002)) have criticized the way some studies had separated the permanent component of income from the transitory component. They argue that the typical method that consists in approximating the permanent income by an average of incomes in two or more years might not yield reliable decomposition. Instead they propose a way to estimate the transitory and permanent parameters without decomposing income and price for every single individual, but by working on the variance-covariance matrix of income and prices². Their estimates of the permanent price elasticity range between -0.79 and -1.26. These estimates are larger in absolute values than the previous estimates on panel data that range between -0.3 and -0.5. The estimates of the transitory price elasticity range between -0.40 and -0.61 and are, on the contrary, lower in absolute value than those found in previous studies (all above 1 in absolute value). In particular, Randolph (1995), working on the same dataset as Auten & al., but with a more flexible specification using an “Almost Ideal

²The main idea is that a permanent shock on income will affect all the succeeding periods, and hence cause changes in the variance of the growth rate of income, but not in its autocovariance, whereas a transitory shock will affect both the covariance and the autocovariance of the growth rate.

Demand system” framework³, had found a permanent price elasticity of -0.5 and -1.5 for the transitory price elasticity. The study which is closest to our study is a recent paper by Bakija and Heim (2008). They estimate price and income elasticities on a long panel of US taxpayers with disproportionately high income households, exploiting variations in price over time and across income groups to identify price elasticities. They also provide separate estimates for different income groups. They find an elasticity of charitable giving with respect from persistent price in the range of -0.5 to -0.8 for wealthy households (with income over \$ 100,000) and less significant results for less wealthy taxpayers.

Laboratory and in-the-field experiments have also been conducted to study the behavioral response of individuals to incentives toward charitable giving. In particular, some papers have focused on matching subsidies, as a special type of incentive to give. Karlan and List (2007) find in a natural field experiment that matching subsidies have a large effect on donations, but that larger match ratios (\$3:\$1 or \$2:\$1) do not have a bigger impact than a smaller ratio of \$1:\$1. Although a tax deduction of rate t is equivalent, for taxpayers, to a matching subsidy of rate $m = t/(1 - t)$, Eckel and Grossman (2003) show that, in a laboratory experiment, gifts are significantly higher with matching subsidies than with rebates. However, Meier (2007) find in a natural experiment that matching has a negative effect in the long run (when the matching subsidy is removed). Huck and Rasul (2007) also find that matching grants are not very efficient to raise gifts. However, they identify a significant positive effect of lead donations (as List and Lucking-Riley (2002)). Other experimental studies suggest that some more complex “pro-social behaviours” might also come into play for charitable giving: reciprocity (Falk (2007)), or other pro-social behaviours (how the knowledge about other people’s behaviour affect individual’s behaviour: Frey and Meier (2004)).

Overall, the results regarding the efficiency of tax incentives toward charitable

³ This specification adopted by Randolph, following the seminal work of Deaton & Muellbauer (1980), allows elasticity to vary across price and income.

giving are so far mixed. In this debate, much of the problem comes from the difficulty to disentangle transitory and permanent changes in prices in the US tax system. Results show that the way of taking permanent and transitory changes into account crucially affects the estimated elasticities of gifts with respect to price and income. Estimates also suffer from endogeneity concerns: taxpayers could tend to give more in order to fall in a lower tax-bracket. Working on French data helps us to avoid this problem, since the French fiscal system towards gifts is not a deduction from taxable income, but a tax reduction, which means that every taxpayer gets the same reduction rate t . Therefore, as long as households pay income taxes, they do not face transitory changes in the price of giving, but only permanent changes due to reforms in tax incentives.

In this paper, we use two tax reforms, which took place in 2003 and 2005 and increased tax reductions towards charitable contributions in France from 50% to 66% as a pseudo-natural experiment framework to estimate the price and income elasticities of gifts. The French tax system, which offers a tax reduction for charitable giving, gives us the opportunity to keep clear of simultaneity and endogeneity problems encountered in previous literature. Moreover, we use a unique sample of 500,000 French taxpayers every year, between 1998 and 2006, which allows us to consider the whole distribution of households and not only itemizers as the literature focusing on US data does. This unique data set and our estimation technique based on quantile regression estimators also enable us to look for the heterogeneity of responses among the distributions of income and gifts, a point on which little has been achieved in previous studies (with the exception of Bakija & Heim (2008) for heterogeneity in income). Finally, we use the three-step censored quantile regression estimator proposed by Chernozhukov and Hong to treat the problem of censoring that has never been raised yet for the estimation of giving behaviours, although it is of crucial importance. This estimator is very convenient for our purpose because it relies on minimal distributional assumptions and allows for possible heteroscedasticity while being easily computable.

Our results show that the overall effect of the reforms has been very small, since the estimated elasticity of gifts with respect to the tax reduction rate is well below the level that would make the actual French level of reduction rate optimal. Nevertheless, our results also point out that the elasticity of gifts to the tax reduction is heterogenous among taxpayers. The responsiveness of charitable contributions to tax incentives tend to increase with income. This suggests that an optimal tax scheme should allow the tax reduction to vary according to the level of income.

The paper is organized as follows. In the next section, we present the theoretical framework that we adopt in order to investigate the efficiency of fiscal incentives towards charitable contributions. Then, in section 3, we describe the French tax treatment for charitable contributions, we present our data, and display some descriptive statistics concerning the impact of the reform. We explain our estimation strategy in section 4. Results are presented in section 5 and robustness checks in section 6.

3.1 Evaluating tax incentives

The theoretical justifications and the optimal design of subsidies to charitable contributions vary with the modeling of philanthropy in itself. Charities have first been modeled as public goods, with donors motivated by purely altruistic considerations. Indeed, charitable services may be considered as public goods even if their recipients are in fact given private goods (such as food, medical care, housing...), if other individuals value these outcomes in general. In this case, the total amount of charities donated enters in individuals' utilities in the same way as public goods.

However, this model yields very unrealistic predictions⁴. If charities are simply assimilated to public goods, there is perfect crowding out between public spending and private charitable contributions and there is no justification for a specific tax treatment of charitable contributions⁵. The model also predicts that individual con-

⁴For a discussion of the various implications of this model see Andreoni (2006).

⁵In a setting where revenue is not sensitive to charitable taxation.

tributions asymptotes to zero in large populations. In fact, empirical evidence shows that crowding out is not complete and that individuals donate even if their gifts are very small compared with the size of charitable contributions, suggesting that they benefit from their own voluntary gifts.

In order to take into account this second motivation, models of “warm-glow of giving” include the size of the individual gift in the utility. In these models, a person benefits not only from the total amount of public goods G , but also from her own contribution g . With this warm-glow motive, the crowding out between charitable contributions and government spending is not perfect anymore. Saez (2004) and Diamond (2005) have investigated the optimal tax treatment of charitable contributions with warm-glow of giving motives⁶. In a non linear taxation model with additively separable preferences, Diamond shows that it might be optimal to finance public good production with a favorable tax treatment of private contributions, setting a higher tax subsidy for higher income individuals. This comes from two effects. Firstly, the incentive compatibility constraint is eased when more productive individuals are incited to donate more with a more favorable tax treatment of their charitable contributions, because these individuals would then suffer from a drop in public good provision if they decided to take a lower paid job. Secondly, some of the costs of the public good provision are now supported by the reduction in consumption of the higher paid individuals.

We adopt in this paper the theoretical framework developed by Saez (2004) to evaluate the efficiency of tax incentives. This set-up is more appropriate to the French fiscal subsidy scheme, because it does not tie the price of charitable contributions to the level of earnings and in particular to the marginal tax rate. It is important to point out that this assumption of independence between earnings and the subsidy rate cannot hold in the model with additive utility function used by Diamond (where

⁶Diamond presents models with and without warm glow, discusses whether the warm-glow motive should be counted in social welfare and concludes against it. The warm glow motive therefore enters the individuals’ utility function but not the social welfare function. To the contrary, Saez allows for warm glow motives to be counted in the welfare function.

earnings are not independent of the price of contributions). Saez considers a model where individuals derive utility from three goods, private consumption c , earnings z and their own charitable contributions g (the warm-glow motive), plus the aggregate level of charitable contributions G . Individuals therefore maximize:

$$\begin{aligned} \max \quad & U(c, g, z, G) \\ \text{s.t.} \quad & c + g(1 - t) \leq z(1 - \tau) + R \end{aligned}$$

where t is the subsidy rate (we usually consider that $t > 0$, but do not exclude cases where $t \leq 0$) and τ is the tax rate on earnings that is used to finance a lump-sum transfer R to all individuals and the subsidy on g . The number of individuals is large enough so that G is considered as fixed by individuals when maximizing their utility. The marshallian demand function for charitable contributions is then of the form:

$$g = g(1 - \tau, 1 - t, R, G)$$

and the indirect utility function is noted:

$$\nu = \nu(1 - \tau, 1 - t, R, G)$$

If utility functions differ among individuals (indexed by i ($i \in I$)), then after defining the density of individuals over I by f , and normalizing the total population to 1, the average contributions of private agents can be expressed as:

$$G^P = \int g^i f(i) di$$

It is then possible to introduce crowding-out effects: if we consider that the government can contribute directly to the public good by an amount G_0 , then $G = G^P + G_0$, and G^P is therefore directly affected by G_0 , since G is a component of the marshallian demand function of every individual $g^i(1 - \tau, 1 - t, R, G)$. To clarify this crowding-out concept, Saez introduces the average private contribution for given tax parameters and a given G_0 , noted $\bar{G} = \bar{G}(1 - \tau, 1 - t, R, G_0)$. The crowding-out effect of increas-

ing G_0 is therefore $\partial \bar{G} / \partial G_0$ which we denote \bar{G}_{G_0} and which is usually considered as negative but superior to -1 (complete crowding out). The government program can then be expressed as the maximization of a social welfare function with respect to the tax rate τ , the subsidy rate t , the lump sum transfer R , and the public contribution G_0 :

$$\begin{aligned} \max W &= \int \mu^i \nu^i (1 - \tau, 1 - t, R, \bar{G} + G_0) f(i) di \\ \text{s.t. } \tau \bar{Z} - t \bar{G} &\geq R + G_0 \end{aligned}$$

where μ^i stands for the redistributive tastes of the government and \bar{Z} , exactly like \bar{G} , is the average earning for a given level of tax parameters and of public contributions. It is useful to introduce the parameter e representing the social marginal value of contributions in terms of public funds:

$$e = \int \beta^i \frac{\nu_G^i}{\nu_R^i} f(i) di$$

where β^i is the social marginal value of consumption by individual i in terms of public funds, and stands explicitly for the social weight of individual i in the government program⁷. This social marginal value is important since it is in fact this externality that justifies the existence of a subsidy.

In order to derive quantitative tax policy recommendations, Saez shows that in this set-up, it is useful to make three important assumptions:

- (i) that there are no income effects on earnings at the individual level,
- (ii) that the level of the contributions and that the subsidy rate on charitable contributions do not affect earnings ($\bar{Z}_{G_0} = 0$ and $\bar{Z}_{1-t} = 0$) and
- (iii) that the compensated supply of contributions does not depend on the tax rate on earnings (in other words, that contributions are affected by a change in the tax rate on earnings only to the extent that it affects disposable earnings).

The latter two assumptions are indeed implicitly made in the empirical literature on charitable contributions and Saez's model can be used to relate the empirical findings to a more general theoretical framework. Under these assumptions, Saez shows

⁷Precisely, β^i is defined as $\beta^i = \mu^i \nu_R^i / \lambda$, where λ is the Lagrange multiplier in the government program.

that the optimal subsidy rate is equal to the social external effect of contribution e minus a standard commodity tax component, since g is introduced as a consumption in individual utility functions. Moreover, when we allow for some crowding out by letting the government freely choose a public contribution G_0 , we can precise the link between the optimal subsidy rate (t) and ϵ_{1-t} , the elasticity of charitable contribution to its price $(1-t)$ ⁸. The optimal subsidy rate t is such that the following efficiency rule is verified :

$$\epsilon_{1-t} = (1 + \overline{G}_{G_0})(1 - \beta(G)) \quad (3.1)$$

where $\beta(G) = \int g^i \beta^i f(i) di / \overline{G}$ is the social weight weighted by contributions levels.

However, Saez criticizes the focalization of the empirical literature on the estimation of the average price elasticity of charitable contribution, treated as a constant parameter, because it does not allow to derive an explicit expression of the optimal subsidy rate, even if it gives a rule to assess whether the current tax system provides too much or too little subsidy⁹. In his calibrations, Saez allows the elasticity to vary and chooses rather to fix the size of the price response of aggregate contributions as the exogenous immutable parameter¹⁰. In our estimation, we adopt another perspective. We choose to focus on the elasticity of charitable contributions to the *subsidy rate* ϵ_t rather than on *price* elasticity ϵ_{1-t} , because it allows us to see how the optimal subsidy rate should vary with the value of the elasticities. The two elasticities are related, since $\epsilon_t = -[t/(1-t)]\epsilon_{1-t}$, but by focusing on the former, we assume that as the subsidy increases, the same absolute increase has less and less effect, whereas the price elasticity implicitly gives more and more weight to absolute reductions in

⁸This elasticity is defined as $\epsilon_{1-t} = (1-t) \frac{\partial G}{\partial (1-t)}$ with G the total amount of charitable contributions and $(1-t)$ the price of charitable contributions after the deduction of the subsidy rate t .

⁹ It is immediate from the preceding equation that in the absence of crowding out between charitable contributions and government spending ($\overline{G}_{G_0} = 0$), and when the welfare of contributors is not taken into account by the government, subsidies to charitable contributions should be increased when the elasticity is above unity in absolute value and reduced when it is below unity. This threshold of one for elasticity is extensively used in the empirical estimation to assess the efficiency of tax subsidies. But following equation 3.1, the theory predicts that the subsidy should be either negative and infinite if ($e_{1-t} < 1$) or equal to minus one (if $e_{1-t} > 1$).

¹⁰That is $-G_{1-t}/G$ (with G_{1-t} the derivative of private donations G with respect to the price of the subsidy $(1-t)$).

prices¹¹. It seem also reasonable to assume that households focus on the percentage change in the reduction rate rather than the percentage decrease in price. If we introduce ϵ_t instead of ϵ_{1-t} in equation (3.1), we have that the optimal subsidy rate is equal to:

$$t = 1 - \frac{(1 + \overline{G}_{G_0})(1 - \beta(G))}{(1 + \overline{G}_{G_0})(1 - \beta(G)) + \epsilon_t} \quad (3.2)$$

From the preceding equation, it appears that in the absence of crowding out between charitable contributions and government spending ($\overline{G}_{G_0} = 0$), and when the welfare of contributors is not taken into account by the government ($\beta(G) = 0$), subsidies to charitable contributions should be:

$$t = 1 - 1/(1 + \epsilon_t) \quad (3.3)$$

If there is some crowding out however ($\overline{G}_{G_0} \leq 0$), t should be greater than this landmark level. The intuition is the following: if there are some important crowding out effects, it is better to rely more on private contributions, so that the subsidy rate must be increased to higher levels, even if private contributions respond a little less to these higher subsidies.

Note that this optimality condition can be reconciled with a simple public finance objective if we assume that financing the subsidy by the tax rate τ has only second-order effects on charitable behaviors and earnings (we neglect all income effects of the tax reduction t). In this partial equilibrium framework, where the government only wants to promote charitable contributions, increasing the subsidy rate will be efficient in a public finance point of view if the total increase in charitable contributions is greater than the loss in tax revenues, or in other words, if it yields a positive increase in money really given by taxpayers, net of the subsidy. At the optimum, this condition can be summarized as

¹¹Starting from a subsidy rate of 0.5, a first increase of the rate to 0.6 corresponds to an equal decrease in price and a increase in subvention of 20% but a second increase from 0.6 to 0.72 corresponds to 20% increase in subvention but a 30% decrease in price.

$$\Delta[(1 - t^*)G] = 0 \tag{3.4}$$

For small changes of t and assuming that there is no crowding out, and that changes in the subsidy rate do not affect earnings, we can show with a simple partial calculation that the public finance objective leads to the same efficiency rule (3.1) as in Saez framework, when crowding out and redistribution are excluded:

$$\begin{aligned} \Delta[(1 - t)G] &\approx G\Delta(1 - t) + (1 - t)\Delta G \\ &= G\Delta t \left(\epsilon_t \frac{(1 - t)}{t} - 1 \right) \end{aligned}$$

Therefore the condition (3.4) stands that:

$$\epsilon_t = \frac{t^*}{(1 - t^*)} \tag{3.5}$$

which is equivalent to (3.3). Hence, if we want to assess the efficiency of the reform not according to a first-best criterium, but according to a simple public finance objective, excluding crowding out effects and redistribution, we are led to the same landmark in terms of policy recommendations, that is: “subsidy could be increased if $\epsilon_t \geq \frac{t}{(1-t)}$ and should be decreased if $\epsilon_t \leq \frac{t}{(1-t)}$ ”. Moreover, if we consider that ϵ_t does not vary significantly according to variations of t , the optimal subsidy rate that maximizes Saez efficiency rule and a simple public finance objective is the same:

$$t^* = 1 - 1/(1 + \epsilon_t)$$

3.2 The French Tax System and Charitable Contributions

One important feature of our study is to focus on the French tax system to estimate the price elasticity of charitable contributions. We present in this section the details of this tax system, which has two important characteristics for our purpose: first,

the fiscal incentive is a tax reduction (and not a deduction from taxable income), and second, the reduction rate has changed several times because of tax reforms. We present at the end of this section time series showing the impact of the 2003 and 2005 reforms.

3.2.1 French tax incentives towards philanthropy

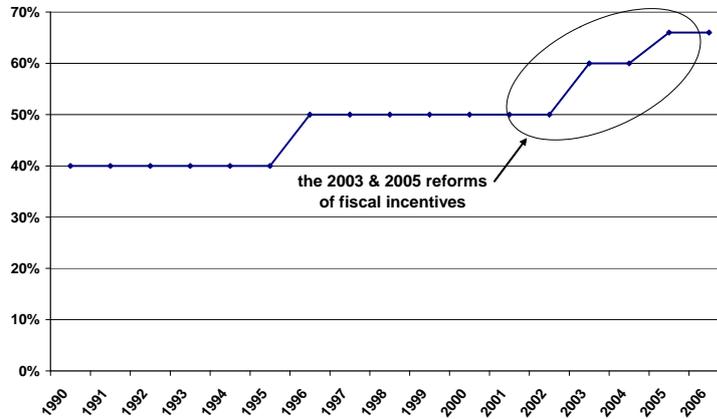
Deduction vs reduction

A tax incentive exists in France since 1954 but it has been modified several times since then: in particular, the deduction mechanism has been replaced in 1989 by a tax reduction. This modification is important for our purpose: in the deduction system, a taxpayer may deduct the amount of her gift from her taxable income. Therefore, for a \$ 1 gift, she is granted a reduction of τ cents, τ being her marginal tax rate. Calling $(1 - \tau)$ the price of a charitable contribution, and given that income tax schedules are progressive, taxpayers with higher incomes will benefit from higher reductions rates (or, to say it differently, from smaller prices). The tax reduction system is somewhat different, since the price of one's gift is equal to $(1 - t)$, t being the tax reduction rate, whatever the level of taxable income. Therefore, the price and the income effects in giving behaviors can be easily separated and endogeneity problems disappear. Moreover, there is no "transitory" price as opposed to a "permanent" price. Note that the French tax incentive is a tax reduction and not a "tax credit", which means that the deduction, which is equal to $(1 - t)$ times the gift, cannot exceed the income tax that is due¹². As a consequence, the tax incentive only concerns taxable households.

Tax Reforms:

Since the late 1980s, Governments in France have tried to boost private philanthropy by various means. After simplifying the law applicable to private foundations of public interest, French governments have turned to fiscal incentives, implementing three main reforms that exogenously changed incentives towards charitable contributions:

¹²One must add that a gift can be deducted up to a ceiling of 20% of taxable income. But if a gift exceeds the ceiling, its reporting can be spread out over 5 years.

Figure 3.1: *Evolution of fiscal incentives in France: tax reduction rate for a gift*

- 1996 : rate raised from 40 to 50%
- 2003 : rate raised from 50 to 60%
- December 2005 : rate raised from 60 to 66%

We take advantage of these variations in the tax reduction rate induced by the 2003 and 2005 reforms to estimate price elasticities of charitable contributions.

French tax system and timing of fiscal reforms

To understand the timing of fiscal reforms in France, note that the French Tax system is not functioning as a withholding tax: in year n , people fill a tax form to declare income earned in year $n - 1$. Tax parameters applicable to current income are then known only at the end of the year, in late December, when the Fiscal Law is voted, after incomes have been earned, and charitable contributions have been made.

For the 2003 reform, a law was voted in August in order to encourage private philanthropy and it was mentioned that the Fiscal Law for year 2004 (voted in December 2003, applicable to income earned in 2003) would include increased tax reductions for charitable contributions. Therefore, taxpayers could have changed their charitable behaviors in the second half of 2003, in expectation of an increase of tax reductions, even though the new tax reduction rate was fully operational only from year 2004

on. For this reason we decided not to include year 2003 in our baseline estimation¹³. The second reform was voted at the very end of 2005 as a part of the Fiscal law. We therefore assume that taxpayers were not able to take into account the new rate before 2006.

Finally, it seems that people are well aware of the existence of a tax reduction scheme, and of the level of the tax reduction rate. Associations and foundations have a yearly opinion poll in which they ask households whether they know the tax scheme applicable to charitable contributions, and every year, approximately 85% are aware of its existence and of its functioning¹⁴.

3.2.2 Data

Our data come from a unique sample of the French Direction Generale des Impots with more than 500,000 taxpayers every year, oversampling rich taxpayers. This sample of tax files is called “Echantillon lourd” and is drawn every year by the Tax Administration in order to forecast the evolution of tax revenues. The available variables in the data set correspond to the information contained in income tax forms: detailed income level and composition, family size, age, matrimonial status, deductions and reductions.

The interest of this dataset is not only its large number of observations, and the quality of its information regarding income and giving, but lies in the fact that, because filing a tax form is compulsory in France, we get a picture of the whole distribution of households. Studies confronted to US or UK fiscal data are to the contrary compelled to focus solely on itemizing households. Concentrating estimation on such a subset of taxpayers has little reason to be insignificant for the results, since the selection process is not orthogonal to the giving behavior. Besides, selected samples of itemizers are never representative of the whole distribution of households. In Auten

¹³We checked however that removing (or not) year 2003 from our sample does not change our estimates

¹⁴See for instance, *La générosité des Français*, Cerphi, 2007

& al. for instance, the weighted sample mean of income for 1980 is \$68,744 and \$85,803 in 1993 (current dollars), while Saez & Piketty (2007) show that the average income among all US taxpayers was \$16,379 in 1980 and \$29,357 in 1993 (current dollars)¹⁵. Hence the fact that estimated elasticities are usually made on top income taxpayers. Our dataset allows us to consider the whole distribution of taxpayers, which is critical for our purpose of evaluating the impact of a fiscal measure applicable to all taxpayers, but which is also interesting for it gives the opportunity to look at variations of income and price elasticities among taxpayers, and in particular, over the income distribution.

Finally, our dataset oversamples rich taxpayers (the sampling is exhaustive at the upper-end of the income distribution). This characteristic is important because gifts are concentrated among the richest taxpayers.

3.2.3 The impact of the reform: first evidence

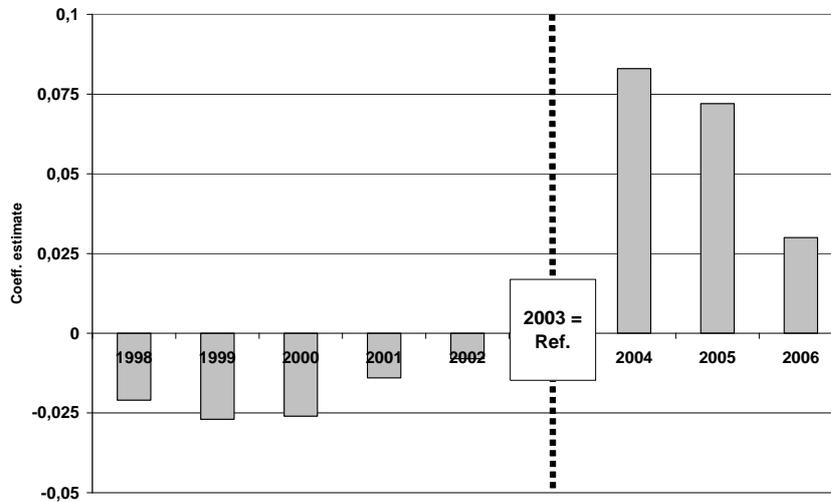
France is characterized by a modest level of private charitable contributions. In 2005, total contributions amounted to 1.6 bn euros, and mean gift among French households was therefore around 36 euros.

3.2.3.1 Graphical evidence

To give a first graphical insight of the evolution of reported gifts, we run a basic OLS regression including variables affecting charitable giving (logarithm of net income, age, number of children, etc.), plus a set of year dummies, but excluding the reduction rate. The dependant variable is the logarithm of reported gifts. Figure 3.2 displays the coefficient estimates for the year dummies. The figure reveals that charitable contributions have been fairly stable between 1998 and 2002, and have experienced a shift in 2004. Noticeably, there is no further increase in 2006 following the second reform.

¹⁵We used table A0 available at <http://elsa.berkeley.edu/saez/>

Figure 3.2: Year dummies coefficient estimates (1998-2006)

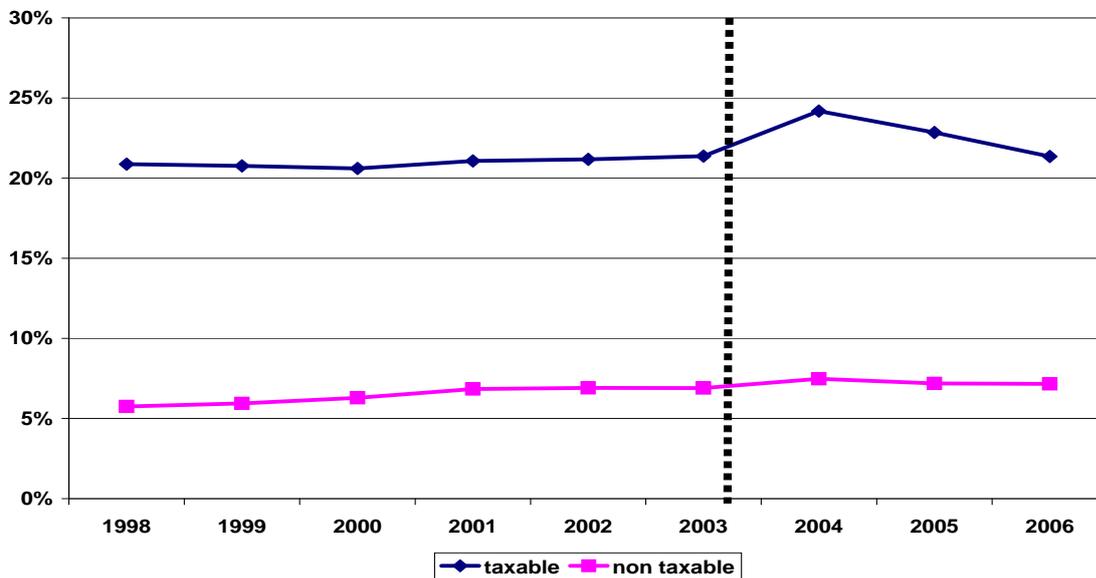


SOURCE : OLS estimates from Echantillons Lourds, DGI, computed from tax files.

NOTE : The estimated equation is: $\ln(gift) = X_i'\beta + \sum_i YEAR_i$. Vector X include age, income, marital status, number of children, type of incomes earned.

Figure 3.3 displays the evolution of the fraction of household giving to charities: this fraction has increased in 2004 and 2005 for taxable households, following the 2003 reform, but has then declined in 2006 despite a further increase of the reduction rate. For non taxable households who did not see any change in their incentives, the fraction reporting a gift to charities has not changed significantly between 2000 and 2006.

Figure 3.4 then shows the cumulative distribution of the logarithm of gifts in constant euros among all taxable households and among top income households for years 2000 to 2006. It seems that the whole distribution of gifts shifted in year 2004 and 2005 as compared to 2002, but this shift remains relatively modest. The most striking fact is the marked shift of the lower part of the gift distribution in year 2004 and 2005 while the upper part of the distribution shifts less markedly. This shift of the lower quantiles occurs for all taxable households, and for top income households as well. In 2006, the effect on the lower part of the distribution seems to disappear, even though less seriously for top incomes for which the distribution of gifts seem to have shifted more noticeably as compared to its 2002 level.

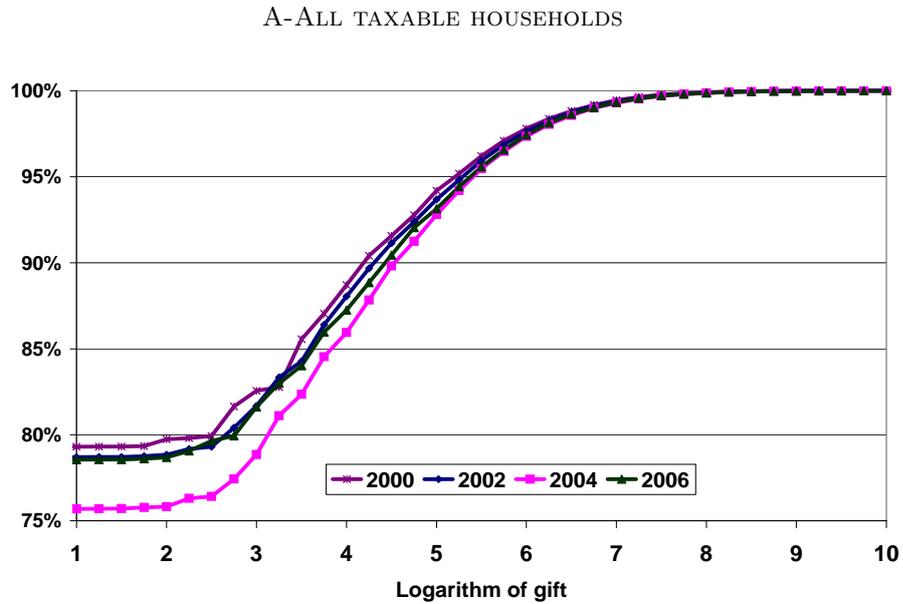
Figure 3.3: *Evolution of the fraction of households reporting a gift (France)*

SOURCE : Echantillons Lourds DGI

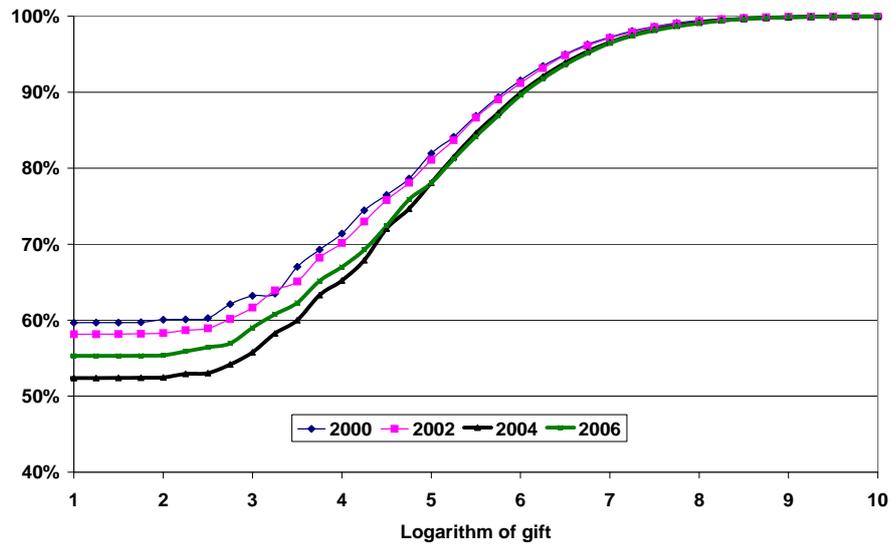
To summarize, it seems that the level of gifts and the distribution of gifts have been affected by the 2003 reform, even though the impact does not seem to be truly sharp. Besides, the 2005 reform does not seem to have induced a further increase in gifts. Two points are also noticeable: first, higher income households have experienced a larger shift of their gift distribution; second, it seems that important distributional effects have occurred in the lower part of the gift distribution ¹⁶. We investigate these distributional effects with our quantile regression estimation technique.

¹⁶This could be an effect of the Tsunami which took place on December 2004, and which has yielded considerable amounts of very small contributions. Moreover, it is not clear-cut whether the shift of the lower part of the distribution due to Tsunami gifts, cannot be considered as an indirect effect of the 2003 tax reduction reform. We examine thoroughly this question in the robustness checks section.

Figure 3.4: Evolution of the cumulative distribution function of the logarithm of gift (France 2000-2006)



B-TOP INCOME HOUSEHOLDS (5% OF TAXPAYERS WITH HIGHEST TAXABLE INCOME)



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. Taxable households only.

NOTE: Logarithm of gifts are computed from gifts expressed in constant euros.

3.3 Estimation strategy

This section describes our estimation strategy. First, we explain the problems that some aspects of charitable behaviors (*i.e.* heavy censoring and heterogeneity) cause to econometric estimation. Then we present our censored quantile regression estimation technique that addresses these problems, and enables us to investigate for heterogeneous treatment effects. We finally describe our strategy: we use the 2003 and 2005 reforms as exogenous time variations of the reduction rate.

3.3.1 Modeling charitable giving:

Since a high fraction of the population does not give to charitable institutions, the giving behavior observed by the econometrician is characterized by its heavy censoring. Among taxable households, the fraction of taxpayers reporting a gift to charities is about 20% in France¹⁷. Therefore dealing with the censoring process should yield considerable attention for empirical estimation. Still, in the previous literature which has mainly focused on US data, little has been done in this area. One reason is that empirical studies focus on sample of itemizing taxpayers, where the fraction of households reporting a gift to charities is obviously larger. Most studies even exclude from their sample people who did not report amounts of giving because they did not itemize deduction. This solves the problem of censoring but with the limit of an endogenous selection of the sample. Randolph raises the issue of endogenous selection, but he only restricts the sample to those taxpayers who would have itemized personal deductions even without charitable deduction. There is unfortunately little evidence that this restriction is exogenous: itemizing personal charitable contribution and itemizing other deduction have many chances to be correlated with an unobservable variable affecting gifts such as, for instance, the level of education, the level of wealth, etc. However, Randolph does not further address the question of people with zero gift in his estimation, letting aside the question of censoring. Moreover, on US data, the censoring problem is perhaps considered of secondary importance compared

¹⁷Surprisingly enough, it is not significantly greater in the US, according to the Statistics of Income displayed yearly by the IRS, showing that only about 25% of taxpayers report gifts to the tax administration in the US.

to endogeneity and simultaneity difficulties that have monopolized the debates on behavioral responses to taxation¹⁸.

Another important aspect which we paid attention to for our econometric analysis is the homogeneity of the giving behavior. In most studies, where the log-log specification is adopted, homogeneity is *de facto* assumed. But some studies have clearly shown that price elasticities and income elasticities could be quite different among rich and poor taxpayers, or between large givers and small contributors¹⁹. As we have seen in the previous section, the data also suggest that the impact of the price reform has been heterogenous. This is why we need to adopt a very flexible specification, that allows for different behavioral responses.

3.3.2 The principle of censored quantile regressions:

When dealing with censored data as it is the case here since contributions are left-censored at 0, the OLS estimator is inconsistent, and this inconsistency may be severe when censoring is heavy. That is why estimation strategies usually focus on the formulas of the censored conditional mean, as for instance in the Tobit model. But to compute proper expressions of the censored conditional mean and censored conditional density, one may be compelled to rely on restrictive distributional assumptions.

To summarize this, consider a dependant variable (charitable contributions):

$$G^* = X'\beta + \varepsilon \tag{3.6}$$

and because of left-censoring we only observe

$$\begin{cases} G = G^* & \text{if } G^* > 0 \\ G = 0 & \text{if } G^* \leq 0 \end{cases}$$

¹⁸See, R. K. Triest, 1998

¹⁹See, for instance, Feldstein & Lindsey (1981), and also the “Almost Ideal Demand system” chosen by Randolph, which is one possible response to deal with elasticities varying across price and income, and more recently, Bakija & Heim (2008).

When one first specifies the conditional distribution of G^* given the regressors \mathbf{x} , the censored conditional density can easily be computed. This is the reason why parametric estimation techniques have first been widely used in the case of censored data. Let for example $f^*(G^*|x)$ be the conditional density of G^* given the regressors \mathbf{x} , then if $G > 0$, $f(G|x) = f^*(G^*|x)$. When, to the contrary, $G = 0$, then the density is discrete with mass equal to the probability of observing $G^* \leq 0$, that is $f(G|x) = F^*(0|x)$. Introducing an indicator variable d for censoring, we get that the conditional density given censoring is equal to :

$$f(G|x) = [f^*(G|x)]^d * [F^*(0|x)]^{1-d} \quad (3.7)$$

The most popular parametric estimation technique following this kind of approach is of course the Tobit model which relies on the assumption that

$$\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Therefore, $F^*(0) = Pr[X'\beta + \varepsilon \leq 0] = 1 - \Phi(X'\beta/\sigma)$ where Φ is the standard normal cdf. This leads to the canonical Tobin-Amemiya maximum likelihood estimator. As is well known, the greatest drawback of the Tobit MLE is that it so heavily relies on normality and homoscedasticity. With heteroscedastic errors for instance, the estimator becomes inconsistent.

For these reasons, we implement censored quantile regression estimations which have the advantage of being more flexible than parametric estimation techniques, as for instance the Tobit model. In particular, our estimates have two main assets : they are distribution-free and allow for heteroscedasticity. The basic intuition behind quantile regression is to remember that the conditional **quantile** of the distribution of gifts is unaffected by the censoring mechanism. This is the reason why we can get a consistent estimation of β without specifying a complete parametric distribution of our error term, which is impossible when we rely on the conditional **mean** of the

distribution (as is the case in the Tobit model). To understand this important feature of censored quantile regressions, we start from the basic quantile regression model where the (uncensored) τ -th conditional quantile of the distribution of gifts G^* given \mathbf{x} can be modeled as:

$$Q_{G^*|x}(\tau) = X'\beta(\tau)$$

The principle of quantile regression is that this τ -th quantile is the solution of the following optimization problem ²⁰:

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(G_i^* - X_i'\beta) \tag{3.8}$$

where ρ_{τ} is the check function defined as $\rho_{\tau}(x) \equiv x(\tau - 1(x \leq 0))$ ²¹ and observations are indexed by the subscript i .

With censored observations, we slightly modify this baseline of quantile regression. To do so, we simply apply the important property of quantile regression model that is equivariance to monotonic transformation, and we easily obtain our censored quantile regression model. In our study, given that we observe $G = G^*$ if $G^* > 0$ and $G = 0$ if G^* is censored, then we obtain the following model:

$$Q_{G|x,C}(\tau) = \max(X'\beta(\tau), 0) \tag{3.9}$$

0 being of course the censoring point.

Given this censored model, the most straightforward estimator of β would be to replace the linear form in 3.8 by the partially linear form

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(G_i - \max(X_i'\beta(\tau), 0)) \tag{3.10}$$

But this estimator proposed by Powell suffers from very low computational efficiency. This is the reason why it has not experienced a great development in the empirical literature. Many authors have proposed slight amendments to this original

²⁰See Koenker, R., *Quantile Regression, Econometric Society Monographs*

²¹Therefore, $\rho_{\tau}(G_i^* - X_i'\beta) = \begin{cases} \tau * (G_i^* - X_i'\beta) & \text{if } G_i^* > X_i'\beta \\ (\tau - 1) * (G_i^* - X_i'\beta) & \text{if } G_i^* \leq X_i'\beta \end{cases}$

model which lead to very practical estimators²² with only very little loss of generality as compared to the Powell estimator described in equation 3.10.

We use a three-step version of censored quantile regression models proposed by Chernozhukov and Hong. This estimator relies on structured modeling restrictions that are put on the censoring probability. These restrictions enable this three-step estimator to be very easily computable, and practical, and are not too strict, so that the essential features of censored quantile regression are preserved, namely the heteroscedasticity and distribution-free character. The idea behind this three-step estimator is to first select a subset of observations where one may ensure that the true propensity score $h(X_i, C) = P(G^* > C | X_i, C)$ is strictly superior to $1 - \tau$. This condition is necessary for the conditional quantile line $X_i' \beta(\tau)$ to be above the censoring point C . Therefore, on our selected subset, the standard quantile regression that will be carried out in step 2 gives us immediately a consistent (though inefficient) initial estimator $\hat{\beta}_0$ ²³. This first selection step is carried out by estimating a probability model of not censoring:

$$\eta_i = p(X_i' \lambda) + \varepsilon_i \tag{3.11}$$

where η_i is the probability of being a donator, and which gives an (inefficient) estimator of the true propensity score $h(X_i, C)$. In our study, we used a simple logit to model the probability of giving, with the same set of explanatory variables. It happened to fit the data quite well, which is important for the selection process. To obtain in the next step a consistent quantile regression estimator for conditional quantile τ , we must ensure that this conditional quantile is defined, which means that we must select observations such that $h(X_i) > 1 - \tau$. Our estimation of the true propensity score (3.11) being possibly misspecified, we do not select all those observations with $p(X_i' \hat{\lambda}) > 1 - \tau$ but instead, we select these observations that have:

²²See for instance Buchinsky and Hahn, Khan and Powell among others.

²³Intuitively, think that to get a consistent quantile reg estimator to start with, you must ensure that the observations have covariates such that $X_i' \beta(\tau) > G > 0$. Otherwise, the minimization problem 3.8 would inevitably lead to $\beta(\tau) = 0$. But the probability that $X_i' \beta(\tau) > G$ given X_i and $G > 0$ is equal to $Pr(0 < G < X_i' \beta(\tau) | X_i) / Pr(0 < G^* | X_i) = [h(X_i) - (1 - \tau)] / h(X_i)$. Thus, it is defined if and only if $h(X_i) > 1 - \tau$

$$p(X_i' \hat{\lambda}) > 1 - \tau + c$$

where c is a trimming constant between 0 and τ . In practice, we chose c so that we could control the size of discarded observations from our subset $J(c) = \{i : p(X_i' \hat{\lambda}) > 1 - \tau + c\}$. The rule we made use of was to select c so that:

$$\#J(c)/\#J(0) = 90\%$$

where $J(0)$ denotes the subset J where $c = 0$. Chernozhukov and Hong give a demonstration that J does not need to be the largest subset of observations where $h(X_i) > 1 - \tau$.

The next (2nd) step consists in running a standard quantile regression estimation on $J(c)$:

$$\text{Min}_{\beta} \sum_{i \in J(c)} \rho_{\tau}(G_i - X_i' \beta_0(\tau)) \tag{3.12}$$

The estimate β_0 that we get is consistent, but not efficient. Therefore, we next select all observations that have covariates X_i such that $X_i' \hat{\beta}_0(\tau) > 0 + \xi$ where ξ is a small positive number (with $\xi_n \rightarrow 0$). Practically, this step asymptotically selects all the observations with $X_i' \beta(\tau) > 0$, which brings efficiency to the QR estimation that we proceed with in step 3.

In step 3, we simply run a QR estimation on the observations selected during step 2. We then get a consistent and efficient estimation $\hat{\beta}_1(\tau)$ of $\beta(\tau)$. Note that step 3 can be repeated several number of times. In practice, rehearsal after the fourth step did not happen to be necessary. To summarize, the great interest of this estimation procedure is to first select observations and then run consistent QR (with fewer and linear constraints) where the Powell estimator imposed simultaneity. Thus, the estimation procedure is milder in terms of computational requirements, which is truly convenient for our rich data set and our model with numerous regressors and several dichotomous regressors. Furthermore, it gives an estimator which deals with heavy

censoring with minimal distributional assumptions, and allows for heteroscedasticity.

It is also interesting to compare our estimation setting with selection models. Our censored quantile regression technique is devoted to censoring mechanisms, but does not consider the fact of giving as a selection process, determined by some (potentially unobservable) individual characteristics correlated with our regressors. The reason is that it is difficult to find some variables that would affect the participation process without influencing the level of contributions. However, it is interesting to note that we were able to draw a panel out of the richest taxpayers of our sample that are present every year in the dataset. Running panel regressions on these taxpayers with fixed and random individual effects, Hausman tests concluded that the individual effects were not significantly correlated with our control variables, meaning that the unobserved heterogeneity in our model is orthogonal to the regressors we use in our CQR ²⁴. Therefore, a selection model does not seem truly appropriate. Besides, 3-step CQR gives the opportunity to look at the effect of the tax reduction on the whole distribution of gifts, which means on lower quantiles, that are near the censoring point, and on higher quantiles, what may in a way be as informative as looking at the effect of a variable at both the intensive and the extensive margins in selection models.

3.3.3 Exogenous variations of the tax reduction rate

Concerning our estimation strategy, we take advantage of time variations of the tax reduction rate due to tax reforms in August 2003 and December 2005 and consider these legal variations as exogenous to test the causal impact of the reduction rate on charitable giving.

We estimate our model by running three-step censored quantile regression estimations described in previous subsection. The dependant variable is the logarithm of gifts ($\ln(\textit{gift})$). Since many households have not given to charities, we give every

²⁴Results for this set of regressions on a panel of the richest taxpayers are not displayed in this paper, but are available on request

households an extra dollar of gifts so that $\ln(\text{gift})$ is defined for every taxpayer and ranges from 0 to ∞ . This method is widespread in previous literature on the subject²⁵. We show in the robustness check section that the level of the extra amount given in order to normalize $\ln(\text{gift})$ does not influence our results.

Our core model can be written as follows :

$$Q_{\ln(\text{gift})}(\tau) = C + \alpha_1(\tau) * \ln(\text{reduction rate}) + \alpha_2(\tau) * \ln(\text{income}) + \alpha_3(\tau) * \text{time trend} + X_i' \beta(\tau) \quad (3.13)$$

where $Q_{\ln(\text{gift})}(\tau)$ is the τ -th quantile of the logarithm of gifts conditional on all the regressors. X_i is a set of control variables including age, family size (“quotient familial”²⁶), main source of income (wage, pensions, entrepreneurial income or capital income), and matrimonial status. We consider disposable income as income less income tax not taking into account charitable tax reductions, so that disposable income does not depend on the level of gift. We control for the temporal evolution of the distribution of gifts by including a linear temporal trend. Identification of the effect of the reform is obtained through the coefficient $\alpha_1(\tau)$ of the variable “ $\ln(\text{reduction rate})$ ”. $\alpha_1(\tau)$ is therefore directly comparable to an elasticity and its interpretation is the following: when the level of the tax reduction rate is increased by 1%, the τ -th conditional quantile of gifts increases of $\alpha_1(\tau)\%$, everything else held equal. And variations of $\alpha_1(\tau)$ with respect to τ enable us to investigate distributional effects of the reform. As stated previously, we exclude year 2003 from our sample, since the reform of the reduction rate was voted during year 2003, and it might be that taxpayer did not respond fully to the new incentives for the whole fiscal year²⁷. We estimate equation (3.14) on taxable households. To avoid any type of manipulation

²⁵See Andreoni (2006)

²⁶In France, income tax is paid at the household level, which means that income tax is paid for the whole household and not by individuals. “Quotient familial” is the number of tax units granted to an household according to its size. Single=1, Married couple=2, each child = 0,5, each child above 3 children=1. The taxable income is then calculated as the original taxable income of all the individuals in the household divided by the “Quotient familial”.

²⁷However, including/excluding 2003 does not change significantly our results

of the taxability status which might be correlated to charitable behaviors, we exclude people reporting previous deficits and determine taxability according to the level of taxable income. Therefore, some taxable households, according to our definition may not be taxed in practice if they benefit from high tax reductions or any other type of tax credits. This way of selecting taxable households eliminates a possible endogenous selection of the sample of taxpayers.

Our core analysis relies on a “simple-difference” estimation strategy. Therefore, we make some identifying assumptions of particular importance. We assume that the reform is exogenous and that people are well informed of variations in tax parameters. Although we control for possible time variations in the distribution of gifts by adding a linear temporal trend in our specification, we must assume that there is no shock contemporary to the reform on unobservable characteristics affecting giving behaviors. We pay in the robustness section a special attention to these assumptions. In particular, it seems that the occurrence of the Tsunami in December 2004 has created a demand side effect influencing gifts at the very same time that the tax reduction was increased. Although the overall level of gifts made because of the Tsunami remains small as compared to total annual charitable contributions, it seems to have impacted the lower part of the distribution of gifts ²⁸, as mentioned above (figure 3.4 and 3.3). Therefore, it is important to check which part of this effect on low quantiles can be attributed to the variation of the reduction rate. This is what we do in the robustness checks section by controlling for the effect of the Tsunami in double-difference estimates using non taxable households as a control group, affected by the Tsunami, but not by the variation of the tax reduction rate.

3.4 Results

In this section, we present the baseline results, and discuss the overall effect of the 2003 and 2005 reforms on charitable giving, as well as the impact of income on giving

²⁸The average gift made for the tsunami is around 15 euros according to *L'aide française aux victimes du Tsunami, rapport de la Cour des comptes*, Paris, 2007.

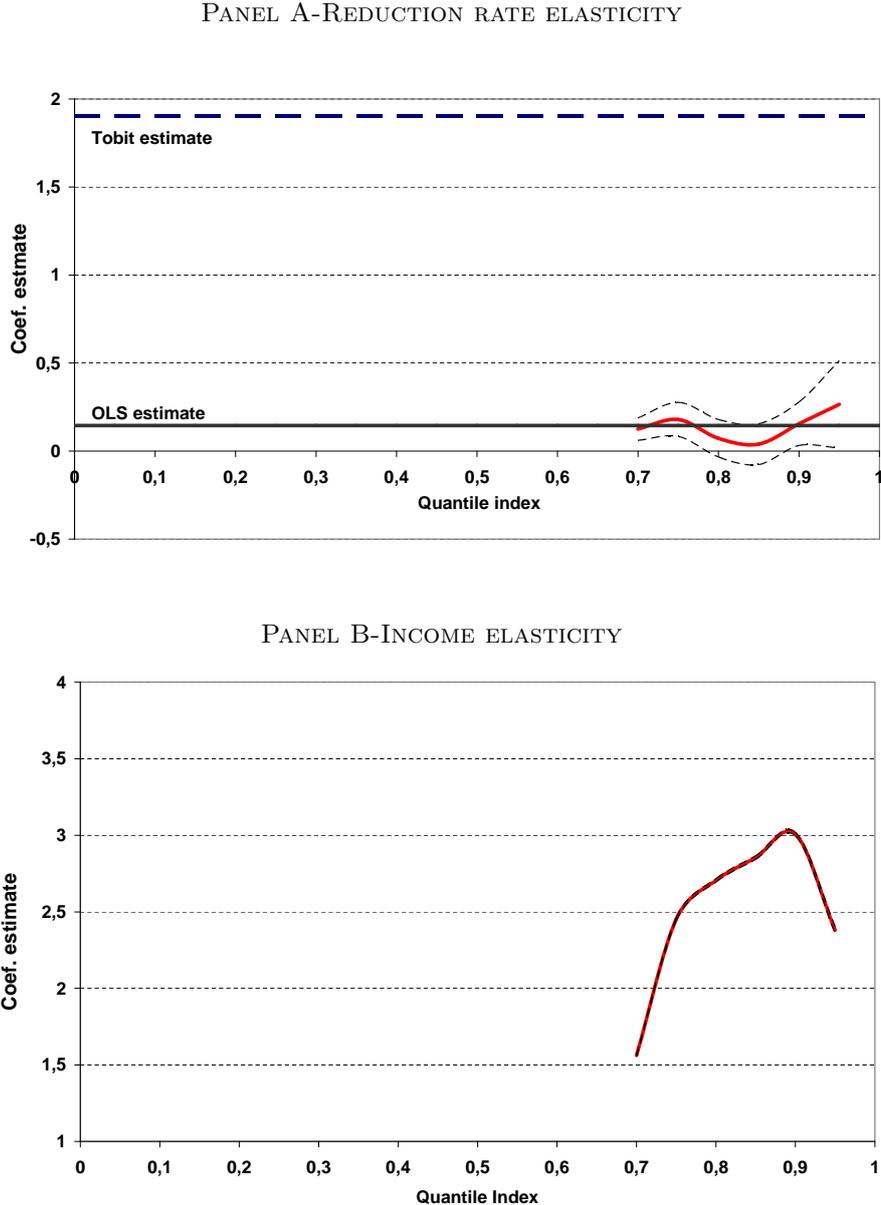
behaviors. Results for all taxable households are displayed in figure 3.5 which summarizes graphically the quantile coefficient estimates²⁹. Note that because of heavy censoring it was not possible to estimate quantile coefficient below quantile .70 for the overall population of taxpayers.

The impact of fiscal incentives on charitable giving is shown in panel A of figure 3.5. First, it appears that the overall effect of the tax reduction reforms is very small. For all quantiles, the coefficient estimate is well below the elasticity that would be required for the reduction rate to be optimal. The effect of the reform is also heterogeneous as coefficients vary significantly across quantiles of gifts: the lowest and highest defined quantiles seem to have reacted more to the reforms. If the tax reduction variation had led to homogenous behavioral responses, the whole distribution would have shifted the same way, and the coefficient estimate would have been equal across all quantiles. In our case, the homoscedasticity assumption of the Tobit estimator is evidently violated, which strongly supports our estimation strategy. The results can be interpreted as follows: the reforms led large contributors to contribute more, while average contributors did not really change their habits. The reform also seem to have induced some contributors to start giving, which is consistent with the increase in small gifts in 2004 and 2005. However, since the surge in small gifts was not sustained in 2006, one might be worried that the effect on small gifts could be partly due to the worldwide increase in generosity after the Tsunami of december 2004. We address this concern in the robustness section.

It is also interesting to compare our estimate with the naive OLS and the Tobit estimates, as shown in panel A of figure 3.5. Because of heavy censoring, the OLS estimate is biased, and leads to a lower estimate of the elasticity than those obtained with quantile regressions. But the bias is not too large if we except higher quantile indexes. On the contrary, the Tobit estimate is strongly upward biased, with an elasticity close to 2. The existence of important distributional effects is therefore a serious drawback for traditional Tobit estimation in the case of heavy censoring because it

²⁹The tables presenting the results are displayed in the Appendix.

Figure 3.5: Coefficient estimates, three-step censored quantile regressions on all taxable households



tends to extrapolate to the whole distribution the aspect of the distribution on a few uncensored observations, whereas quantile regressions do not need to consider the shape of the distribution below the censoring threshold.

The income elasticity is shown on panel B of figure 3.5. The effect of income is quite large: everything else held constant, having a greater income leads to a much higher probability of giving. The income effect first increases with the level of gifts but seems to decrease among large contributors. Overall, the estimated income elasticity appears to be quite large compared to results available in previous studies. One explanation is that our income effect is not polluted by the price endogeneity that may often minors the pure effect of income in US estimates, since, as we pointed out, the tax deduction mechanism makes it particularly difficult to disentangle price and income effects on US data. But the main explanation is more probably that charitable behaviors are very concentrated among the richest taxpayers³⁰, and that we look here at the whole distribution of taxpayers whereas the samples of US itemizing taxpayers used by most studies focus on richer taxpayers.

One possible explanation for the difference between our estimates and the estimates made on US data is therefore that the effect of the reform not only varies with the level of gift, but that it also differs with the level of disposable income. In order to investigate this hypothesis, we split our sample in several income categories and test a model where the logarithm of the reduction rate is interacted with income dummies. More precisely, we allow the reduction rate effect to vary with income according to the following equation:

$$Q_{\ln(\text{gift})}(\tau) = C + \sum(\alpha_{1i}(\tau) * \ln(\text{reduction rate}) * D_i) + \alpha_2(\tau) * \ln(\text{income}) \\ + \alpha_3(\tau) * \text{time trend} + \sum(\alpha_{4i} * D_i)X_i'\beta(\tau) \quad (3.14)$$

Where D_i are dummy variables indicating the income group of the households. We have defined four taxable income groups: a group comprising households with in-

³⁰See figure 3.11 in appendix C

come inferior to the 75-th percentile ($P0-75$), a group for income within the 75-90-th percentile range ($P75-90$), a group for income within the 90-95-th range ($P90-95$) and a group for the 5% richest households ($P95-100$)³¹. The coefficients of interest are the $\alpha_{1i}(\tau)$, which give the elasticity of charitable giving for each income category i . This specification is more demanding, because the estimation of the coefficients for a given quantile, require that some gifts are made for each income group at this level. As a result, it was not possible to estimate quantile coefficients below 0.8 in this specification. Results for the elasticity of the reduction rate are displayed in figure 3.6³². The estimated effect of the reduction is close to zero for the low income group ($P0-75$). The effect becomes much larger and significant for higher income groups. The households between the 75-th and 95th percentile are the more responsive to the reduction. The fact that estimates on richer income groups are closer to the estimates made on US data is not very surprising, since households who itemize in the US (and are selected for the estimation in US studies) tend to be wealthier than the overall population. This result suggests that the higher elasticities usually found on US data may be primarily explained by sample selection. Indeed, when allowing the effect to vary according to income (in a sample of itemizers) Bakija & Heim (2008) find weaker results for lower income households (less than \$100.000).

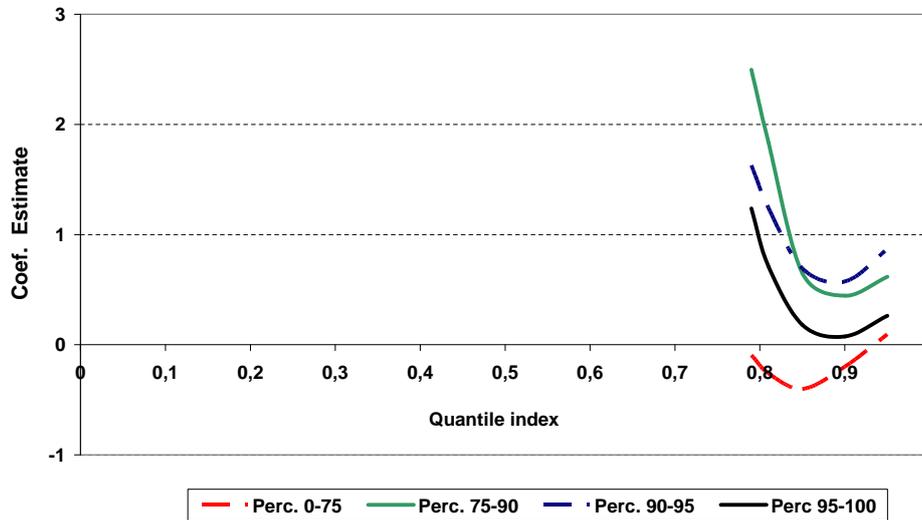
In order to allow not only tax reduction elasticity, but also other variables (such as the time trend) to have a specific effect for wealthier households, we also estimated our baseline equation on a restricted sample of the top 5% of the income distribution. Results for the price and income elasticity are displayed in figure 3.7. Since the wealthiest households tend to give more to charity, we are able to estimate more quantiles than in the precedent specifications.

The estimates in figure 3.7 (panel A) are consistent with the estimated elasticity for this income group found in the previous specification with interactions. The re-

³¹We tried several decompositions before finally retaining this one. In particular, it seems that all groups of households below the 75-th percentile respond very little to the tax incentive and we decided to regroup them into one category.

³²The full estimate is displayed in appendix.

Figure 3.6: *Reduction rate elasticity allowing for heterogeneity in income: $\ln(\text{reduction rate}) \cdot \text{income group dummy coefficient estimates}$*



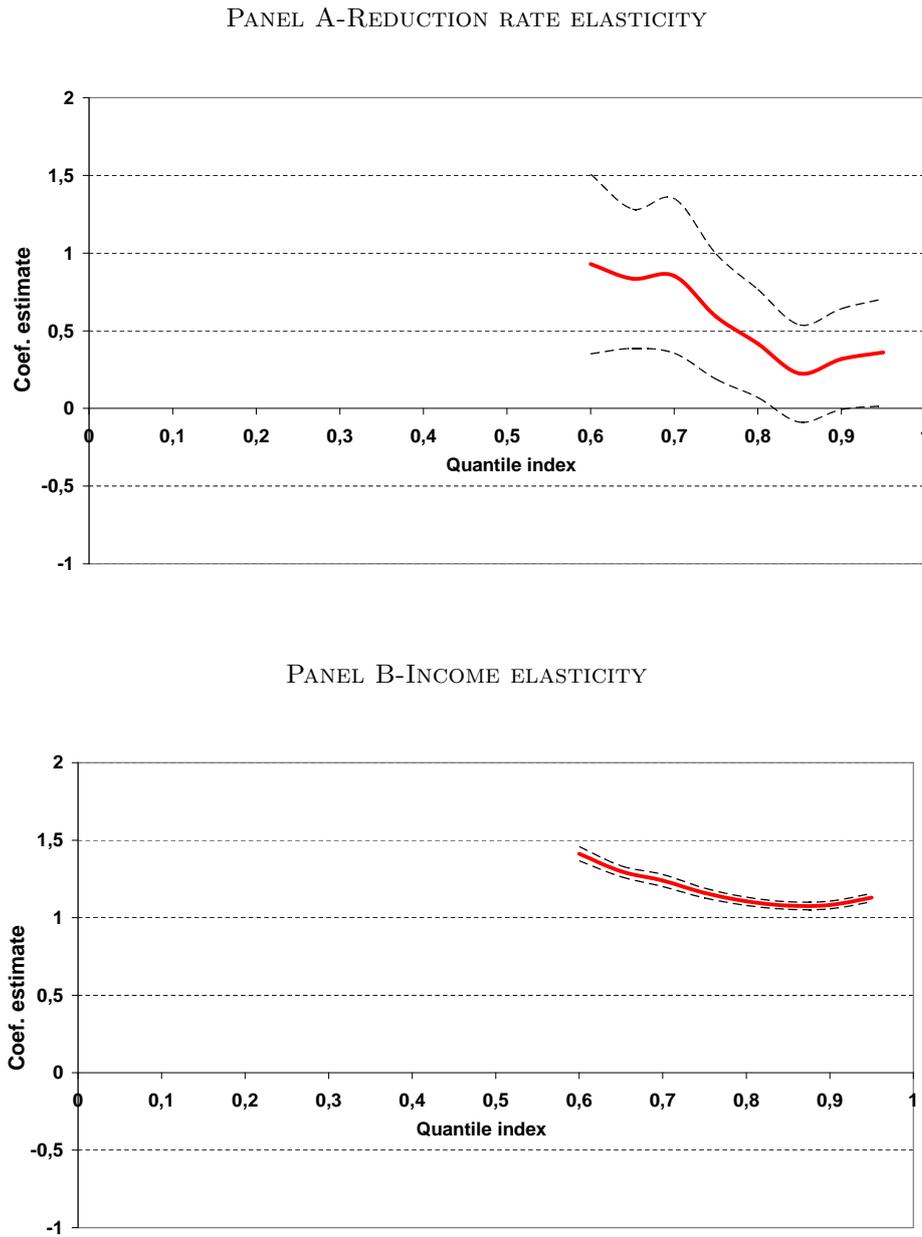
SOURCE : Echantillons Lourds DGI.

sults confirm that the elasticity is close to one for lower quantiles of gifts and decrease for higher quantiles. It seems that the reform was most effective in inducing some rich taxpayers to start giving. The effect decreases with the quantile of gift: among the richest taxpayers, those who were already large contributors did not respond strongly to the increase in the reduction rate. Even if the reform appears more efficient for the richest taxpayers, who are also the largest contributors, their share of total gifts is not sufficient to ensure the overall efficiency of the reform.

The estimated income elasticity, displayed in the second graph of figure 3.7, is very stable across quantiles, with values ranging between 1.1 and 1.4. This suggests that income has only a location shift effect: income in itself does not seem to have so important distributional effects on gifts among rich taxpayers. For rich households, although having a greater income leads to more contributions, the shape of the distribution of charitable gifts is quite unaffected by income.

It is eventually interesting to compare our estimated income and price elasticities

Figure 3.7: *Estimates of the elasticity of gift to the tax reduction rate: top 5% of the income distribution (P95-100)*



SOURCE : Echantillons Lourds DGI. P95-100: 5% of taxpayers with the largest *taxable* incomes.

to the estimates made by previous studies. Since our results focus on distributional effects in order to avoid dealing with the (censored) mean, we do not immediately provide a unique figure of income and price elasticity comparable to other estimates in the literature but we can compute mean effects. In an uncensored quantile regression framework, mean effects can easily be computed over the overall distribution of gifts as $\int_0^1 \alpha_1(\tau) d\tau$. However, because of the highly censored distribution of gifts, we can only compute average effects with the elasticities estimated on the defined quantiles. One can argue whether the appropriate way of computing and interpreting mean effects is to consider the price effect on censored quantiles as zero, or to simply focus on defined quantiles. From a public policy point of view, it seems more interesting to compute the average effect among the donators and to calculate the average effect on defined quantiles only.

Moreover, since the elasticity to the tax reduction varies with income, we want to take this income group heterogeneity into account in our aggregate elasticity measure³³. We therefore calculated the average effect on gifts as the mean of the parameter estimates by income groups weighted by the share of total gifts of the income group. For each income group, the mean elasticity is calculated as the mean of the parameters over the defined quantiles. This calculation gives us a mean elasticity of the tax reduction of 0.5, which represents the lower bound of what was found in other studies. Looking separately at different income groups, we find that the average elasticity (calculated over the defined quantiles) is small and negative for taxpayers with income below the 75-th percentile, whereas it is positive and close to 1 for richer households (between the 75-th and the 95-th percentile). However, the elasticity decreases to 0.4 for the top 5%. The higher elasticities found for the richer income groups, which are more compatible with sample used in US empirical literature, softens part of the discrepancy between French and US estimates.

Overall, the broad picture is left unchanged: tax reduction elasticities remain modest for the majority of the population and truly questions the efficiency of the

³³We thank Wojciech Kopczuk for this suggestion.

2003 and 2005 reforms.

Assessing the efficiency of the tax reduction rate reforms :

Saez's theoretical framework can be used to assess more precisely the relevance of the 2003 and 2005 reforms. With Saez "efficiency rule" formula (3.1), and neglecting crowding out effects, we know that the tax reduction rate is optimal if:

$$t = 1 - 1/(1 + \epsilon_t) \quad (3.15)$$

Given previous tax reduction rate of $t = 50\%$, the tax scheme can therefore be considered as optimal if the elasticity of gifts with respect to the subsidy rate is equal to $t/(1 - t) = 1$. If the elasticity is below one, the tax reduction rate is too great. If the elasticity is above one, the reduction rate may be increased.

Given our mean estimates of ϵ_t of approximately .5, and neglecting crowding-out and redistribution, the optimum would be reached for a subsidy of $t^* = 1 - \frac{1}{1 + \epsilon_t} \approx .33$ ³⁴. Even if the government only wants to promote charitable contributions in a partial equilibrium framework it seems that the subsidy rate is too high.

If we allow for a large crowding out, and in the absence of redistributive tastes in the social welfare function, it seems also hardly credible that the subsidy rate is optimal. From equation 3.2, we know that, at the optimum:

$$1 + \overline{G}_{G_0} = \frac{1 - t}{t} \epsilon_t$$

Therefore, with a subsidy equal to .6, and $\epsilon_t = .5$, the level of crowding-out that would make the subsidy optimal would be: $\overline{G}_{G_0} = -0.67$, which is quite large. If we do not think that -0.67 is a reasonable level of crowding-out, the only way to justify the French current subsidy rate is to consider that private contributions are more efficiently used than public direct contributions. In this case, the total level of contributions is: $G = s.G^P + G_0$ and we can show, in that case, that the optimal

³⁴Under the implicit assumption that ϵ_t is not subject to large variations when t varies.

subsidy rate becomes:

$$t = \frac{s\epsilon_t}{\epsilon_t + (1 + s\overline{G}_{G_0})}$$

which is strictly increasing with s . Following this equation, for a reasonable level of crowding-out of .25, considering the current subsidy rate as optimal is equivalent to assessing that $s \simeq 1.4$, which would mean that private contributions are significantly more efficient than public contributions. These calculations suggest that the actual reduction rate is likely to be suboptimal, unless private contributions are much more efficiently used than public funds.

Finally, our results highlight the heterogeneity in charitable giving behaviors, in particular with respect to income. In a public policy perspective, this would suggest that a subsidy scheme varying with the level of income might be more effective to target donors according to their responsiveness to tax incentives.

3.5 Robustness

3.5.1 Log-log specification

Because of censoring, our baseline log-log specification requires that we normalize the logarithm of gift by adding one extra euro of gift for every taxpayer, so that our dependent variable $\ln(\text{gift}+1)$ is well defined. However, because of the curvature of the log function, a first euro given may induce very high estimated elasticities. We check therefore that our estimates are robust to a change in normalization, by running our regressions with $\ln(\text{gift} + C)$ and changing the level of the constant C . We display for instance in table 3.7 the results for $\ln(\text{gift}+10)$. Indeed, the size and shape of our estimates are unchanged. The reason is that very small gifts between 1 and 10 euros are in fact very scarce. We also tested specifications censoring contributions at other levels (5 euros and 15 euros), and found no loss in the robustness of our estimates.

3.5.2 Time variations of the gift distribution

To control for the possibility of a time-varying distribution of charitable giving, we have introduced in our baseline specification a linear temporal trend. Nevertheless, time effects could be non linear. Our “simple difference” estimates therefore still rely on the identifying assumptions that the shape of the distribution is not affected by shocks that might reflect the action of unobservable characteristics correlated with time (and therefore with our identifying variable $\ln(\text{reduction rate})$). In order to test the robustness of our estimations, we conduct two types of checks.

3.5.2.1 Placebo

First, we check that the distribution of charitable contributions is stable in time and is not subject to sudden shifts or erratic variations that would be spuriously captured in our estimates. This assumption does not seem far-fetched given figure 3.4 which shows that before the reform, the CDF of the logarithm of gifts is unvarying. However, we show by using “placebo” techniques, that the distribution of charitable contributions was indeed stable. The principle is to check that attributing artificially the variation in the reduction rate to another year (before the real reform) leads to no significant result for the reduction rate elasticity. For instance, let us falsely consider that there was a reform in 2001. As nothing has truly happened in 2001, when creating a fake variation of the reduction rate, and running the same quantile regressions with years 1998 to 2000 against year 2001 to 2002, we should not find that the coefficient for the variable $\ln(\text{reductionrate})$ is significantly different from zero. And, in fact, we find that the elasticity of gift with respect to the reduction rate is never significantly different from zero when falsely attributing the reform of the reduction rate to year 2000, 2001 or 2002.

3.5.2.2 Double-difference estimates

We have checked so far that no underlying unobservable variable has affected the distribution of gifts before the reform. But, as mentioned previously, it seems that lower

quantiles of gifts were affected by a sudden shift in 2004 and 2005, shift which may be attributable to the important charitable mobilization in response to the Tsunami of December 2004. In any case, if the Tsunami had impacted gifts independently, our estimates would overestimate the true impact of the tax reduction rate, and that the elasticity of charitable contributions with respect to the tax reduction would even smaller than our estimates.

Our aim in this subsection is to control for non linear time effects (like the Tsunami) affecting giving behaviors apart from the variation of gift prices. We assume that these time effects affect the whole population in the same manner. The principle is to find households that were affected by these unobservable effects but not by the tax reduction variations and which could stand for a reasonable control group. We therefore compare taxable and non-taxable households, the latter being affected by time effects like the Tsunami, but not by tax reduction reforms. The main problem is that we cannot compare all taxable and non taxable households for the reason that taxability is largely determined by the income level of the household and the support of the covariates of our model is very different for the taxable and the non-taxable. It is thus necessary to find variations of the taxability status that are orthogonal to income, stable in time and not affected by the tax reduction rate variations, to design credible treatment and control groups.

We take advantage of the existence of a mechanism of family tax-splitting in the French tax system which creates discontinuities in the taxability status according to the number of person in the household. More specifically, the principle of this tax-splitting mechanism called “quotient familial” is as follows: each household is granted a “quotient familial”, that is a number n , which increases with the size of the household. A single person gets $n=1$, a married couple $n=2$, the first two children stand for .5 each, and children beyond the third child stand for 1. When computing the income tax of the household, the tax scheme is applied to Y/n . Households are taxable if Y/n is superior to the tax allowance, and non taxable if Y/n is inferior to this threshold. As a result, some households with the same level of income but

different family sizes have a different tax status, and this difference can be exploited in a double-difference strategy.

Figure 3.12 displays the evolution of the income threshold above which households become taxable according to their quotient familial n . We also computed the level of different percentiles of the distribution of taxable income every year. Our method is to compare within stable income groups households that are taxable and households which are non taxable because they have one additional unit of “quotient familial” (QF). For instance, we compare, within the income group P54-P62, households with QF=2 (treatment) versus households with QF=2.5 (control). We did also compare within the income group P62-P68, households with QF=2.5 (treatment) versus households with QF=3 (control), and within the income-group P68-P76, households with QF=3(treatment) versus households with QF=4 (control).

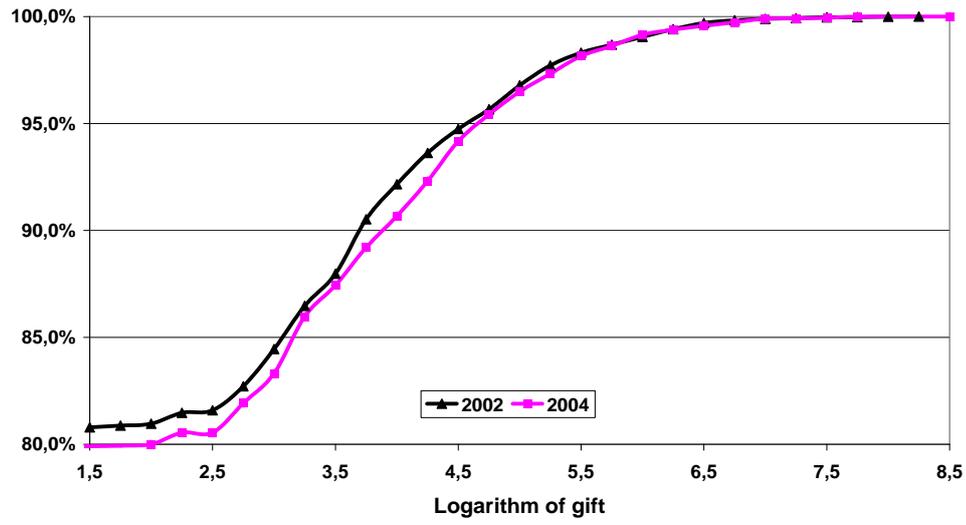
To appreciate graphically the principle of a double-difference framework in our quantile regression setting, figure 3.8 shows the distribution of the logarithm of gifts for one treatment group and its associated control group in 2002 and 2004. The intrinsic effect of an increase in the tax reduction can be estimated by comparing the difference of every quantile before and after the reform for the treatment and the control group. Noticeably, the lower part of the distribution of gifts has shifted both for taxable and non-taxable households, reflecting somehow the impact of the Tsunami, which has fostered little gifts in the whole population of households. However, it is also significant that upper parts of the distribution of gifts do not seem different in 2002 and 2004 for non-taxable households, while upper parts of the distribution in 2004 have significantly shifted for taxable households. Our estimates extend this graphical distributional analysis to a censored quantile regression model with control covariates.

The specification becomes:

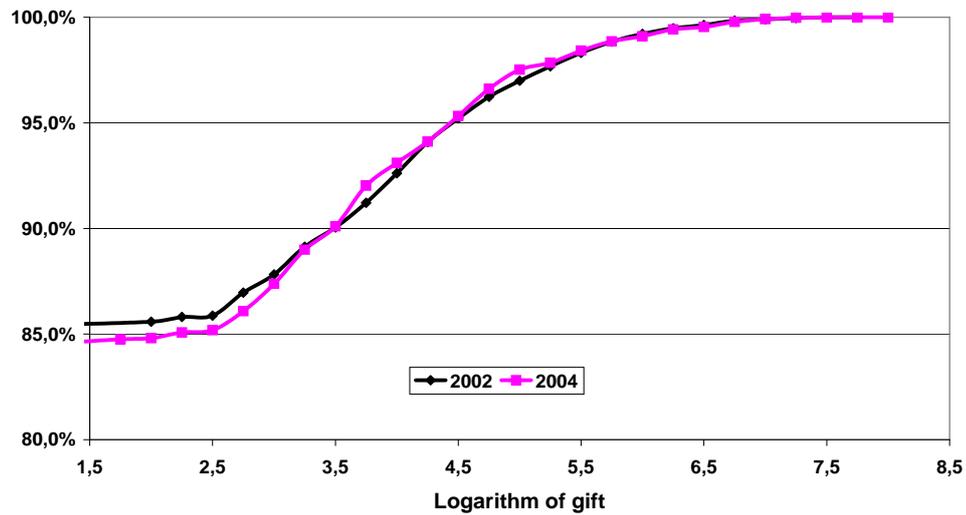
$$Q_{lndon}(\tau) = C + \alpha_1(\tau) * txb + \alpha_2(\tau)(\ln(1 - t) * txb) + \sum_i \alpha_{3i}(\tau)Year_i + X'_i\beta(\tau) \quad (3.16)$$

Figure 3.8: Evolution of the cumulative distribution function of the logarithm of gift for taxable and non taxable households within income group=P54-P62

A-TAXABLE HOUSEHOLDS: QF=2



B-NON-TAXABLE HOUSEHOLDS: QF=2.5



SOURCE: Echantillons Lourds DGI. Taxable households only.

NOTE: Logarithm of gifts are computed from gifts expressed in constant euros.

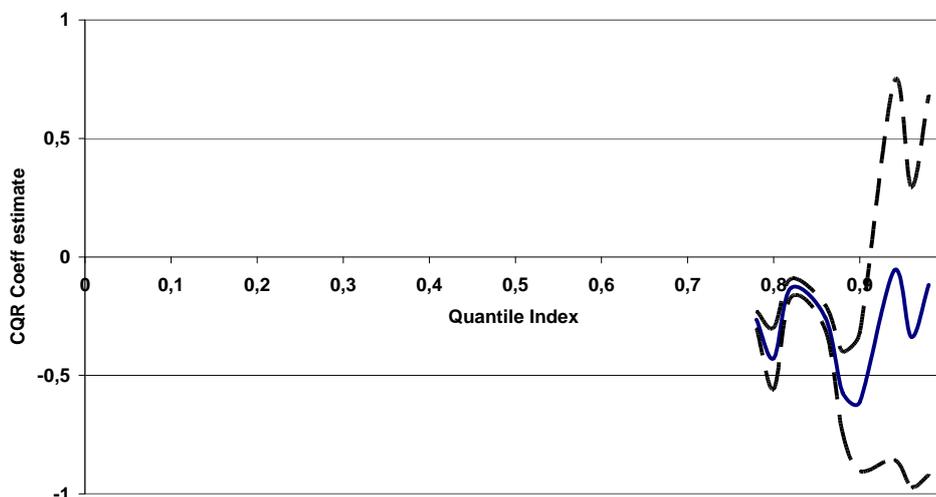
P54-P62 represent the group of households with taxable income lying between the 54th percentile and the 62nd percentile of taxable income

where txb is a dichotomous variable equal to 1 for taxable households (the treatment group) and 0 for non-taxable-households (the control group). Identification of the impact on contributions of the reduction rate variation in this double-difference framework is brought by the coefficient α_2 . Note that, to avoid problems when $t=0$ for non-taxable households, we use for the double-difference specification the logarithm of the price of a contribution $\ln(1 - t)$ instead of $\ln(t)$. $\alpha_2(\tau)$ must then be interpreted as the price elasticity³⁵ and not as the elasticity of gifts with respect to the reduction rate. However, since we observe variations of the reduction rate t around the initial level of $t = .5$, variations of $1 - t$ and variations of t are similar. To control for time effects affecting both taxable and non taxable households, we include a set of year dummies. We use in X'_i the log of disposable income and the same control variables as previously. We estimate this model following our 3-step CQR estimation technique on every pair of taxable/non-taxable households defined in the previous paragraph. All the results are reported in tables 3.8, 3.9 and 3.10 in appendix. We report here the estimated elasticity for income group P54-P62 in figure 3.9.

Double-difference estimates confirm our simple-difference estimates. The price elasticity of charitable contributions is small, around $-.25$ on average for all defined quantiles. The only difference is that contrary to simple-difference estimates, we do not find a clearly stronger elasticity on lower quantiles of gifts, suggesting that part of the effect on low quantiles of gifts in our baseline estimates is due to a Tsunami effect. Unfortunately, the double-difference strategy is restricted to particular income groups (near the taxability threshold) among which the fraction of donators remains quite small. Therefore confidence intervals for our estimates are quite important. Moreover, these double-difference estimates only give some local estimates of the impact of the reduction rate, whereas the elasticity that we computed in the simple-difference framework covers the whole distribution of households in terms of income. Since simple-difference and double-difference do not give substantially different results if we except the lower quantiles of gifts, and given that our censored quantile regression

³⁵And therefore we expect its sign to be negative.

Figure 3.9: *Price Elasticity of charitable contributions: Double-difference estimates, $QF=2$ vs $QF=2.5$, Income Group= $P54$ - $P62$*



SOURCE : Echantillons Lourds DGI.

estimates on higher quantiles are robust to shocks affecting lower quantiles, we are confident that our baseline simple difference estimation strategy can be relied upon.

3.6 Conclusion

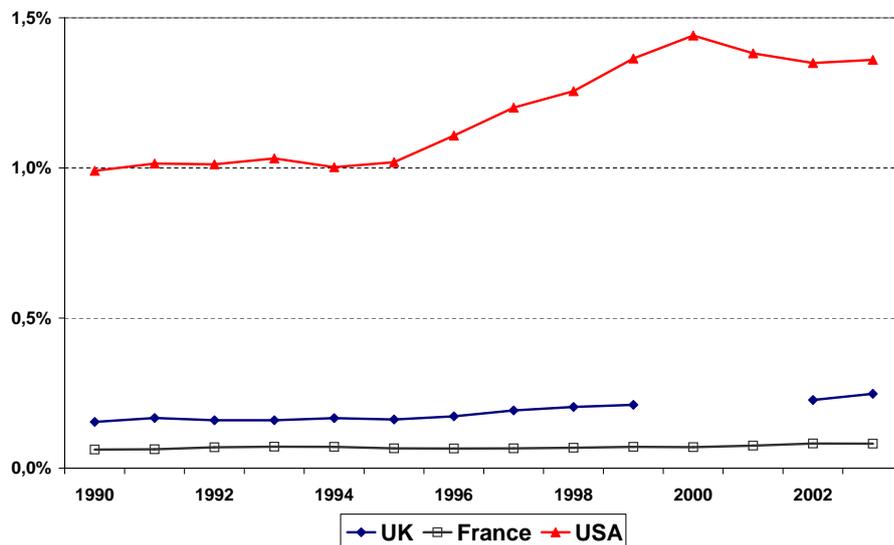
This paper proposes new estimates of income and price elasticities of charitable contributions. To do so, we exploit two recent exogenous increases in tax incentives towards charitable giving provided by two reforms of the French tax system. Tax incentives towards charitable giving in France, which consist in tax reductions, give us the opportunity to keep clear of simultaneity and endogeneity problems encountered in previous literature, since the price of gift is independent of income for all taxpayers. Our data set also enables us to estimate elasticities on the whole population of taxpayers and avoid the problem of sample selection bias that arises with US data, when the analysis is focused on itemizers. We study the heterogeneity of responses among the distributions of gifts using a three-step censored quantile regression estimator proposed by Chernozhukov and Hong. This estimation technique has also the

advantage of treating the problem of censoring that has never been raised yet for the estimation of giving behaviors although it is of crucial importance. Our results show that the overall effect of the 2003 and 2005 reforms has been very low. The implied average elasticity of giving among donators in the whole population of taxpayers is 0.14. This estimate is well below the values previously found in the literature and suggests that the actual French reduction rate is too high. Nevertheless, our results also show that the tax reduction elasticity is very heterogeneous among taxpayers, in particular according to the level of income. The richest taxpayers appear to be more sensitive to tax incentives than the whole population. The estimated income elasticities on the whole population of taxpayers are also higher than previously found but decrease when we restrict the sample to the richest taxpayers. These results suggest that a tax subsidy scheme varying with income might be more efficient than a unique reduction rate.

Appendix A : International comparisons concerning charitable contributions

Usually, international comparisons of charitable giving rely on comparative data produced by specialized institutes, like for instance, the John Hopkins Comparative Nonprofit Sector Project, the Charities Aid Foundation, or the National Center for Charitable Statistics. According to these statistics, France is characterized by a very low level of private contributions. But, in most studies, statistics suffer from a certain lack of homogeneity among countries. In particular, for a large number of countries, figures are drafted upon the basis of national surveys that are conducted without any definite common methodology. As a result, the ranking of countries according to their generosity displays some variations across studies.

Figure 3.10: Gifts reported in income tax data (France, US, UK) as a percentage of GDP



In order to produce data that would be more homogeneous and therefore trustworthy for international comparisons, we focused on income tax data for three countries : US, UK and France³⁶. It should be emphasized that gifts reported in fiscal datasets

³⁶The data we collected are directly held from Income Tax services in each country. For the US, the IRS produces yearly the Statistics of Income (SOI), which display all fiscal aggregates, like Charitable Deductions (see http://www.irs.gov/taxstats/indtaxstats/article/0,,id=96679,00.html#_grp8).

account for a vast part of the total amount of gifts reported by the associations through annual surveys. For example, in the US, the annual survey made by Giving USA report in 2001 a total amount of charitable giving of 212 \$ billions, when fiscal data report a total amount of gifts of 139 billions. The difference between those two amounts arises because very small cash gifts, gifts that are non itemized, or charitable bequests are not included in income tax data. However, our fiscal data still stands for approximately 65% of the total amounts received by charities each year. Thus, the evolution given in the present figures can be relied upon.

Results are presented in figure 3.10. The most striking fact is that, as compared to GDP, or to total adjusted gross income, the total amount of gifts reported by individuals in the United States is at least ten times bigger than in France and six times bigger than in the UK ! In 2001, the 129 millions of US taxpayers gave a total of 139 \$ billions, while their 33 millions French counterparts gave only 1.120 billion euros. Those gifts represent in 2001 in the US, 2.2% of total adjusted gross income, and 1.4% of US GDP, while in France they represent 0.21% of total gross income and 0.08% of French GDP.

Appendix B : Other aspects of the French Tax system:

Two things must be added concerning our description of the French tax treatment of charitable contributions. First, the existence of a ceiling : the total amount of gift eligible for tax reduction must not exceed 20% of your taxable income. This ceiling is very high however, as compared to ceilings existing in other countries. The ceiling is also very high compared to the distribution of gifts given that the percentage

For the UK, we also have data on the various type of deduction permitted by the Income Tax system (covenants, gift aids and give as you earn. (Source : <http://www.hmrc.gov.uk/stats/charities/menu.htm>). For France, the DGI produces through the "Etats 1921" each year the total amount of gifts made and reported by taxpayers in their income declaration.

of taxpayers who contribute more than 10% of their taxable income is less than 0.05%.

The other noteworthy detail concerning the tax reduction system is the existence of a special (higher) reduction rate for associations that help very poor people by providing them food or accommodations. For instance in 2006, gifts made for these associations (“Coluche Gifts”³⁷) are eligible for a tax reduction of 75%, while others gifts benefit from a tax reduction rate of 66%. Yet, this special treatment is granted only for the first 470 euros given to “Coluche associations”. As far as our estimates are concerned, the existence of different prices is not important, because the “Coluche” reduction rate always moves similarly to the usual rate, and those gifts only stand for a little portion of all gifts (around 10 to 15 %). But, it is still true that those two types of gifts may not have the same price elasticity. In particular, we were able to remark that gifts for Coluche associations and “other” gifts, having different purposes, are not closely substitutable. However, we did not try to disentangle the two elasticities in practice, and only look at the aggregate elasticity of charitable contributions.

Appendix C : Descriptive Tables & Figures

³⁷The special rate is often called “Coluche” rate because it has been created after intense lobbying made by the French humorist Coluche, when he created the charity called “Les Restos du Coeur” in 1988 in order to provide food to poor people.

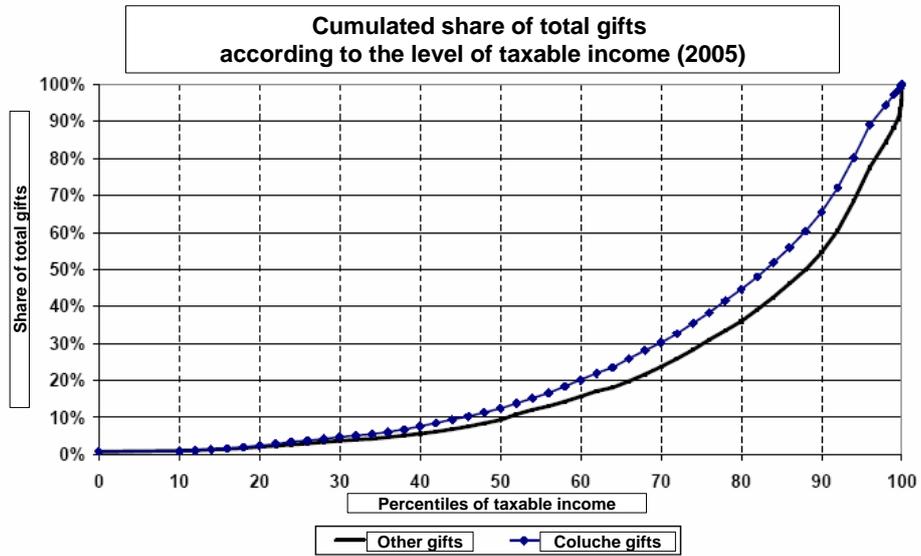
Table 3.2: Descriptive statistics : Echantillon Lourd DGI

Full sample											
fiscal year	% of taxable households	% of households reporting a gift	mean gift (2004 €)	disposable income	mean age	mean tax (2004 €)	"Quotient familial"	% of wage earners	% of pension earners	% of entrepreneurial income	% of capital income
1998	54%	13,9%	31,2	21 592	48,8	1 647	1,8	60%	29%	5%	2%
1999	53%	13,9%	32,4	22 059	48,8	1 693	1,8	60%	29%	4%	2%
2000	54%	14,0%	32,7	22 480	48,9	1 624	1,8	61%	29%	4%	2%
2001	53%	14,4%	35,4	22 871	48,9	1 495	1,8	61%	29%	4%	2%
2002	53%	14,5%	39,0	22 979	48,9	1 497	1,8	61%	29%	4%	2%
2003	52%	14,3%	37,0	22 762	48,9	1 418	1,8	61%	28%	4%	2%
2004	53%	16,3%	42,7	22 867	49,1	1 423	1,8	61%	28%	4%	2%
2005	54%	15,6%	44,2	23 027	49,2	1 427	1,8	61%	29%	4%	2%
2006	55%	14,9%	44,6	23 662	49,5	1 286	1,8	60%	29%	4%	2%

Taxable households											
fiscal year	% of taxable households	% of households reporting a gift	mean gift (2004 €)	disposable income	mean age	mean tax (2004 €)	"Quotient familial"	% of wage earners	% of pension earners	% of entrepreneurial income	% of capital income
1998	100%	20,9%	50,7	31 060	48,0	3 080	1,8	68%	23%	6%	2%
1999	100%	20,8%	52,3	31 887	48,0	3 176	1,8	69%	22%	6%	2%
2000	100%	20,6%	51,8	32 355	47,6	3 078	1,8	70%	21%	6%	2%
2001	100%	21,1%	54,8	32 927	47,3	2 888	1,8	71%	21%	6%	2%
2002	100%	21,2%	60,6	33 070	47,4	2 892	1,8	71%	21%	6%	2%
2003	100%	21,4%	55,9	33 175	47,6	2 804	1,8	71%	20%	5%	2%
2004	100%	24,2%	64,8	33 315	47,9	2 805	1,8	71%	21%	5%	2%
2005	100%	22,8%	64,3	33 074	47,9	2 772	1,8	71%	22%	5%	2%
2006	100%	21,4%	61,6	33 752	48,0	2 507	1,8	71%	22%	5%	2%

"Quotient familial" = number of tax units granted to an household according to its size. Single=1, Married couple=2, each child = 0,5, each child above 3 children=1
 Main source of income = type of income that stands for the majority of income. In 1998, for the full sample, wages were the main source of income of 60% of all households.
 Incomes, gifts and taxes are expressed in 2004 euros

Figure 3.11: Share of total gifts according to the level of income



Source: "Echantillons Lourds" DGI, author's computations

Reading : In 2005, 50% of taxpayers with the lowest taxable income represented only 12% of Coluche gifts and only 10% of all other gifts

Appendix D : Regression estimates

Table 3.3: *Regressions on all taxable households: OLS and Tobit regressions*

	OLS	Tobit
quotient familial	0.034 (0.029 - 0.039)**	0.255 (0.240 - 0.270)**
ln(disposable income)	1.225 (1.218 - 1.231)**	2.322 (2.304 - 2.340)**
ln(reduction rate)	0.145 (0.093 - 0.196)**	1.905 (1.750 - 2.061)**
age	0.025 (0.024 - 0.025)**	0.079 (0.078 - 0.080)**
single	0.527 (0.515 - 0.539)**	0.968 (0.934 - 1.002)**
divorced	-0.063 (-0.076 - -0.051)**	-0.312 (-0.346 - -0.277)**
married	-0.108 (-0.119 - -0.097)**	-0.220 (-0.249 - -0.191)**
wage earner	-0.054 (-0.087 - -0.021)**	10.436 (10.339 - 10.532)**
pensionner	0.609 (0.575 - 0.642)**	10.597 (10.499 - 10.694)**
comm., trader	-0.536 (-0.572 - -0.500)**	3.963 (3.855 - 4.072)**
entrepreneur	-0.161 (-0.198 - -0.124)**	4.866 (4.761 - 4.972)**
farmer	-0.088 (-0.129 - -0.046)**	4.240 (4.116 - 4.364)**
real estate incomes	0.453 (0.415 - 0.491)**	5.860 (5.752 - 5.967)**
capital income earner	-0.609 (-0.656 - -0.562)**	-2.663 (-2.799 - -2.527)**
time trend	-0.002 (-0.004 - -0.000)*	-0.054 (-0.060 - -0.048)**
intercept	-8.549 (-12.707 - -4.391)**	69.344 (56.687 - 82.000)**
Observations	2241302	2241302

95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%
NOTE : Reference for marital status is "widowed".

Table 3.4: Regressions on all taxable households: Baseline Quantile regressions

	70th Quantile	75th Quantile	80th Quantile	85th Quantile	90th Quantile	95th Quantile
ln(reduction rate)	0.125 (0.061 - 0.188)**	0.179 (0.083 - 0.276)**	0.072 (-0.034 - 0.179)	0.039 (-0.077 - 0.155)	0.155 (0.031 - 0.279)*	0.265 (0.017 - 0.513)*
ln(disposable income)	1.562 (1.555 - 1.569)**	2.453 (2.442 - 2.463)**	2.706 (2.695 - 2.717)**	2.854 (2.842 - 2.866)**	3.008 (2.996 - 3.020)**	2.380 (2.356 - 2.403)**
age	0.024 (0.023 - 0.024)**	0.040 (0.039 - 0.040)**	0.051 (0.050 - 0.051)**	0.061 (0.060 - 0.061)**	0.074 (0.074 - 0.075)**	0.053 (0.051 - 0.054)**
single	0.622 (0.609 - 0.635)**	0.907 (0.886 - 0.927)**	0.866 (0.843 - 0.888)**	0.760 (0.734 - 0.785)**	0.677 (0.649 - 0.705)**	0.778 (0.721 - 0.834)**
divorced	-0.120 (-0.133 - -0.107)**	-0.249 (-0.270 - -0.229)**	-0.457 (-0.480 - -0.435)**	-0.629 (-0.654 - -0.604)**	-0.269 (-0.296 - -0.242)**	-0.104 (-0.158 - -0.050)**
married	-0.199 (-0.210 - -0.188)**	-0.422 (-0.439 - -0.405)**	-0.530 (-0.549 - -0.511)**	-0.595 (-0.616 - -0.574)**	-0.630 (-0.652 - -0.607)**	-0.499 (-0.544 - -0.454)**
wage earner	-1.595 (-1.607 - -1.583)**	-0.045 (-0.064 - -0.026)**	0.412 (0.391 - 0.433)**	0.618 (0.596 - 0.641)**	0.727 (0.704 - 0.751)**	0.159 (0.114 - 0.204)**
pensionner	1.126 (1.113 - 1.139)**	2.023 (2.003 - 2.043)**	1.948 (1.927 - 1.970)**	1.705 (1.682 - 1.728)**	1.318 (1.294 - 1.343)**	0.582 (0.533 - 0.630)**
comm., trader	-3.168 (-3.184 - -3.152)**	-1.927 (-1.949 - -1.905)**	-1.559 (-1.582 - -1.536)**	-1.281 (-1.306 - -1.256)**	-0.922 (-0.948 - -0.896)**	-0.739 (-0.789 - -0.688)**
entrepreneur	-1.017 (-1.029 - -1.005)**	-0.009 (-0.027 - 0.010)	0.273 (0.252 - 0.293)**	0.396 (0.374 - 0.418)**	0.480 (0.457 - 0.503)**	0.187 (0.142 - 0.232)**
farmer	-1.670 (-1.685 - -1.654)**	-0.144 (-0.167 - -0.120)**	0.252 (0.226 - 0.278)**	0.457 (0.429 - 0.485)**	0.618 (0.589 - 0.647)**	0.175 (0.117 - 0.232)**
real estate incomes	0.607 (0.594 - 0.620)**	1.405 (1.385 - 1.425)**	1.428 (1.406 - 1.450)**	1.303 (1.279 - 1.327)**	1.061 (1.036 - 1.086)**	0.523 (0.474 - 0.572)**
capital income earner	-1.130 (-1.141 - -1.119)**	-1.047 (-1.064 - -1.030)**	-0.957 (-0.977 - -0.938)**	-0.848 (-0.869 - -0.826)**	-0.780 (-0.802 - -0.758)**	-0.576 (-0.619 - -0.533)**
quotient familial	-0.063 (-0.069 - -0.057)**	0.003 (-0.006 - 0.013)	0.115 (0.105 - 0.125)**	0.200 (0.189 - 0.211)**	0.228 (0.216 - 0.240)**	0.057 (0.032 - 0.082)**
time trend	-0.002 (-0.005 - 0.001)	-0.001 (-0.005 - 0.003)	0.004 (-0.001 - 0.009)	0.006 (0.001 - 0.011)*	0.001 (-0.004 - 0.007)	-0.002 (-0.013 - 0.009)
intercept	-10.470 (-16.030 - -4.909)**	-23.588 (-32.102 - -15.074)**	-36.869 (-46.251 - -27.486)**	-42.902 (-53.141 - -32.662)**	-34.939 (-45.898 - -23.979)**	-18.260 (-40.173 - -3.654)
Observations	1884338	1955338	2006651	2030878	2046815	2059617

95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%
 NOTE : Reference for marital status is "widowed". Because of heavy computational requirements with a dataset of more than 3 million observations, we did not compute the coefficient for every percentile, but for the .65-th quantile, .7-th, etc. to the .95-th quantile.

Table 3.5: Regressions on all taxable households: Quantile regressions with interaction for income groups

	79th Quantile	81th Quantile	85th Quantile	90th Quantile	95th Quantile
quotient familial	0,013 (0,012 - 0,015)**	0,074 (0,070 - 0,079)**	0,205 (0,196 - 0,214)**	0,238 (0,226 - 0,250)**	0,071 (0,045 - 0,097)**
time trend	0,003 (0,002 - 0,004)**	0,009 (0,007 - 0,011)**	0,013 (0,009 - 0,017)**	-0,002 (-0,007 - 0,003)	-0,008 (-0,019 - 0,004)
ln(disposable income)	0,261 (0,257 - 0,264)**	0,746 (0,736 - 0,756)**	1,637 (1,619 - 1,655)**	3,102 (3,078 - 3,126)**	2,699 (2,649 - 2,749)**
dummy P75-90	2,659 (2,649 - 2,669)**	2,63 (2,600 - 2,660)**	1,851 (1,797 - 1,905)**	0,613 (0,542 - 0,683)**	0,297 (0,114 - 0,419)**
dummy P90-95	4,144 (4,129 - 4,159)**	3,609 (3,567 - 3,651)**	2,461 (2,385 - 2,537)**	0,551 (0,452 - 0,649)**	0,309 (0,098 - 0,521)**
dummy P95-100	5,057 (5,045 - 5,069)**	4,111 (4,077 - 4,146)**	2,439 (2,376 - 2,502)**	-0,208 (-0,293 - -0,122)**	-0,411 (-0,597 - -0,224)**
age	0,009 (0,009 - 0,009)**	0,028 (0,028 - 0,028)**	0,056 (0,056 - 0,056)**	0,072 (0,072 - 0,073)**	0,053 (0,052 - 0,054)**
single	-0,275 (-0,279 - -0,271)**	0,049 (0,038 - 0,060)**	0,605 (0,585 - 0,625)**	0,736 (0,709 - 0,763)**	0,812 (0,752 - 0,871)**
divorced	-0,488 (-0,492 - -0,484)**	-0,565 (-0,576 - -0,554)**	-0,589 (-0,609 - -0,570)**	-0,301 (-0,327 - -0,275)**	-0,099 (-0,155 - -0,043)**
married	-0,511 (-0,515 - -0,508)**	-0,627 (-0,636 - -0,618)**	-0,733 (-0,750 - -0,716)**	-0,703 (-0,725 - -0,681)**	-0,535 (-0,583 - -0,488)**
wage earner	-1,188 (-1,192 - -1,185)**	-0,561 (-0,571 - -0,551)**	0,236 (0,218 - 0,254)**	0,595 (0,572 - 0,619)**	0,142 (0,094 - 0,191)**
pensionner	2,033 (2,030 - 2,037)**	1,928 (1,918 - 1,938)**	1,734 (1,716 - 1,752)**	1,216 (1,192 - 1,240)**	0,564 (0,513 - 0,616)**
comm., trader	-1,682 (-1,686 - -1,678)**	-1,397 (-1,408 - -1,386)**	-1,245 (-1,266 - -1,225)**	-0,897 (-0,923 - -0,871)**	-0,766 (-0,820 - -0,711)**
entrepreneur	-1,14 (-1,143 - -1,137)**	-0,557 (-0,566 - -0,547)**	0,153 (0,135 - 0,171)**	0,493 (0,469 - 0,516)**	0,194 (0,145 - 0,243)**
farmer	-1,227 (-1,232 - -1,223)**	-0,688 (-0,700 - -0,676)**	0,037 (0,014 - 0,059)**	0,523 (0,494 - 0,552)**	0,162 (0,101 - 0,223)**
real estate incomes	1,223 (1,220 - 1,227)**	1,193 (1,183 - 1,203)**	1,183 (1,165 - 1,202)**	0,97 (0,946 - 0,995)**	0,512 (0,459 - 0,564)**
capital income earner	-0,954 (-0,957 - -0,951)**	-0,763 (-0,771 - -0,754)**	-0,623 (-0,641 - -0,608)**	-0,727 (-0,748 - -0,706)**	-0,584 (-0,630 - -0,539)**
ln(red rate)*P0-75	-0,095 (-0,114 - -0,076)**	-0,259 (-0,314 - -0,205)**	-0,402 (-0,501 - -0,304)**	-0,199 (-0,328 - -0,071)**	0,093 (-0,186 - 0,372)
ln(red rate)*P75-90	2,497 (2,476 - 2,518)**	1,839 (1,779 - 1,899)**	0,649 (0,540 - 0,758)**	0,445 (0,302 - 0,587)**	0,617 (0,306 - 0,928)**
ln(red rate)*P90-95	1,63 (1,603 - 1,657)**	1,243 (1,166 - 1,319)**	0,693 (0,553 - 0,833)**	0,573 (0,392 - 0,755)**	0,867 (0,474 - 1,260)**
ln(red rate)*P95-100	1,237 (1,214 - 1,260)**	0,713 (0,649 - 0,777)**	0,179 (0,061 - 0,298)**	0,075 (-0,083 - 0,234)	0,263 (-0,084 - 0,611)
intercept	-7,348 (-8,911 - -5,785)**	-25,387 (-29,815 - -20,959)**	-43,789 (-51,851 - -35,727)**	-28,967 (-39,539 - -18,394)**	-10,314 (-33,323 - 12,695)
Observations	2025771	2034416	2043494	2053002	2063229

95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%
NOTE : Reference for marital status is "widowed".

Table 3.6: *Quantile Regressions on the top 5% of the income distribution*

	60th Quantile	65th Quantile	70th Quantile	75th Quantile	80th Quantile	85th Quantile	90th Quantile	95th Quantile
quotient familial	0.832 (0.796 - 0.867)**	0.718 (0.690 - 0.745)**	0.618 (0.587 - 0.648)**	0.520 (0.495 - 0.545)**	0.454 (0.432 - 0.476)**	0.400 (0.380 - 0.419)**	0.349 (0.328 - 0.369)**	0.313 (0.290 - 0.335)**
time trend	0.025 (-0.000 - 0.051)	0.021 (0.001 - 0.041)*	0.014 (-0.008 - 0.036)	0.016 (-0.002 - 0.034)	0.013 (-0.002 - 0.029)*	0.016 (0.002 - 0.029)*	0.005 (-0.010 - 0.019)	0.002 (-0.013 - 0.017)
ln(disposable income)	1.413 (1.367 - 1.458)**	1.300 (1.264 - 1.335)**	1.240 (1.201 - 1.279)**	1.160 (1.128 - 1.191)**	1.106 (1.079 - 1.133)**	1.078 (1.054 - 1.103)**	1.082 (1.057 - 1.107)**	1.130 (1.103 - 1.157)**
ln(reduction rate)	0.929 (0.352 - 1.507)**	0.835 (0.387 - 1.283)**	0.854 (0.356 - 1.351)**	0.591 (0.187 - 0.994)**	0.418 (0.070 - 0.766)*	0.225 (-0.089 - 0.538)	0.318 (-0.007 - 0.642)	0.361 (0.016 - 0.706)*
age	0.127 (0.125 - 0.130)**	0.109 (0.107 - 0.111)**	0.092 (0.090 - 0.095)**	0.078 (0.076 - 0.080)**	0.069 (0.067 - 0.070)**	0.062 (0.060 - 0.063)**	0.056 (0.055 - 0.058)**	0.052 (0.050 - 0.054)**
single	0.375 (0.204 - 0.547)**	-0.621 (-0.755 - -0.487)**	-0.755 (-0.906 - -0.603)**	-0.113 (-0.237 - 0.011)	0.178 (0.069 - 0.287)**	0.283 (0.183 - 0.383)**	0.399 (0.297 - 0.500)**	0.463 (0.350 - 0.577)**
divorced	-1.397 (-1.571 - -1.222)**	-2.126 (-2.261 - -1.990)**	-1.714 (-1.867 - -1.561)**	-1.033 (-1.156 - -0.910)**	-0.685 (-0.792 - -0.577)**	-0.505 (-0.605 - -0.405)**	-0.428 (-0.530 - -0.325)**	-0.460 (-0.567 - -0.352)**
married	-0.095 (-0.223 - 0.033)	-0.152 (-0.252 - -0.052)**	-0.275 (-0.388 - -0.163)**	-0.309 (-0.400 - -0.218)**	-0.316 (-0.396 - -0.237)**	-0.318 (-0.392 - -0.244)**	-0.320 (-0.392 - -0.247)**	-0.361 (-0.442 - -0.279)**
wage earner	1.178 (1.110 - 1.246)**	1.016 (0.963 - 1.070)**	0.891 (0.831 - 0.951)**	0.689 (0.639 - 0.738)**	0.566 (0.523 - 0.609)**	0.458 (0.419 - 0.498)**	0.385 (0.344 - 0.426)**	0.295 (0.250 - 0.340)**
pensionner	1.771 (1.680 - 1.861)**	1.478 (1.407 - 1.549)**	1.355 (1.276 - 1.434)**	1.197 (1.132 - 1.262)**	1.084 (1.028 - 1.141)**	0.953 (0.902 - 1.005)**	0.848 (0.795 - 0.901)**	0.751 (0.692 - 0.810)**
comm., trader	-2.120 (-2.213 - -2.026)**	-2.635 (-2.705 - -2.566)**	-2.653 (-2.729 - -2.577)**	-1.579 (-1.640 - -1.518)**	-1.086 (-1.139 - -1.033)**	-0.938 (-0.986 - -0.890)**	-0.762 (-0.811 - -0.713)**	-0.689 (-0.742 - -0.635)**
entrepreneur	0.403 (0.332 - 0.474)**	0.375 (0.320 - 0.431)**	0.404 (0.341 - 0.466)**	0.346 (0.295 - 0.398)**	0.292 (0.247 - 0.336)**	0.244 (0.203 - 0.284)**	0.208 (0.166 - 0.250)**	0.158 (0.112 - 0.204)**
farmer	0.203 (0.101 - 0.304)**	0.194 (0.115 - 0.274)**	0.232 (0.142 - 0.321)**	0.124 (0.051 - 0.198)**	0.008 (-0.056 - 0.072)	-0.081 (-0.140 - -0.023)**	-0.164 (-0.224 - -0.103)**	-0.227 (-0.294 - -0.161)**
real estate incomes	0.631 (0.551 - 0.711)**	0.569 (0.506 - 0.632)**	0.553 (0.483 - 0.624)**	0.517 (0.460 - 0.575)**	0.483 (0.432 - 0.533)**	0.450 (0.404 - 0.495)**	0.457 (0.410 - 0.505)**	0.436 (0.384 - 0.488)**
capital income earner	-0.287 (-0.344 - -0.229)**	-0.368 (-0.413 - -0.323)**	-0.476 (-0.527 - -0.425)**	-0.363 (-0.405 - -0.322)**	-0.327 (-0.363 - -0.290)**	-0.298 (-0.332 - -0.265)**	-0.269 (-0.304 - -0.234)**	-0.226 (-0.264 - -0.187)**
intercept	-72.353 (-123.969 - -20.737)**	-60.300 (-100.414 - -20.186)**	-43.375 (-87.871 - -1.121)	-45.150 (-81.256 - -9.043)*	-39.047 (-70.147 - -7.947)*	-42.076 (-69.861 - -14.290)**	-19.312 (-48.201 - 9.578)	-13.916 (-44.415 - 16.584)
Observations	956644	960601	962539	963964	965198	967030	969625	972728

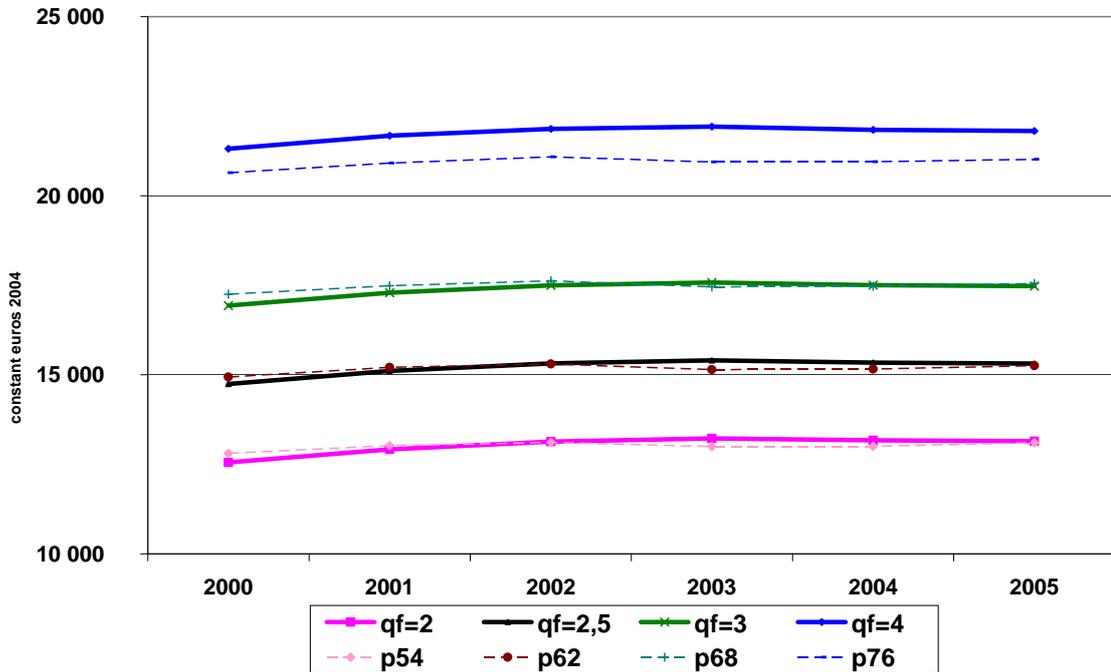
95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%
NOTE : Reference for marital status is "widowed".

Table 3.7: *Specification with dependent variable = $\ln(10 + gift)$*

	q=.8	q=.85	q=.9	q=.95
ln(Income)	0.130 (0.128 - 0.131)**	1.105 (1.083 - 1.127)**	1.598 (1.586 - 1.610)**	2.461 (2.417 - 2.505)**
P75-90	1.546 (1.541 - 1.551)**	0.918 (0.829 - 1.007)**	0.730 (0.695 - 0.766)**	0.251 (0.116 - 0.387)**
P90-95	2.415 (2.408 - 2.422)**	1.414 (1.299 - 1.528)**	1.131 (1.082 - 1.181)**	0.358 (0.170 - 0.546)**
P95-100	3.182 (3.176 - 3.188)**	1.714 (1.614 - 1.813)**	0.993 (0.952 - 1.035)**	-0.277 (-0.442 - -0.112)**
logred*P0-75	-0.046 (-0.055 - -0.037)**	-0.653 (-0.818 - -0.488)**	-0.228 (-0.293 - -0.163)**	0.127 (-0.121 - 0.375)
logred*P75-90	1.371 (1.361 - 1.381)**	0.177 (0.025 - 0.328)*	0.350 (0.278 - 0.422)**	0.588 (0.312 - 0.865)**
logred*P90-95	1.306 (1.293 - 1.318)**	0.238 (0.049 - 0.427)*	0.630 (0.539 - 0.721)**	0.885 (0.535 - 1.234)**
logred*P95-100	1.036 (1.025 - 1.046)**	0.181 (0.013 - 0.350)*	0.157 (0.079 - 0.235)**	0.306 (-0.001 - 0.614)
linear temp. Trend	0.001 (0.001 - 0.002)**	0.015 (0.009 - 0.021)**	0.005 (0.003 - 0.008)**	-0.009 (-0.019 - 0.002)
Intercept	-0.554 (-1.293 - 0.185)	-39.460 (-51.741 - -27.179)**	-25.704 (-31.099 - -20.399)**	-5.746 (-26.219 - 14.728)
Controls	YES	YES	YES	YES
Observations	2039387	2046664	2053941	2064074

95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%
 Note : All taxable households.

Figure 3.12: Taxability threshold given QF



NOTE : Taxability threshold=income thresholds above which a household is taxable given its quotient familial.

READING : In 2000, households with quotient familial=2 were taxable as long as they earned more than 12,553 euros; households with QF=2.5 as long as they earned more than 14,743 euros. The level of the 54th percentile of taxable income was then 12,803 and the level of the 62th percentile was 14,937. Therefore, within the income group P54-P62, households with QF=2 were taxable while households with QF=2.5 were not.

Table 3.8: Double-difference estimates : Income Group P54-P62, QF=2(treatment) vs QF=2.5(control)

	ols		3 step CQR estimates		q index=0.78		q index=0.82		q index=0.86		q index=0.90		q index=0.94		q index=0.98	
	coef	std	coef	std	coef	std	coef	std	coef	std	coef	std	coef	std	coef	std
log(disposable income)	1.003	(0.923 - 1.083)**	1.742	(1.727 - 1.757)**	0.389	(0.368 - 0.409)**	0.570	(0.542 - 0.597)**	0.254	(0.239 - 0.271)**	3.050	(2.906 - 3.194)**	2.612	(2.308 - 2.917)**	2.279	(1.895 - 2.663)**
taxable	-0.288	(-0.441 - -0.135)**	-0.250	(-0.279 - -0.221)**	-0.144	(-0.176 - -0.111)**	-0.254	(-0.298 - -0.211)**	-0.256	(-0.279 - -0.246)**	-0.488	(-0.729 - -0.246)**	-0.287	(-0.812 - -0.238)	-0.166	(-0.832 - -0.500)
taxable*ln(price)	-0.196	(-0.386 - -0.006)*	-0.265	(-0.302 - -0.229)**	-0.132	(-0.171 - -0.093)**	-0.256	(-0.309 - -0.204)**	-0.612	(-0.904 - -0.320)**	0.052	(0.049 - 0.054)**	0.045	(-0.970 - 0.295)	-0.119	(-0.921 - 0.682)
age	0.017	(0.016 - 0.018)**	0.029	(0.029 - 0.029)**	0.006	(0.006 - 0.006)**	0.009	(0.008 - 0.009)**	0.009	(0.008 - 0.009)**	0.104	(0.049 - 0.054)**	0.314	(0.040 - 0.050)**	0.038	(0.032 - 0.045)**
single	0.198	(0.082 - 0.314)**	0.065	(0.041 - 0.088)**	0.133	(0.109 - 0.158)**	0.104	(0.070 - 0.137)**	0.010	(-0.079 - 0.291)	-0.194	(-0.115 - 0.744)	0.066	(-0.115 - 0.744)	0.001	(-0.300 - 0.711)
divorced	0.077	(-0.039 - 0.193)	-0.093	(-0.117 - -0.070)**	0.018	(-0.007 - 0.044)	0.010	(-0.024 - 0.044)	-0.194	(-0.378 - -0.011)*	-0.409	(-0.510 - -0.283)	-0.113	(-0.356 - -0.488)	-0.195	(-0.492 - 0.493)
married	0.028	(-0.082 - 0.137)	-0.121	(-0.142 - -0.099)**	0.002	(-0.021 - 0.026)	-0.008	(-0.039 - 0.023)	-0.008	(-0.581 - -0.238)**	-0.409	(-0.510 - -0.283)	-0.113	(-0.510 - -0.283)	-0.195	(-0.652 - 0.261)
wage earner	-0.220	(-0.481 - 0.042)	0.115	(0.068 - 0.163)**	-4.063	(-4.083 - -4.043)**	-4.107	(-4.134 - -4.081)**	-1.345	(-1.477 - -1.212)**	0.521	(-0.751 - -0.214)**	-0.483	(-0.751 - -0.214)**	0.000	(-0.755 - -0.153)**
pension earner	0.119	(-0.142 - 0.380)	0.712	(0.665 - 0.759)**	-0.586	(-0.606 - -0.567)**	-0.428	(-0.453 - -0.404)**	0.521	(0.402 - 0.640)**	0.521	(-0.296 - 0.205)	-0.045	(-0.296 - 0.205)	0.000	(-0.278 - 0.279)
commerce	-0.159	(-0.436 - 0.118)	0.013	(-0.040 - 0.066)	-4.425	(-4.490 - -4.361)**	-4.710	(-4.804 - -4.615)**	-0.918	(-1.196 - -0.640)**	-0.918	(-0.779 - -0.170)**	-0.475	(-0.779 - -0.170)**	-0.342	(-0.697 - 0.014)
indep.	0.137	(-0.213 - 0.488)	0.714	(0.648 - 0.780)**	-4.167	(-4.197 - -4.137)**	-2.228	(-2.260 - -2.196)**	1.061	(0.901 - 1.221)**	1.061	(0.814 - 1.464)**	1.139	(0.814 - 1.464)**	1.197	(0.818 - 1.577)**
farmer	0.013	(-0.274 - 0.299)	0.628	(0.575 - 0.681)**	-3.942	(-3.966 - -3.918)**	-3.977	(-4.007 - -3.946)**	0.481	(0.328 - 0.634)**	0.481	(0.017 - 0.646)**	0.331	(0.017 - 0.646)**	0.224	(-0.144 - 0.593)
real estate inc.	0.240	(-0.058 - 0.537)	0.851	(0.798 - 0.903)**	-0.732	(-0.755 - -0.709)**	-0.450	(-0.479 - -0.421)**	1.068	(0.924 - 1.212)**	1.068	(0.267 - 0.865)**	0.566	(0.267 - 0.865)**	0.782	(0.435 - 1.129)**
capital inc. earner	0.232	(-0.238 - 0.702)	0.730	(0.649 - 0.811)**	-0.641	(-0.665 - -0.617)**	-0.434	(-0.465 - -0.402)**	1.132	(0.971 - 1.293)**	1.132	(0.442 - 1.105)**	0.773	(0.442 - 1.105)**	0.957	(0.569 - 1.344)**
Intercept	-22.683	(-36.330 - -9.036)**	-20.308	(-20.466 - -20.150)**	0.157	(-0.054 - 0.369)	-1.534	(-1.817 - -1.251)**	-28.656	(-30.116 - -27.197)**	-28.656	(-25.779 - -19.744)**	-22.762	(-25.779 - -19.744)**	-18.632	(-22.477 - -14.766)**
year dummies	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	65445	47693	55668	56721	58099	61813	61792									
R-squared	0.082															

NOTE : 95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%

Table 3.9: Double-difference estimates : Income Group P62-P68, $QF=2.5$ (treatment) vs $QF=3$ (control)

	ols		3 step QQR estimates	
	q index=0,9	q index=0,94	q index=0,9	q index=0,98
log(disposable income)	0.750 (0.668 - 0.831)**	3.425 (3.092 - 3.758)**	2.153 (1.694 - 2.613)**	1.207 (0.940 - 1.473)**
taxable	-0.080 (-0.231 - 0.071)	-0.592 (-1.151 - -0.033)*	-0.304 (-1.246 - 0.637)	-0.260 (-0.792 - 0.273)
taxable*ln(price)	0.064 (-0.125 - 0.252)	-0.045 (-0.717 - 0.628)	0.078 (-1.048 - 1.204)	-0.157 (-0.794 - 0.480)
age	0.012 (0.011 - 0.014)**	0.039 (0.033 - 0.045)**	0.034 (0.024 - 0.044)**	0.022 (0.016 - 0.028)**
single	0.083 (-0.020 - 0.187)	-0.017 (-0.396 - 0.362)	0.232 (-0.381 - 0.845)	0.215 (-0.116 - 0.546)
divorced	0.041 (-0.053 - 0.134)	-0.277 (-0.622 - 0.069)	0.131 (-0.438 - 0.700)	0.172 (-0.154 - 0.497)
married	0.050 (-0.027 - 0.128)	-0.350 (-0.624 - -0.075)*	0.054 (-0.370 - 0.479)	0.101 (-0.121 - 0.322)
wage earner	-0.173 (-0.469 - 0.123)	-1.107 (-1.404 - -0.809)**	-0.365 (-0.841 - 0.112)	-0.798 (-1.075 - -0.521)**
pension earner	0.443 (0.145 - 0.742)**	1.151 (0.851 - 1.452)**	0.379 (-0.125 - 0.883)	-0.078 (-0.371 - 0.214)
binc	-0.176 (-0.482 - 0.131)	-0.921 (-1.260 - -0.581)**	-0.534 (-1.071 - 0.003)	-0.901 (-1.213 - -0.588)**
bnc	0.201 (-0.161 - 0.562)	1.577 (1.239 - 1.915)**	0.958 (0.414 - 1.501)**	0.364 (0.058 - 0.670)*
farmer	0.007 (-0.306 - 0.320)	1.009 (0.665 - 1.353)**	0.224 (-0.318 - 0.766)	-0.442 (-0.760 - -0.125)**
real estate incomes	0.270 (-0.082 - 0.623)	1.608 (1.245 - 1.971)**	0.626 (0.052 - 1.200)*	0.232 (-0.093 - 0.557)
capital income earner	0.264 (-0.320 - 0.849)	1.475 (1.105 - 1.845)**	0.985 (0.394 - 1.577)**	0.629 (0.286 - 0.971)**
Intercept	-6.988 (-7.850 - -6.126)**	-31.125 (-34.474 - -27.777)**	-17.936 (-22.562 - -13.309)**	-7.081 (-9.766 - -4.396)**
year dummies	YES	YES	YES	YES
Observations	38797	34791	35971	36667
R-squared	0.076			

NOTE : 95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%

Table 3.10: Double-difference estimates : Income Group P68-P76, $QF=3$ (treatment) vs $QF=4$ (control)

	ols				3 step CQR estimates			
	q index=0,86	q index=0,9	q index=0,94	q index=0,98	q index=0,86	q index=0,9	q index=0,94	q index=0,98
log(disposable income)	0.799	1.234	2.964	1.707	0.799	1.234	2.964	1.707
taxable	(0.703 - 0.895)**	(1.166 - 1.302)**	(1.972 - 3.955)**	(0.719 - 1.983)**	(0.703 - 0.895)**	(1.166 - 1.302)**	(1.972 - 3.955)**	(0.719 - 1.983)**
taxable*ln(price)	-0.196	-0.748	-1.136	-1.282	-0.196	-0.748	-1.136	-1.282
age	(-0.374 - -0.018)*	(-0.859 - -0.637)**	(-2.914 - -0.643)	(-2.180 - -0.180)*	(-0.374 - -0.018)*	(-0.859 - -0.637)**	(-2.914 - -0.643)	(-2.180 - -0.180)*
single	-0.147	-0.797	-1.383	-1.145	-0.147	-0.797	-1.383	-1.145
divorced	(-0.368 - 0.074)	(-0.930 - -0.665)**	(-3.446 - -0.681)	(-2.302 - 0.012)	(-0.368 - 0.074)	(-0.930 - -0.665)**	(-3.446 - -0.681)	(-2.302 - 0.012)
married	0.021	0.020	0.123	0.060	0.021	0.020	0.123	0.060
wage earner	(0.019 - 0.022)**	(0.019 - 0.021)**	(0.104 - 0.142)**	(0.048 - 0.072)**	(0.019 - 0.022)**	(0.019 - 0.021)**	(0.104 - 0.142)**	(0.048 - 0.072)**
pension earner	-0.091	-0.643	0.798	0.181	-0.091	-0.643	0.798	0.181
comm.	(-0.246 - 0.063)	(-0.732 - -0.553)**	(-0.924 - 2.520)	(-0.735 - 1.096)	(-0.246 - 0.063)	(-0.732 - -0.553)**	(-0.924 - 2.520)	(-0.735 - 1.096)
indep.	-0.153	-0.843	0.083	0.078	-0.153	-0.843	0.083	0.078
farmer	(-0.333 - 0.027)	(-0.945 - -0.741)**	(-1.572 - 1.737)	(-0.804 - 0.961)	(-0.333 - 0.027)	(-0.945 - -0.741)**	(-1.572 - 1.737)	(-0.804 - 0.961)
real estate incomes	-0.091	-3.060	0.057	-0.295	-0.091	-3.060	0.057	-0.295
capital income earner	(-0.265 - -0.043)**	(-0.916 - -0.801)**	(-0.891 - 1.292)	(-0.621 - 0.587)	(-0.265 - -0.043)**	(-0.916 - -0.801)**	(-0.891 - 1.292)	(-0.621 - 0.587)
year dummies	(-0.411 - 0.229)	(-3.128 - -2.992)**	(-0.890 - 1.004)	(-0.790 - 0.200)	(-0.411 - 0.229)	(-3.128 - -2.992)**	(-0.890 - 1.004)	(-0.790 - 0.200)
Observations	0.379	0.494	-1.059	-0.446	0.379	0.494	-1.059	-0.446
R-squared	(0.051 - 0.708)*	(0.429 - 0.360)**	(-2.123 - 0.004)	(-0.996 - 0.105)	(0.051 - 0.708)*	(0.429 - 0.360)**	(-2.123 - 0.004)	(-0.996 - 0.105)
	0.294	-1.885	-1.516	-1.044	0.294	-1.885	-1.516	-1.044
	(-0.517 - 0.144)	(-2.028 - -1.742)**	(-2.582 - -0.449)**	(-1.617 - -0.470)**	(-0.517 - 0.144)	(-2.028 - -1.742)**	(-2.582 - -0.449)**	(-1.617 - -0.470)**
	0.040	0.117	1.589	0.828	0.040	0.117	1.589	0.828
	(-0.088 - 0.675)	(0.043 - 0.191)**	(0.522 - 2.655)**	(0.261 - 1.395)**	(-0.088 - 0.675)	(0.043 - 0.191)**	(0.522 - 2.655)**	(0.261 - 1.395)**
	0.095	-2.759	0.819	-0.124	0.095	-2.759	0.819	-0.124
	(-0.296 - 0.376)	(-2.835 - -2.083)**	(-0.240 - 1.877)	(-0.691 - 0.442)	(-0.296 - 0.376)	(-2.835 - -2.083)**	(-0.240 - 1.877)	(-0.691 - 0.442)
	0.285	-0.725	-0.016	-0.218	0.285	-0.725	-0.016	-0.218
	(-0.299 - 0.489)	(-0.804 - -0.647)**	(-1.193 - 1.161)	(-0.838 - 0.402)	(-0.299 - 0.489)	(-0.804 - -0.647)**	(-1.193 - 1.161)	(-0.838 - 0.402)
	-7.532	0.227	1.367	0.382	-7.532	0.227	1.367	0.382
	(-0.350 - 0.920)	(0.148 - 0.306)**	(0.171 - 2.562)*	(-0.238 - 1.002)	(-0.350 - 0.920)	(0.148 - 0.306)**	(0.171 - 2.562)*	(-0.238 - 1.002)
	-8.077	-8.077	-30.769	-10.694	-8.077	-8.077	-30.769	-10.694
	(-8.566 - -6.539)**	(-8.782 - -7.373)**	(-40.717 - -20.821)**	(-17.004 - -4.384)**	(-8.566 - -6.539)**	(-8.782 - -7.373)**	(-40.717 - -20.821)**	(-17.004 - -4.384)**
	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	37512	30514	33677	35081	37512	30514	33677	35081
	0.046				0.046			

NOTE : 95% confidence intervals in parentheses. * significant at 5%; ** significant at 1%

Troisième partie

FISCALITÉ & POLITIQUES FAMILIALES

Cette partie est dédiée aux politiques familiales. Nous appliquons au problème des aides publiques aux familles la grille classique d'analyse de *public finance economics*.

La question centrale que nous posons est la suivante : étant donnés les objectifs de redistribution (vers les familles, vers les ménages pauvres,...) et de correction d'externalités (stimuler la fécondité, encourager le travail des femmes, etc.) que l'Etat se fixe pour la politique familiale, quel est le moyen le plus efficace de lever des fonds, et de mettre en place des transferts ?

Pour y répondre, l'analyse doit procéder en plusieurs étapes. Il faut tout d'abord savoir d'où l'on part, c'est-à-dire être capable de chiffrer, de manière élémentaire, la dépense publique de politique familiale actuelle. C'est souvent le premier obstacle à la suite de l'analyse, et c'est pourquoi nous y dédions une attention toute particulière dans le **chapitre 4**. Le simple chiffrage doit ensuite être approfondi. Il faut être capable de l'organiser, et de ramener chaque dépense à ses différents objectifs. Car une des particularités de la dépense de politique familiale est de poursuivre plusieurs objectifs en même temps, objectifs qui peuvent être contradictoires. Évidemment, il faudrait idéalement pouvoir disposer d'un cadre théorique normatif qui organiserait ces différents objectifs et modéliserait le financement optimal. Malheureusement, nous n'avons pas développé un tel modèle de politique optimale.

On peut enfin procéder à l'évaluation des effets redistributifs de la politique. Ce que nous faisons dans la fin du **chapitre 4**. Puis caractériser ces effets désincitatifs, et son impact sur les différentes externalités que l'on prétend corriger. C'est à ce type d'exercice, appliqué à la fiscalité familiale, qu'est dédié le **chapitre 5**.

Nos conclusions montrent que la dépense de politique familiale française est très conséquente (5% du PIB), et les dépenses de retraite y tiennent une part étonnamment importante (plus de 20%). Cette politique est moyennement redistributive vers les ménages pauvres, et moyennement redistributive vers les familles avec enfants, du fait de la part des avantages retraite (versés avec des familles qui n'élèvent plus

leurs enfants). L'offre de modes de garde publics (crèches, etc.) reste assez moyenne, alors que les congés parentaux, pourtant très désincitatifs au travail des femmes peu qualifiées, continuent de représenter une part majeure des transferts familiaux. La fiscalité familiale est essentiellement tournée vers les ménages à hauts revenus. Son impact sur la fécondité est ténu et positif. En revanche, la taxation jointe semble avoir des effets désincitatifs sur l'offre de travail des femmes.

Chapitre 4

Un chiffrage global des politiques familiales par microsimulation

La politique familiale française s'est construite au fil des ans par l'accumulation de mesures variées, reflétant des objectifs parfois contradictoires. Ces dépenses publiques reflètent imparfaitement aujourd'hui l'évolution sociale et culturelle des Français (nature juridique du couple, travail des femmes, parentalité plus partagée) et forment un entrelacs assez peu transparent d'interventions. Pour clarifier le propos, on peut distinguer plusieurs axes d'interventions :

- les prestations sociales dites "familiales" : partie la plus visible de la politique familiale, ces prestations représentent l'ensemble des aides directes qui visent les ménages avec enfants ou sur le point d'avoir des enfants. Elles sont constituées pour l'essentiel par les prestations dites " familiales " versées par les Risques " Famille " et " Maternité " de l'assurance sociale : allocations familiales, allocation de rentrée scolaire, complément familial, Prestations d'Accueil du Jeune Enfant (PAJE), etc. En plus de ces prestations, il faut ajouter les composantes familiales des autres prestations sociales ou minima sociaux dont les barèmes sont modulés selon la composition familiale : RMI, API, aides au logement

- la fiscalité : Partie moins immédiatement visible de la politique familiale, les dispositifs fiscaux sont particulièrement importants pour la France. Il s'agit entre

autres du quotient familial, des réductions d'impôt pour frais de garde d'enfant ou pour l'emploi d'un salarié à domicile, ainsi que de la réduction d'impôt pour enfants scolarisés ;

- la fourniture de biens publics liés à l'enfance : La politique familiale ne se limite pas aux transferts monétaires, mais intègre les dépenses de l'Etat ou des collectivités locales visant à subventionner les biens consommés par les ménages avec enfants : crèches, éducation, cantines scolaires

- les retraites : Souvent oubliés des analyses de la politique familiale, les avantages familiaux du système de retraite, ne constituent pas moins une part importante des aides liées : bonification de pension, majoration de durée d'assurance, Assurance Vieillesse des Parents au Foyer. Ils varient selon les régimes, selon le nombre d'enfants et peuvent avoir des effets redistributifs variés.

- Les autres interventions ponctuelles directes des administrations publiques : supplément familial pour le traitement des fonctionnaires, actions sociales des caisses de retraite (comme les bourses scolaires à l'AGIRC), action des CE ou organismes correspondants, etc.

Ce rapide panorama souligne la difficulté de définir les contours de la politique familiale. Les dépenses d'éducation sont perçues plutôt comme un investissement dans la formation que comme une redistribution vers les familles. Tout dépend des objectifs que l'on fixe à la politique familiale.

Or ces objectifs ont évolué au cours du temps et sans forcément suivre une évolution cohérente. On favorise par exemple l'accès au travail de certaines femmes par la prise en charge d'une partie des frais de garde, tandis qu'en sens inverse sont maintenues des incitations fortes au retrait du marché de l'emploi pour d'autres femmes (via l'APE notamment). Certains dispositifs ont été introduits dans les régimes de retraite pour inciter à la natalité (susceptible d'assurer l'équilibre des régimes de

retraite), alors que leurs effets sur la fécondité sont pratiquement nuls. A l'inverse certains dispositifs essentiels ont été pendant longtemps sous financés (crèches,...).

Au niveau global, la quantification des effets des dispositifs familiaux sur la réduction ou l'amplification des inégalités entre les ménages, entre les familles et entre les âges reste un enjeu majeur. Quantifier les effets des dispositifs familiaux passe avant tout par le chiffrage approprié de ces différentes politiques puis par une analyse des leurs effets redistributifs. Il faut bien sûr ensuite évaluer les effets incitatifs de ces politiques.

Ce chapitre s'attelle à un exercice de chiffrage complet de la politique familiale française par microsimulation en partant de données micro. La motivation de ce projet vient du fait que jamais un tel chiffrage n'a été proposé. En particulier, un pan majeur du système de politique familial, celui des retraites, n'a jamais été véritablement et précisément chiffré, et son fonctionnement est piloté à partir d'estimations vagues datant de 1996 (Chadelat (1997)).

La suite du chapitre est organisée de la façon suivante. Nous présentons d'abord le résultat synthétique de notre chiffrage dans la section suivante, avant de détailler notre méthode et nos estimations pour chacun des axes de la politique familiale. Nous nous attardons pour finir sur les effets redistributifs globaux de cette politique, et commentons plus précisément les effets des droits familiaux des retraites sur l'offre de travail.

4.1 Chiffrage global des différents outils de la politique familiale

Le tableau 4.1 propose une synthèse des travaux de chiffrage de la politique familiale réalisés dans ce chapitre. Nous en détaillons par la suite le contenu, domaine par domaine.

Table 4.1 – *Chiffrage de la politique familiale par domaines (2005)*

	Montant	Nombre de bénéficiaires	Pourcentage du total
Retraites	17 638		21 %
Prestations familiales	25 600	4,8 millions	30 %
<i>Accueil jeune enfant</i>	9 500	de familles	
<i>Accompagnement familles</i>	16 100		
Fiscalité	14 509		17 %
Minima sociaux	813		1 %
Allocations logement	4 500	8,2 millions de foyers	5 %
Action sociale	10 451		
<i>Action sociale CAF</i>	3 300		4 %
<i>Action sociale comm.</i>	1 611		2 %
<i>Action sociale dep.</i>	5 540		7 %
Enseignement pré-élémentaire	10 700	2,6 millions d'enfants	13 %
Total	84 211		
Part du PIB	4,9 %		

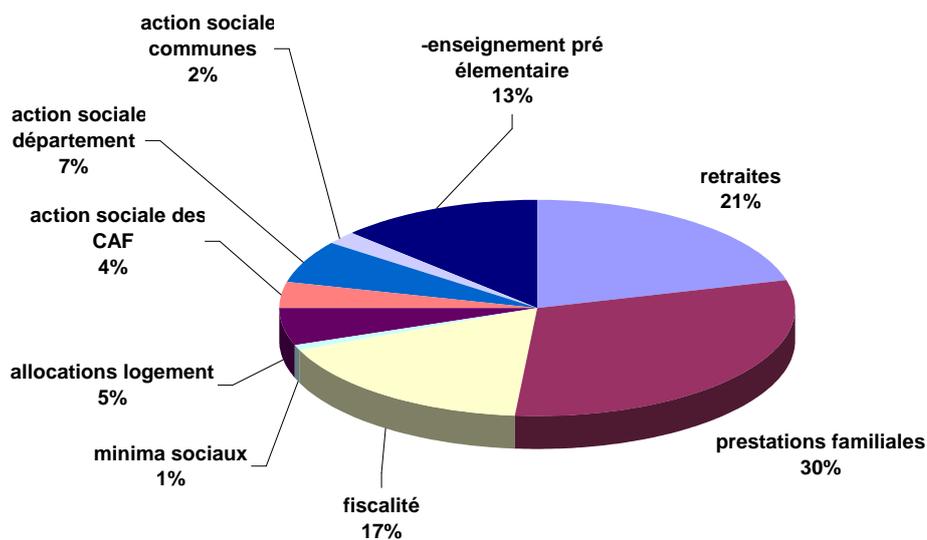
SOURCES : Voir tableaux par domaines ; tableau 4.3 page 168 pour les retraites, tableau 4.6 page 180 pour la fiscalité, tableau 4.8 page 188 pour les minima sociaux et tableau 4.11 page 197 pour les aides au logement.

NOTE : Les montants sont exprimés en millions d'euros 2005.

En 2005, la politique familiale représente un montant de 84 milliards d'euros, soit environ 4,9 % du PIB. Il s'agit donc d'un effort financier très important que la collectivité réalise avec l'objectif de soutenir les familles. L'enseignement principal de la décomposition par type de politique tient à l'importance des droits familiaux de retraites au sein du total : avec 17,5 milliards d'euros chaque année, ils représentent le deuxième poste de politique familiale, soit une somme plus importante que la fiscalité directe (14 milliards d'euros) ou même que les allocations familiales dites classiques (16 milliards d'euros). Ce sont donc plus d'un cinquième des dépenses publiques familiales qui sont ainsi consenties à des ménages qui n'ont plus d'enfants à charge. Cette importance de la dimension retraite joue ainsi considérablement sur les performances de redistribution horizontale (des ménages sans enfants vers les ménages avec enfants) de notre politique familiale. L'autre enseignement tient à la faible place des dépenses publiques directes (dont les actions sociales des CAF et des collectivités locales), même en incluant l'enseignement pré-élémentaire qui représente tout de même 14 % du total des dépenses publiques vers les familles au sens le plus

large.

Figure 4.1 – Répartition des dépenses de politiques familiales par domaine (2005)



SOURCE : Les chiffres sont issus du tableau 4.1 et valables pour l'année 2005.

4.2 Les droits familiaux au sein du système de retraite

Un système de retraite se caractérise par des droits à un revenu différé (pendant une période d'inactivité). Il peut se référer soit à une logique contributive (selon le modèle bismarckien) où ces droits sont fonction des contributions passées, soit à une logique non-contributive (selon le modèle beveridgien). La présence de droits familiaux¹ au sein d'un système de retraite ne se rapporte ni à l'inspiration contributive des régimes inspirés par le Chancelier allemand, ni à l'assistance minimale et universelle que souhaitait développer le Britannique Beveridge. Ils correspondent en fait à une double logique : d'abord de compensation du travail domestique féminin (travail non rémunéré par le marché), ensuite de redistribution vers les familles nombreuses.

Nous présentons en premier lieu un court panorama de la mise en place de la législation actuelle des droits familiaux avant de rappeler les chiffres existants du coûts de ces droits et de présenter finalement de nouvelles estimations.

4.2.1 Panorama de la législation actuelle

Nous écartons les pensions de réversion de ce tour d'horizon car elles répondent à une autre logique que la politique familiale. Les pensions de réversion ont été mises en place afin d'étendre la couverture de la pension de retraite aux conjoints dépendants du salarié assuré. L'objectif est donc bien la prise en charge de la couverture du risque vieillesse et non pas un objectif immédiatement familial.

Comme pour les droits à pension normaux, c'est la Fonction publique qui est la première à avoir mis en place des droits dits familiaux. La création du régime général en 1945 pour les salariés du privé suit ce modèle et inclut les premiers droits familiaux qui seront étendus dans les années 1970. La difficulté d'analyse du système de retraite français vient en partie de son morcellement : chaque régime spécifique a mis en place des droits différents. Sous cette apparence de grande diversité, cinq grandes modalités de droits familiaux se dégagent.

¹On préfère le terme de droits familiaux à celui " d'avantages familiaux" qui pourrait impliquer un jugement normatif sur leur existence.

A/ Les bonifications de pension pour enfants : Le principe des bonifications de pension pour enfants est une majoration du montant de la pension dépendant du nombre d'enfants élevés. Il s'agit du droit familial le plus ancien, instauré pour le régime général peu après sa création.² Pour la plupart des régimes (secteur public et privé), ces bonifications sont réservées aux salariés ayant élevé au moins trois enfants.³ Ainsi, les pensions de la Fonction publique et celles du régime général sont augmentées de 10 % pour trois enfants. Dans la Fonction publique, chaque enfant supplémentaire permet d'augmenter la pension de 5 % dans la limite de 80 % du traitement retenu. Dans les régimes complémentaires du secteur privé ces dispositions prennent des formes plus variables : certaines institutions de l'Arrco offraient, avant 1999, des bonifications pour enfants similaires à celles de la Fonction publiques (10 % pour trois enfants, 15 % pour quatre enfants et 20 % pour cinq enfants). D'autres, comme l'Unirs par exemple, n'offraient aucune bonification pour enfant. Depuis le 1^{er} janvier 1999, le régime Arrco majore la pension des bénéficiaires de 5 % pour trois enfants élevés (sur la partie de carrière postérieure au 31 décembre 1998). À l'Agirc (le régime complémentaire des cadres), la bonification pour enfants s'élevait à 10 % pour trois enfants et à 5 % par enfant supplémentaire dans la limite de 24 %. À partir du 1^{er} janvier 1994, les bonifications ont été limitées à 80 % du montant prévu (soit 8 % pour trois enfants et 4 % par enfant supplémentaire). Un trait commun des bonifications à tous les régimes est leur statut fiscal, non imposable, qui les rendent plus avantageuses pour les pensions importantes.

B/ Les majorations de durée d'assurance : Le principe de la majoration de la durée d'assurance consiste à majorer la durée d'assurance⁴ d'un ayant-droit (généralement la femme qui a dû interrompre sa carrière) selon le nombre d'enfants qui ont été élevés. La pension est ainsi augmentée mais uniquement pour les carrières courtes. L'objectif est non seulement de redistribuer du revenu vers

²Ordonnance n°45-2454 du 19 octobre 1945, article 68, modifiée par la loi du 23 août 1948.

³La condition est d'avoir eu trois enfants ou de les avoir élevés pendant neuf ans avant leur seizième anniversaire.

⁴La majoration concerne le nombre d'annuité pour la Fonction publique. La Fonction publique utilise le terme de "bonifications des durées de service" plutôt que celui de majoration de la durée d'assurance.

les femmes ayant interrompu leur carrière pour élever leurs enfants, mais aussi de permettre pour celles-ci un départ en retraite plus tôt. Pour la Fonction publique, ces majorations correspondaient avant la réforme de 2003 à une année par enfant élevé, mais uniquement pour le bénéfice des femmes fonctionnaires. Le dispositif n'était pas conditionnel à la cessation d'activité du fonctionnaire.⁵ Le droit européen garantissant l'égalité de rémunération des hommes et des femmes, un fonctionnaire français a porté son cas devant la Cour de Justice des Communautés Européennes (CJCE) pour demander le bénéfice de la bonification pour enfant.⁶ La Cour a précisé qu' "aux fins de l'application du principe de l'égalité des rémunérations, la situation d'un travailleur masculin n'est pas comparable à celle d'un travailleur féminin lorsque l'avantage accordé au seul travailleur féminin vise à compenser des désavantages professionnels qui résultent pour un tel travailleur de son éloignement du travail, inhérent au congé de maternité (arrêt Abdoulaye e. a. du 16 septembre 1999)." Partant de là, elle a estimé que les bonifications pour enfant prévues par le Code des pensions civiles et militaires n'étaient pas liées aux éventuels désavantages du congé de maternité et faisaient donc partie de la rémunération des fonctionnaires où l'égalité de traitement entre hommes et femmes s'appliquait. Le législateur français a dû se plier à cette décision et l'avantage a été élargi aux hommes pour les enfants nés avant le 1^{er} janvier 2004 sous la condition d'une cessation d'activité d'au moins deux mois pour un congé parental ou de maternité. Pour les enfants nés après le 1^{er} janvier 2004, l'ensemble des cessations totales d'activité dans une limite de trois ans par enfant peuvent être gratuitement validées comme durée de service si ces périodes ont été prises dans le cadre d'un congé parental (pour les hommes comme pour les femmes). Pour les femmes uniquement, une majoration de deux trimestres par enfant né après le 1^{er} janvier 2004 est instaurée. Cette majoration n'est pas conditionnelle à un arrêt d'activité, mais n'est pas cumulable avec les majorations gratuites de durée de service.

Dans le secteur privé, la majoration de la durée d'assurance (MDA) est instaurée

⁵Décret n°65-773 du 9 septembre 1965.

⁶Arrêt de la CJCE - 29 novembre 2001 - Affaire C-366/99 - Joseph Griesmar c/ République française.

par la loi Boulin de 1971.⁷ Elle prévoit une majoration d'un an de la durée d'assurance par enfant pour les femmes ayant élevé au moins deux enfants. Une loi de 1975 porte la majoration à deux ans par enfant et l'étend au premier enfant.⁸

C/ Les droits au retrait anticipé : L'ouverture de droits de retraite avant l'âge minimum normal est une autre possibilité ouverte aux mères de famille. Les femmes fonctionnaires ont ainsi la possibilité d'ouvrir leur droit à pension après 15 ans de service dès lors qu'elles ont élevé trois enfants vivants ou décédés par faits de guerre.⁹ Pour des raisons similaires à celles citées pour les majorations de durée d'assurance, la Cour de justice des communautés européennes a récemment rendu un jugement allant dans le sens de la parité homme femme, qui rendrait illégale la réservation de cette disposition aux femmes.¹⁰

Dans le secteur privé, les mères de famille qui ont exercé un travail manuel ouvrier pouvaient partir en retraite dès 60 ans au taux plein dès 1976. Cette possibilité est ouverte à partir de 1977 à toutes les femmes sous condition de 37,5 ans de cotisation - il s'agit de la même mesure que celle dite de " l'abaissement de l'âge de la retraite" mise en place en 1983 pour les hommes.

D/ Les majorations pour conjoint à charge : La loi du 23 août 1948 instaure pour le régime général une majoration des pensions pour conjoint à charge sous condition de ressources. Ce montant a été revalorisé chaque année jusqu'en 1977, alors que les conditions de ressources ont continué à être revalorisées chaque année jusqu'à aujourd'hui.

E/ L'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) : La loi du 3 janvier 1972 a institué l'Assurance vieillesse des mères au foyer (AVMF) qui affiliait à la Cnav les femmes bénéficiaires de l'allocation de mère au foyer ou de l'allocation de salaire unique. En 1979, l'AVMF devient l'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) en étant élargie aux hommes. La loi du 12 juillet 1977 instaure

⁷Loi n°71-1132 du 31 décembre 1971 et décret n°72-433 du 17 mai 1972.

⁸Article 9 de la loi n°75-3 du 3 janvier 1975.

⁹Ce dispositif est mis en place en 1924.

¹⁰CJCE 13 décembre 2001 Arrêt Mouflin.

le complément familial, puis la loi du 4 janvier 1985 crée l'Allocation pour jeune enfant et l'Allocation parentale d'éducation (APE). Elle se traduit par un versement de la Cnaf à la Cnav de l'équivalent des cotisations vieillesse sur la base d'un salaire de 169 heures au Smic.

4.2.2 Les estimations disponibles du coût des droits familiaux

Mesurer le coût des droits familiaux n'est pas chose aisée. Le problème majeur d'une telle estimation vient du fait que ces droits familiaux entraînent des changements de comportement (date du départ en retraite, modification de l'offre de travail, des comportements de fertilité) qui modifient en retour l'équilibre financier des systèmes de retraite. Même si l'on souhaite simplement mesurer les dépenses instantanées dues à ces droits spécifiques, il faut prendre en compte l'hétérogénéité des situations des salariés (durée de cotisation, niveau de salaire...). Le passage par des simulations d'une législation contrefactuelle (sans droits familiaux) est donc indispensable.

Ceci explique que l'on ne dispose pas de nombreuses estimations du coût des droits familiaux Bonnet and Chambaz (2000). Depuis les dix dernières années, six rapports officiels se sont pourtant attaqués à une telle évaluation ou ont cherché à actualiser les estimations passées. Précisons qu'aucune de ses études ne s'est livré à un calcul précis des effets des majorations de durée d'assurance et de l'AVPF par simulation d'une législation contrefactuelle sur un échantillon du stock des pensionnés :

1. Le rapport Chadelat (1997) issu de l'Inspection Générale des Affaires Sociales (IGAS).
2. Un rapport annuel de Cour des Comptes (2000).
3. Documents du Conseil d'orientation des retraites (2002)
4. Un rapport du Haut conseil de la population et de la famille (Albouy and Roth (2003)).
5. Un rapport du Conseil d'analyse économique (2005)

6. Les dernières estimations proviennent de travaux que le Conseil d'Orientation des retraites a commandé à différents régimes de retraite courant 2007 d'orientation des retraites (2008).

Le rapport de la Cour des comptes et celui du Haut conseil de la population et de la famille produisent deux types de chiffrage. Ils viennent soit de montants dont les financements sont identifiés (remboursement par le FSV ou par la Cnaf) mais ne correspondent pas exactement aux dépenses réelles, soit d'estimations issues du rapport Chadelat qui sont converties en euros courants. Pour 1996, le rapport Chadelat arrivait à un montant total de 90 milliards de francs soit 15,5 milliards d'euros 2004 (soit 8,7 % des prestations de retraite de 1996 ou 1,4 % du PIB de 1996). Le rapport de la Cour des comptes de 2000 reprend ces chiffres directement et propose un total de 80 milliards de Francs. Le Conseil d'orientation des retraites propose une estimation des droits familiaux de 15 milliards d'Euros pour 2002 (soit 1,0 % du PIB de 2002), qui est reprise par Albouy and Roth (2003). Cette estimation correspondrait à une baisse de la politique familiale en pourcentage du PIB de 0,4 points de PIB en 6 ans.

Les estimations proposées par le rapport Chadelat sont reportées au tableau 4.2. On peut répartir ce montant global en un tiers pour l'AVPF, un tiers pour les bonifications de pension pour enfant et un tiers pour les majorations de durée d'assurance, plus quelques autres dispositifs mineurs.

Table 4.2 – Estimation du coût des droits familiaux en 1996

Régime	Majoration pour enfants	Majoration de la durée d'assurance	Retraite Anticipée	AVPF	Divers	Total
Salariés du privé	3 399	3 397	-	3 380	144	10 320
Régime général	2 067	3 260		3 380	24	8 730
Comp. des cadres (Agirc)	686					686
Comp. des non cadres (Arrco)	429				120	549
Salariés agricoles	217	137				354
Salariés du public	1 201	309	1 111			2 621
Fonction publique	1 149	309	1 111			2 569
Ircantec	51					51
Indépendants	441	86			7	534
Commerçants (ORGANIC)	39	51				91
Artisans (CANCAVA)	30	34			7	71
Prof. libérales (CnavPL)	38					38
Exploitants agric. (BAPSA)	334					334
Régimes spéciaux	910	422	693			2 025
Collec. locales (CNRACL)	315	309	600			1 224
Ouvriers État (FSPOEIE)	65	63	28			156
Mines	97					97
Marins	64					64
Notaires (CRPCEN)	22	21	13			57
EDF-GDF	96	15	30			142
SNCF	223		2			225
RATP	17	3	4			24
Banque de France	10	9	16			36
TOTAL	5 951	4 213	1 804	3 380	151	15 499

SOURCE : Rapport Chadelat Chadelat (1997), pages 28-29.

NOTE : Les montants sont indiqués en millions d'euros 2004.

4.3 Les droits familiaux de retraite : de nouvelles estimations

Nous proposons ici une réactualisation précise des estimations présentées dans le rapport Chadelat (1997). Nous avons effectué un travail de microsimulation des pensions sur le stock des pensionnées, avec et sans avantages familiaux. Il s'agit là d'une mesure statique du coût des droits familiaux de retraite (en faisant donc l'hypothèse que les comportements des individus ne changent pas) dans l'esprit des estimations entreprises par le rapport Chadelat¹¹.

Ce travail a pu être effectué pour le régime général de façon relativement cohérente. En revanche, pour la fonction publique, faute de données individuelles précises pour les retraites anticipées, le calcul de pensions contrefactuelles n'a pu être mené à bien. Nous reprenons donc pour ces régimes le chiffrage transmis au COR par ces régimes d'orientation des retraites (2008).

L'ensemble de nos estimations est rassemblé au tableau 4.3 et celles-ci sont directement comparables à celles du rapport Chadelat (tableau 4.2) étant exprimées en euros 2004. Nous détaillons ci-dessous la méthodologie et les résultats pour chaque mesure en commençant par décrire les données que nous avons utilisées.

4.3.1 Les données utilisées

Nous avons utilisé deux types de base de données individuelles : l'Échantillon interrégimes des retraités (EIR) et les données administratives de la Cnav avec un échantillon représentatif des femmes pensionnées du régime général. Pour de plus amples précisions, nous donnons dans l'annexe A tous les détails d'exploitation de ces fichiers.

L'échantillon interrégime des retraités couvre l'ensemble des régimes de retraite obligatoires en France et est représentatif de la population des retraités. Cinq vagues de cette enquête sont aujourd'hui disponibles : 1988, 1993, 1997, 2001 et 2004. L'EIR 2004 représente l'ensemble des retraités de 54 ans et plus au 31 décembre 2004. Une

¹¹Pour une discussion des limites de l'approche statique et une tentative de chiffrage prenant en compte les effets dynamiques, on pourra se reporter à Bozio, Fack & Landais (2008)

Table 4.3 – Estimation du coût des droits familiaux sur le stock (2004)

Régime	Majoration pour enfants	Majoration de la durée d'assurance	Retraite Anticipée	AVPF	Divers	Total
Salariés du privé	4 352	4 380	-	4 225	84	13 041
<i>Régime général</i>	2 580	4 310		4 225		11 115
<i>Compl. des cadres (Agirc)</i>	737					737
<i>Compl. des non cadres (Arrco)</i>	437				84	521
<i>Salariés agricoles</i>	598	70				668
		-				
Salariés du public	1 278	527	655			2 460
<i>Fonction publique</i>	1 200	481	655			2 336
<i>Ircantec</i>	78	46				124
		-				
Indépendants	173	29			1	203
<i>Commerçants (ORGANIC)</i>	58	-				58
<i>Artisans (CANCAVA)</i>	52	29			1	82
<i>Prof. libérales (CnavPL)</i>	63	-				63
<i>Expl. agric. (BAPSA)</i>		-				-
		-				
Régimes spéciaux	930	371	633			1 934
<i>Coll. locales (CNRACL)</i>	402	315	586			1 303
<i>FSPOEIE</i>	65		4			69
<i>Mines</i>	54				74	128
<i>Marins</i>	60					60
<i>CRPCEN</i>	16	16				32
<i>EDF-GDF</i>	126	31	39			196
<i>SNCF</i>	187		3			190
<i>RATP</i>	17	4				21
<i>Banque de France</i>	3	4				7
Total	6 733	5 307	1 288	4 225	85	17 638

SOURCES : EIR 2004, échantillon des pensionnés Cnav 2004, Conseil d'Orientation des Retraites 2008.

NOTE : Les montants sont indiqués en millions d'euros 2004.

génération sur deux est incluse dans l'échantillon (une sur trois pour les anciennes générations) selon des tailles variables : soit uniquement les individus nés la première semaine d'octobre, soit les deux premières semaines d'octobre. Les montants des bonifications pour enfants sont bien reportés par les régimes et permettent d'estimer pour chaque retraité de l'enquête ces bonifications en proportion des pensions reçues (voir ci-dessous).

La Cnav produit chaque année un échantillon de données individuelles sur les retraités du régime général issu du stock complet des pensionnés Cnav de droit propre et de droit dérivé. Le taux de sondage de cet échantillon est de 1/19.3. Les informations contenues dans ces fichiers sont de deux types : des informations sur les pensions, issues directement des données de liquidation, et des informations complètes sur les carrières, issues des données de cotisations. Ces fichiers permettent donc de recalculer des pensions contrefactuelles, en modifiant par exemple les paramètres de carrière des individus. Au sein de la Cnav, nous avons pu travailler directement sur cet échantillon pour l'ensemble du stock 2004, restreint aux femmes ayant liquidé des pensions de droit propre. Ce fichier comprend 254 000 femmes, des générations 1913 à 1944.

4.3.2 Les bonifications de pension pour enfants

Les bonifications de pension pour enfants à charge sont relativement faciles à reconstituer. L'information sur la présence d'une bonification est en effet bien reportée par l'ensemble des régimes, car elle est nécessaire à la liquidation.

Afin de chiffrer ces bonifications pour l'ensemble des régimes, nous utilisons l'Échantillon interrégimes des retraités (EIR) pour 2004. Nous aboutissons à un montant global de 6,7 milliards d'euros 2004. Ceci représente une croissance de 13 % du coût réel de ces bonifications par rapport à l'année 1996 si on en croit les chiffres du rapport Chadelat (34,6 milliards de francs, soit 5,95 milliards d'Euros 2004). C'est sensiblement équivalent à la croissance du PIB sur cette période (14 % de croissance du PIB en volume entre 1996 et 2004).

Nous pouvons comparer ces chiffres avec le coût des bonifications pour enfants

Table 4.4 – *Coût de la bonification pour enfants par régime*

	2002	2003	2004	2005
FFIPSA	357	353	354	355
Artisans (RSI)	42	44	49	54
Salariés agricoles (MSA)	211	214	220	225
Régime général (Cnav)	2 377	2 449	2 585	2 677
Commerçants (RSI)	51	54	58	62
Total	3 038	3 121	3 272	3 478

SOURCES : Rapports d'activité du FSV (2005, 2006).

NOTE : Les montants sont indiqués en millions d'euros.

estimés par le Fonds de solidarité Vieillesse (FSV) pour les régimes pour lesquels il assure un remboursement de ces bonifications. On retrace au tableau 4.4 ces montants pour les dernières années.

On le voit, selon le FSV, le coût de ces bonifications de pensions est également en croissance relativement soutenue. Ils sont par ailleurs parfaitement en ligne avec nos estimations par régimes.

4.3.3 Les majorations de durée d'assurance (MDA)

Pour parvenir à actualiser les chiffres du rapport Chadelat, le problème d'estimation vient essentiellement du dispositif de majoration de la durée d'assurance. Afin d'estimer son coût, il faut en effet procéder à la comparaison des pensions reçues avec ou sans cette majoration. La difficulté est renforcée par le fait que la suppression de ce dispositif entraînerait vraisemblablement des modifications de comportements dans le choix de l'âge de départ en retraite qu'il faudrait pouvoir estimer et chiffrer.

La troisième difficulté tient au fait que pour le régime général, l'information sur les trimestres gratuits accordés au titre de la MDA sont absents de l'échantillon inter-régime (EIR) car très mal renseignés dans les données administratives de la Cnav. C'est pourquoi, aucune tentative d'estimation précise par simulation d'une législation contrefactuelle n'a jamais été opérée.

Pour pallier ces déficiences, nous avons effectué des estimations par simulation de pensions contrefactuelles sur données individuelles de la Cnav. Nous avons travaillé

sur un échantillon Cnav de 250 000 femmes représentatives du stock des pensionnées en 2004. Nous avons procédé en deux temps : d'abord il a fallu réimputer les informations sur les trimestres gratuits au titre de la MDA pour les femmes pour lesquelles l'information était manquante. Ensuite, une fois l'information sur les MDA réimputée pour toutes les femmes, nous avons établi un programme de recalcul des pensions qui permet d'estimer la pension d'une femme avec ou sans ses trimestres gratuits pour toutes les générations du stock de pensionnées du régime général concernées par ces majorations de durée d'assurance. Notre méthode est détaillée plus précisément à l'annexe A.¹²

Le chiffrage comptable du coût des majorations de durée d'assurance est reporté au tableau 4.3. Il donne un montant total de 4,3 milliards d'euros pour les MDA au régime général. Ce chiffre est nettement supérieur à la fois aux estimations du rapport Chadelat (2,9 milliards d'euros pour 1996) et aussi aux estimations précédemment opérées par la Cnav (3,5 milliards pour 1999). Ceci s'explique pour deux raisons : tout d'abord, les chiffrages précédents n'étaient pas effectués à partir d'une microsimulation rigoureuse des pensions des femmes avec et sans trimestres MDA ; et deuxièmement, le nombre de trimestres MDA moyen dans le stock des pensionnées Cnav a augmenté rapidement entre 1996 (estimations Chadelat) et 2004 (nos estimations), en raison du passage à la retraite durant ces années de générations à forte descendance finale (les générations 1930 à 1940).¹³

4.3.4 L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF)

L'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) est un dispositif propre au régime général. Son coût peut être appréhendé de deux manières tout à fait différentes.

¹²Nous n'avons malheureusement pas pu effectuer le même travail pour l'ensemble des régimes de retraite. Les chiffres reportés pour les MDA hors Cnav sont donc ceux produits directement par les régimes, et transmis au COR d'orientation des retraites (2008), consultables en ligne à l'adresse suivante : <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-875.pdf>. Toutefois, la grande majorité du coût des MDA incombe à la Cnav, comme on peut le voir à partir du tableau 4.3. C'est pourquoi c'est au régime général que le chiffrage du coût des MDA est le plus décisif.

¹³Voir la figure 4.3 à la page 177.

Ou bien l'on considère que le coût actuel des dépenses AVPF est le coût lié à l'ouverture de droits à la retraite pour des femmes qui ne travaillent pas aujourd'hui, soit qu'elles élèvent leurs enfants au foyer, soit qu'elles rentrent dans des dispositifs de politique familiale liés à l'AVPF (congé parental, etc.). Dans ce cas, les dépenses de l'AVPF peuvent être retracées à partir des cotisations que la Cnaf verse à la Cnav pour les droits à la retraite de ces femmes. Le tableau 4.5 retrace le montant de ces cotisations versées par la Cnaf et les compare aux montants des pensions de droit propre versées par la Cnav.

Table 4.5 – *Cotisations de l'AVPF versées par la Cnaf à la Cnav*

	1996	2001	2002	2003	2004	2005
Cotisations AVPF	3 034	3 474	3 670	3 749	3 885	4 225
Pensions de droit propre	45 094	57 104	55 149	57 290	60 365	64 043
Part de l'AVPF	6,7 %	6,1 %	6,7 %	6,5 %	6,4 %	6,6 %

SOURCES : Rapports annuels de la Commission des comptes de la sécurité sociale, et Parisot (2007)

NOTE : Les montants sont en millions d'euros.

Toutefois, on peut également considérer que le coût actuel pour les régimes de retraite de l'AVPF est le coût lié au versement de prestations plus élevées pour les femmes bénéficiant de trimestres gratuits du fait de l'AVPF. Évidemment, les niveaux de cotisations ne correspondent pas au niveau des suppléments de prestations versés par la Cnav. Cet écart est d'autant plus important que le dispositif AVPF n'a pas encore pris toute son ampleur dans le stock des pensionnées (les personnes qui vont bénéficier pleinement des avantages AVPF ne sont pas encore à la retraite, tandis que parmi les cotisantes actuelles, le dispositif est pleinement monté en charge). Pour effectuer un chiffrage du coût actuel de l'AVPF pour les régimes de retraite en termes de pensions versées, il faut en réalité procéder de la même manière que pour les MDA, à la comparaison des pensions reçues avec ou sans AVPF. Comme pour les MDA, pour le régime général, l'information sur les trimestres AVPF est manquante dans l'échantillon inter-régime (EIR) ; en revanche elle est bien renseignée dans les données administratives de la Cnav. Nous procédons donc de la même manière que pour les

MDA, directement à partir des données administratives Cnav selon la méthodologie décrite en annexe.

Le coût comptable de la neutralisation des avantages AVPF dans le calcul des pensions du stock des femmes pensionnées Cnav peut être ainsi estimé à 725 millions d'euros pour l'année 2004. On le voit bien, il existe un fort hiatus entre le coût annuel actuel pour les régimes de retraite de l'AVPF (725 millions d'euros) et les droits annuels ouverts au titre de l'AVPF pour les futures retraitées (4,2 milliards d'euros). Cette forte déconnexion milite pour une gestion prévisionnelle de la montée en charge de l'AVPF et un provisionnement des cotisations Cnaf versées au régime général dans le but de financer la forte croissance à venir de ces avantages AVPF.

Ces estimations reposent, comme nous l'avons mentionné, sur l'hypothèse que les individus ne changent pas leur comportement en réaction à la mise en place de ces mesures, en particulier que leur situation sur le marché du travail n'est pas modifiée. Cette hypothèse est légitimement critiquable. Comme nous le montrons dans la dernière section de ce chapitre, il apparaît que la présence d'avantages familiaux dans le calcul des pensions réduit l'offre de travail des femmes en fin de carrière. Un chiffrage comptable, qui se contente d'annuler les trimestres MDA ou AVPF dans la formule de calcul des pensions individuelles, est donc un indicateur très incomplet du véritable coût de ces avantages familiaux. Pour prendre la mesure de cet effet de modification des durées cotisées suite à une neutralisation des avantages familiaux, nous proposons dans Bozio, Fack & Landais (2008) une autre estimation qui tente de prendre en compte une analyse dynamique de ces mesures.

4.3.5 Des droits familiaux de retraite constants dans le PIB ?

Les droits familiaux représentent en 2004 d'après nos estimations un montant de 17,7 milliards d'euros, contre 15,5 milliards d'euros 2004 selon les estimations du rapport Chadelat pour 1996 et sur le même périmètre.¹⁴ Ceci représente donc une croissance

¹⁴À noter, le COR arrive pour 2006 à un total de 14,4 milliards, mais sur un périmètre légèrement différent : les estimations du COR prennent en effet pour coût de l'AVPF le coût en termes de pensions versées. Nous avons choisi de garder dans le chiffrage total le coût de l'AVPF en termes de cotisations de la Cnav à la Cnaf, afin de coller au périmètre du rapport Chadelat, et pouvoir ainsi

en volume de l'ordre de 14 %, équivalente à la croissance du PIB sur la période. Il semble donc que pour la période récente, les droits familiaux des retraites soient restés globalement stables dans le PIB. Pour autant, cette stabilité masque de profondes différences, selon les régimes, et selon les types d'avantages familiaux. Si le coût des droits familiaux tend à décroître dans la fonction publique et les régimes spéciaux, il est en croissance très rapide pour le régime général : +30 % en volume en 8 ans. De la même manière, le poids des départs anticipés pour raisons familiales et les majorations pour charges de famille décroît fortement, tandis que le poids des bonifications pour trois enfants et plus et des majorations de durée d'assurance augmente rapidement.

Il est important de s'interroger sur les déterminants de l'évolution du poids des différents droits familiaux dans la richesse nationale. Pour clarifier, on peut dire que les grands déterminants de l'évolution du coût global des avantages familiaux sont :

- L'évolution de la pension moyenne et du nombre de pensionnés
- L'évolution de la répartition hommes/femmes dans le stock de pensionnés
- L'évolution de la descendance finale et de l'activité des générations de pensionnés
- L'évolution de la législation

Si la pension moyenne augmente moins vite que le PIB au cours des années récentes, la masse des pensions augmente plus vite que le PIB (il y a plus de retraités) : il y a donc un effet masse positif de l'évolution des pensions dans le PIB sur l'augmentation de la masse des avantages familiaux. À descendance finale constante, si la part des plus de 60 ans augmente dans la population, les avantages familiaux peuvent donc augmenter en proportion du PIB même si la pension moyenne de ces retraités augmente moins vite que le PIB. Au cours des années à venir, la croissance de la part des retraités dans la population totale devrait encore s'accélérer. Ceci devrait donc exercer un effet à la hausse sur le coût des avantages familiaux des retraites.

Le deuxième déterminant est la répartition homme/femme du stock des pensionnés, qui dépend elle-même des trajectoires d'activité par genre au fil des générations.

offrir une idée de l'évolution des avantages familiaux dans le temps.

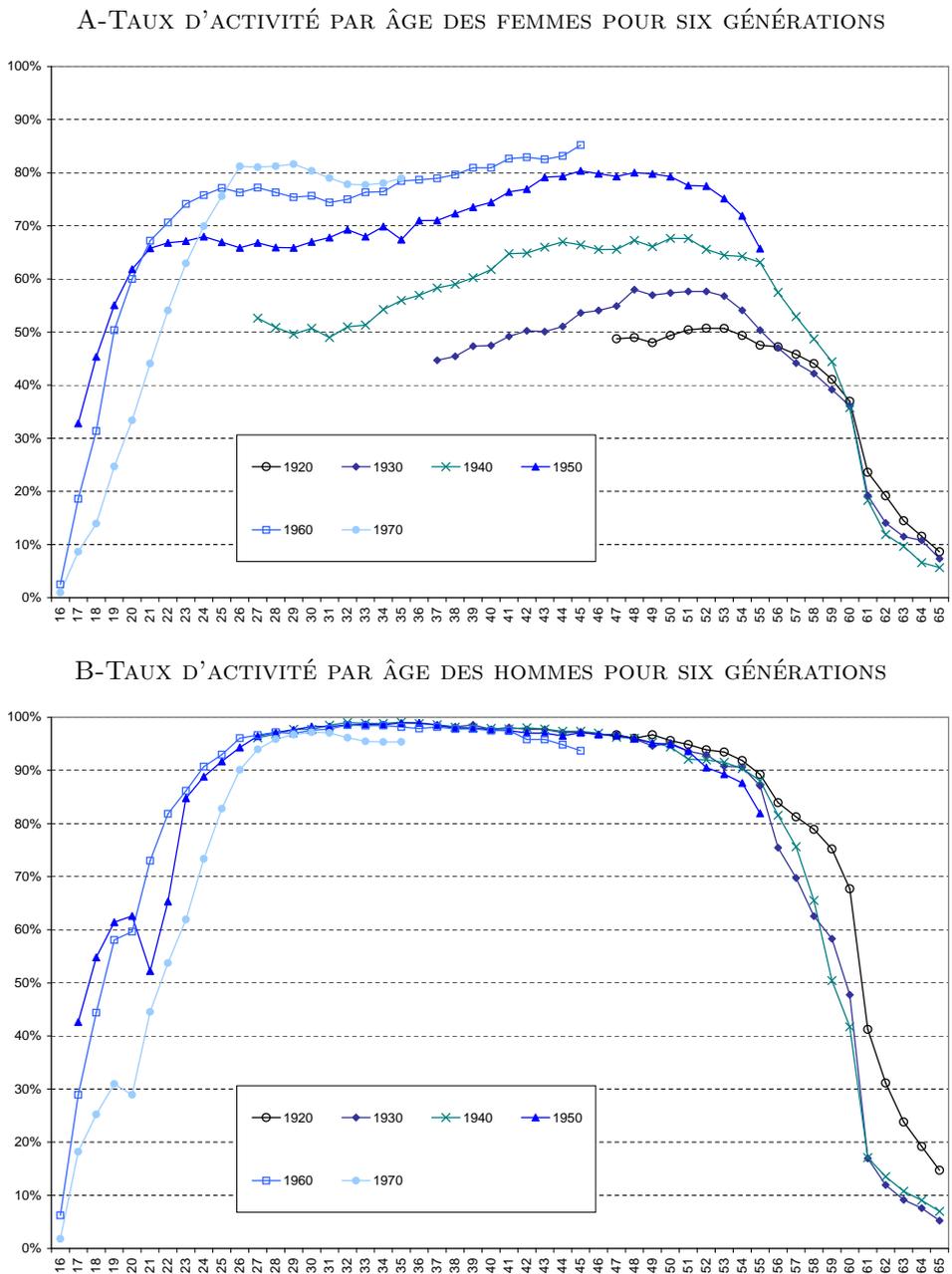
La figure 4.2 montre ainsi la forte progression des taux féminins d'activité depuis la génération 1920 en comparaison avec l'évolution des taux d'activité masculins. Alors que les femmes n'étaient que 50 % à travailler entre 40 et 44 ans pour la génération 1930, elles étaient plus de 82 % pour la génération 1960. En raison de cette très forte croissance de l'activité féminine au cours des 30 dernières années, le poids des femmes ayant une pension de droit direct dans le stock des pensionnés augmente rapidement, ainsi que leur pension moyenne. Comme ce sont les femmes qui touchent les droits familiaux des retraites majoritairement, ceci conduit également à augmenter le poids des avantages familiaux dans le stock total des pensions versées.

Par ailleurs, la descendance finale des générations qui liquident est le troisième facteur clé de l'évolution du coût des avantages familiaux. Le graphique 4.3 montre la descendance finale des femmes par génération, ainsi que la part des femmes ayant eu trois enfants ou plus par génération, parmi l'ensemble des femmes ayant exercé une activité au cours de leur vie.

On le voit, la descendance finale moyenne a baissé pour les générations qui liquident actuellement. Néanmoins, la part des femmes ayant eu trois enfants ou plus a été la plus forte pour les générations 1926 à 1940. Ce sont ces femmes qui ont liquidé en majorité pour la période récente (1996-2005), ce qui explique la croissance rapide des bonifications de pensions pour trois enfants et plus, et permet de justifier également la croissance rapide du poids des MDA. Pour autant, si l'on regarde le poids de l'avantage procuré par les MDA dans la pension totale des femmes par génération, on voit bien que ce poids se réduit, du fait de la baisse de la descendance finale dans les générations postérieures à 1933. La part de l'avantage MDA dans les pensions moyennes des femmes est donc plutôt amené à diminuer dans les années à venir.

Il faut enfin ajouter le problème de l'évolution de la législation. Ainsi, si la création des MDA en 1971 s'est pratiquement immédiatement manifestée dans les montants de pensions, la création de l'AVPF a été plus progressive dans sa montée en charge. De ce fait, la part des femmes ayant des trimestres AVPF validés au cours d'une carrière est en train d'atteindre son plein régime uniquement pour les générations qui liquident actuellement : de ce fait, la transmission de cette hausse de la part de

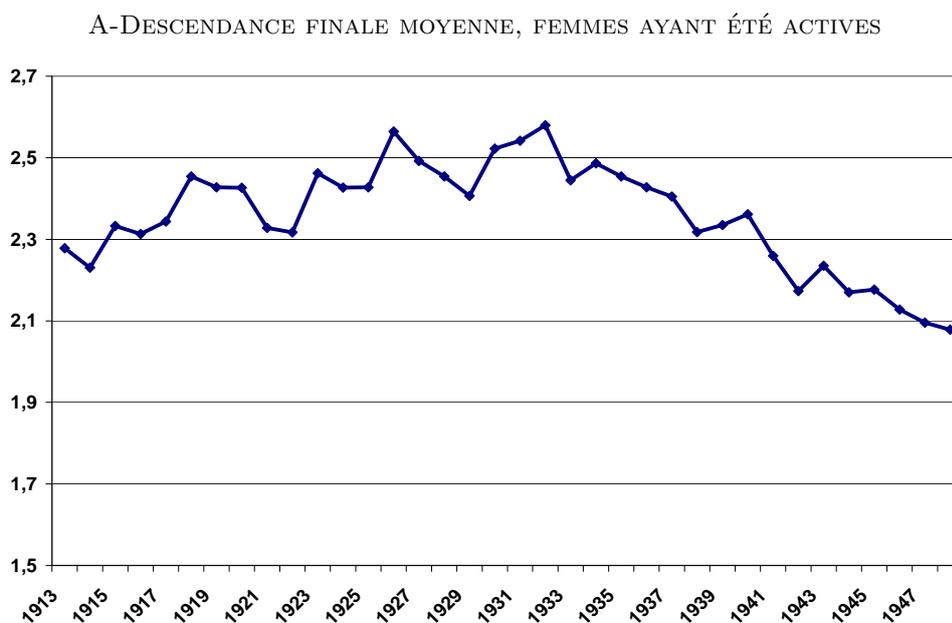
Figure 4.2 – Taux d'activité par âge, sexe et génération (1968-2005)



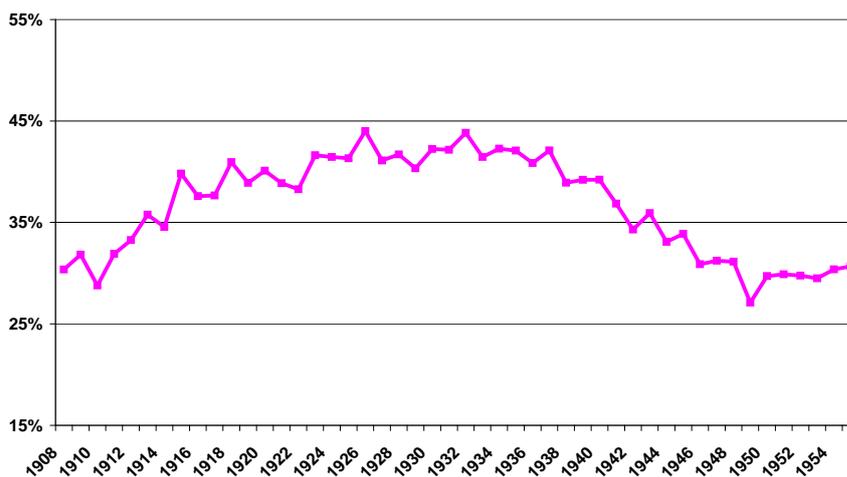
SOURCE : INSEE Enquêtes Emploi 1968-2005.

NOTES : Les taux d'activité pour chaque génération rassemblent en fait les données de deux générations. Par exemple pour la génération 1920, il s'agit des données pour les individus nés en 1920 et 1921.

Figure 4.3 – Évolution de la descendance finale par génération



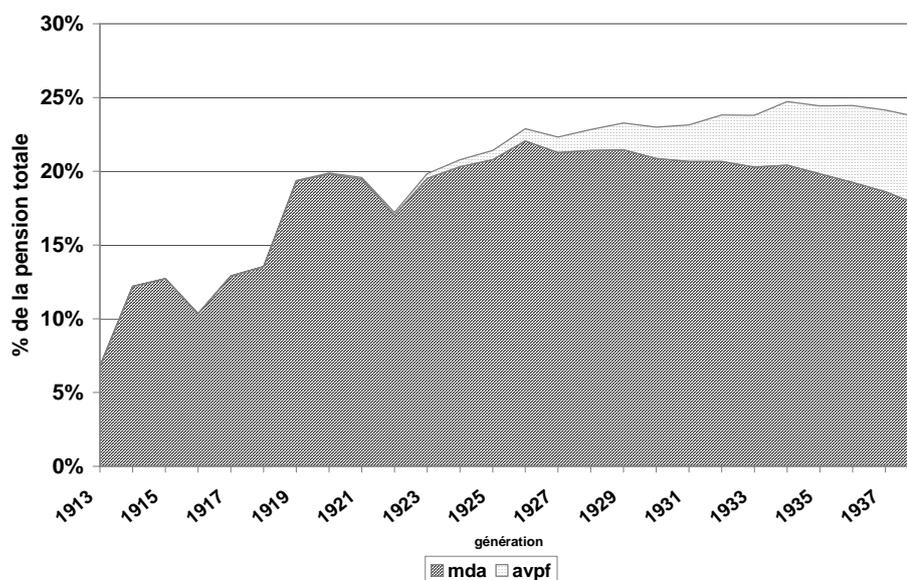
B-PART DES FEMMES AYANT EU 3 ENFANTS OU PLUS PAR GÉNÉRATION, FEMMES AYANT ÉTÉ ACTIVES



SOURCE : Enquête Histoire familiale 1999

l'AVPF du flux au stock risque d'être progressive et d'entraîner une croissance assez soutenue de la part de l'AVPF dans le stock des pensions à moyen terme.

Figure 4.4 – *Évolution de la part des droits familiaux (MDA et AVPF) dans les pensions versées par génération*



SOURCE : Échantillon du stock des pensionnées Cnav, 2004.

CHAMP : Toutes les femmes touchant une pension de droit propre au régime général, générations 1913 à 1939.

NOTE : En raison de la mortalité différentielle, il est nécessaire de considérer avec prudence les estimations pour les générations très anciennes (très âgées dans le stock des retraités de 2004).

4.4 Les prestations familiales

Les prestations familiales sont facilement traçables grâce aux données de la Cnaf. En 2005, les prestations familiales représentaient 25,6 milliards d'euros, soit deux fois le montant global des avantages fiscaux. Au sein de ces 25,6 milliards, on peut distinguer la partie classique des allocations familiales des prestations liées aux jeunes enfants. Une remarque générale importante concernant ces prestations familiales financières est leur importance en volume par rapport aux prestations en nature comme les actions sociales des CAF par exemple. La France se caractérise ainsi dans l'architecture de sa politique familiale, par l'importance accordée aux transferts financiers là où les

pays nordiques y consacrent une part plus faible (40 % au Danemark, entre 50 et 60 % en Finlande et en Suède) et préfèrent les transferts en nature.

- Les prestations aux jeunes enfants représentent 9,5 milliards d'euros en 2005. Elles sont constituées essentiellement par la PAJE (5,2 milliards en 2005, et 8,8 milliards en 2006, 10,5 milliards en 2007¹⁵), qui remplace pour les enfants nés à partir du 1^{er} janvier 2004 l'ensemble des anciennes prestations d'accueil des jeunes enfants. Elle fonctionne comme un ensemble de prestations comprenant une allocation de base (PAJE-AB) qui remplace la prime à la naissance, le complément de libre choix d'activité (qui remplace l'APE), et le complément de libre choix du mode de garde (CMG, qui remplace l'AFEAMA et l'AGED). Les anciennes prestations sont toujours versées pour les enfants nés avant le 1^{er} janvier 2004 (mais déclinent fortement : elles représentaient 4,3 milliards d'euros en 2005). La PAJE monte ainsi rapidement en charge, et contribue à faire évoluer à la hausse les dépenses liées à la petite enfance : +10 % (soit 900 millions d'euros) en 2005 par rapport à 2004.
- Les prestations d'accompagnement des familles dans leur vie quotidienne qui constituent une dépense annuelle de 16,1 milliards d'euros. Les allocations familiales "classiques" en représentent la partie la plus importante avec 12 milliards d'euros par an. L'allocation de rentrée scolaire (sous condition de ressource) avec 1,4 milliards et le complément familial (également sous condition de ressources) versé pour les familles de trois enfants et plus, s'ajoutent à la base universelle des allocations familiales. À cela, nous ajoutons les prestations liées à l'accueil d'enfants recueillis ou non reconnus (ASF, 1,1 milliards d'euros) et nous pourrions ajouter les prestations pour le soutien aux enfants invalides et handicapés (AES et APP pour 0,6 milliards). Nous avons pourtant fait le choix d'exclure ces prestations en ce que leurs objectifs ne sont pas directement familiaux, mais concernent la gestion du handicap.

L'évolution des 15 dernières années montre une progression très rapide des dépenses liées à la petite enfance (+56% en volume depuis 1995) au détriment des

¹⁵Source : Comptes de la protection sociale, Commission des comptes de la sécurité sociale, rapport annuel 2007, section "prestations familiales", tableau 3 p. 207.

allocations familiales qui régressent (-4,9% en volume depuis 1995). La vitalité démographique et la réduction de la taille moyenne des familles bénéficiaires expliquent en partie cette évolution structurelle. Toutefois il faut ajouter que la refonte progressive des dispositifs familiaux a fortement contribué à orienter ce virage des prestations familiales vers le soutien à la petite enfance avec la création de la PAJE en 2004. À cela, ajoutons que le mode d'indexation de la BMAF, qui est indexée sur l'évolution des prix et non sur celle des revenus, contribue à fortement réduire la part des allocations familiales de base, socle des prestations familiales, dans le revenu des familles, comme dans le PIB.

4.5 La fiscalité

La fiscalité représente une part importante de la politique familiale avec près de 14,5 milliards d'euros engagés chaque année. Au sein des différentes mesures, récapitulées dans le tableau 4.6 c'est le quotient familial qui se distingue comme la mesure la plus importante avec 10,2 milliards.

Table 4.6 – *Chiffrage des différentes mesures fiscales de la politique familiale (2005)*

	Montant	Nombre de bénéficiaires
Quotient familial	11 959	
<i>Quotient enfant</i>	10 219	8 227 367 foyers
<i>1/2 part pers. seules</i>	1 740	4 225 000 foyers
Garde d'enfant de moins de 7 ans	358	1 375 777 foyers
Garde d'enfant à domicile	150	
Enfants scolarisés (Collège uniquement)	92	1 317 706 foyers
Exonérations et abattements	1 950	
<i>Prestations familiales</i>	1 600	
<i>Avantages fam. retraites</i>	350	
Total	14 509	

SOURCES : DGI, Commission des comptes de la sécurité sociale, rapport 2007.

NOTE : Les montants sont exprimés en millions d'euros 2005.

1. Le quotient familial

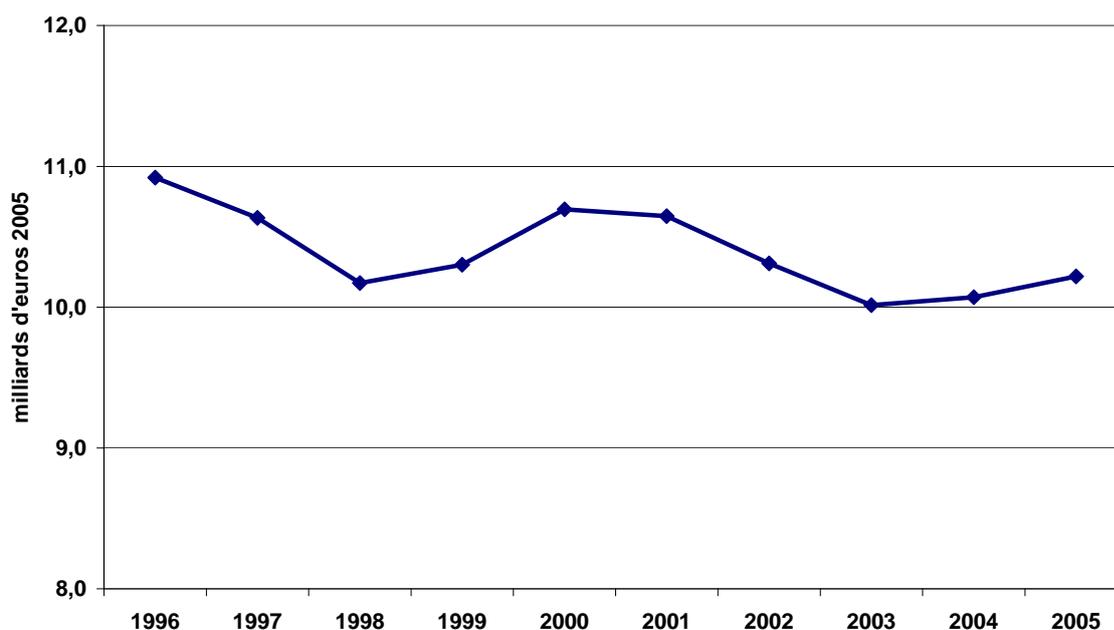
Le quotient familial (QF) est la mesure qui incarne, symboliquement, la politique familiale fiscale, et plus généralement la politique familiale à la française. Le quotient familial résulte de la familialisation de l'impôt sur le revenu en France, c'est-à-dire le fait que l'impôt est payé au niveau du foyer et non par chacun des individus composant le foyer fiscal. Chaque foyer possède un nombre de parts de "quotient familial" qui dépend du nombre de personnes composant le foyer. Un célibataire possède une part de "quotient familial", un couple marié 2, chaque enfant supplémentaire donne droit à une demi-part supplémentaire jusqu'au deuxième enfant, puis 1 part complète à partir du troisième enfant. L'impôt est ensuite calculé en appliquant le barème f de l'impôt sur le revenu au revenu imposable *divisé par le nombre de parts* (Y/n), puis multiplié par le nombre de parts. Comme le barème est progressif, $n * f(Y/n) \leq f(Y)$, et l'économie d'impôt procurée par le QF est donc la différence entre l'impôt qui serait payé sans aucune part de QF et l'impôt effectivement payé. On peut en fait distinguer deux types de gains, et donc deux types de quotient familial : le quotient conjugal, lié au fait d'avoir 2 parts de QF lorsque l'on est marié, et le quotient enfant, lié aux parts supplémentaires apportées par les enfants. Nous chiffrons ici le quotient enfant, c'est-à-dire la différence entre l'impôt qui serait payé si les enfants ne donnaient droit à aucune part supplémentaire (mais le conjoint si), et l'impôt dû en réalité¹⁶.

En 2005, le quotient familial "enfant" représente une économie d'impôt de 10,2 milliards d'euros pour environ 8 millions de foyers fiscaux. La charge fiscale du quotient familial pour l'État est globalement stable dans le temps comme le montre la figure 4.5 : elle oscille entre 10 et 11 milliards d'euros depuis 10 ans. Il est notable que la baisse du plafonnement du QF décidée par le gouvernement Jospin en 1998 n'a pas réduit de façon significative la dépense fiscale liée au

¹⁶Notons également que le Conseil des Prélèvements Obligatoires ne considère comme dépense fiscale du QF que les avantages liés aux demi-parts supplémentaires attribuées soit pour les enfants au-delà du troisième, soit pour certaines situations familiales particulières

QF. De fait, les variations annuelles des montants de la dépense fiscale liée au QF sont bien plus directement liées à la forme du barème de l'IR.

Figure 4.5 – Total de la dépense fiscale “enfant” du quotient familial, 1996-2005

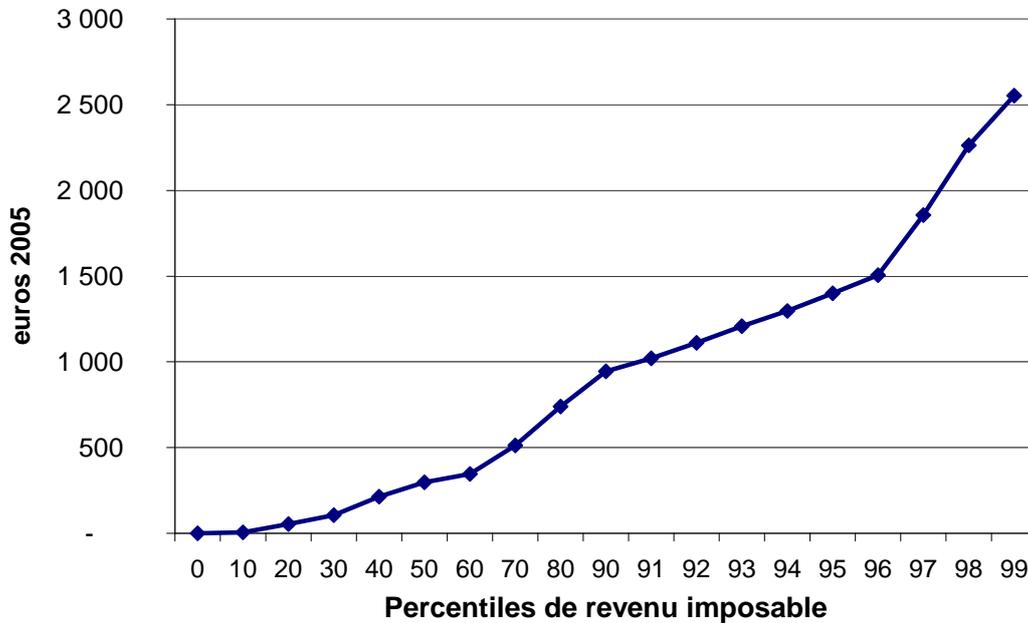


SOURCE : Direction Générale des Impôts, États 1921. Les montants sont exprimés en milliards d'euros 2005.

Le fonctionnement du QF est fortement régressif par nature. Comme le montre la figure 4.6, le montant de l'avantage moyen par enfant est fortement croissant avec le revenu, et ce jusqu'au dernier percentile de revenu imposable, en dépit du plafonnement. Outre le fonctionnement intrinsèque du QF, le fait que les familles de trois enfants et plus soient bien plus nombreuses parmi les hauts revenus, joue fortement sur la forme croissante de l'avantage moyen par enfant. Conséquence logique, la dépense fiscale consentie par l'État au travers du QF est fortement concentrée sur les hauts niveaux de revenus. Sur les 10,2 milliards d'économie d'impôt, 12 % (1,2 milliards) étaient accordés aux 1 % des foyers ayant le revenu imposable le plus élevé en 2005.

Fortement orienté vers le soutien aux familles nombreuses, par le biais des parts

Figure 4.6 – *Avantage moyen par enfant procuré par le QF selon le niveau de revenu imposable, 2005*



SOURCE : Direction G n rales des Imp ts,  tats 1921.

LECTURE : Les m nages sont class s ici par niveau de revenu imposable (de gauche   droite, des plus faibles revenus aux plus  lev s). Le percentile 90 correspond aux m nages dont les revenus sont les 10 % les plus  lev s et le percentile 99 des revenus parmi les 1 % les plus  lev s. La figure distord la distribution pour d tailler le dernier decile.

enti res attribu es   chaque enfant   partir du troisi me, le quotient familial est un m canisme dont la complexit  de fonctionnement para t de moins en moins en phase avec les recompositions de la famille contemporaine, en d pit de certains am nagements r cents dont l'efficacit  n'a pas encore  t  v rifi e comme la mise en place de quarts de part de quotient familial pour les enfants en r sidence altern e (depuis l'imposition des revenus 2004). La multiplication des m canismes d'all gements d'imp t pour les bas revenus (d cote, PPE, etc) rend m me le fonctionnement du QF souvent d favorable aux couples mari s ayant un bas revenu (Thibault and Legendre (2007)).

Au fonctionnement du quotient-enfant, il faut ajouter la d pense fiscale pour la demi-part suppl mentaire de quotient familial attribu e aux personnes seules ayant eu des enfants, mais n'ayant plus la charge d'aucun enfant. Cette demi-

part supplémentaire offre droit à une réduction d'impôt plafonnée à 2159 euros (2005) si le dernier enfant a moins de 25 ans, et à 829 euros s'il a 26 ans ou plus. Cette demi-part rentre pleinement dans le cadre du chiffrage des avantages familiaux dans la mesure où le seul fait générateur de cet avantage fiscal est le fait d'avoir eu un enfant. Toutefois la justification de l'existence de cette demi-part est assez problématique aujourd'hui : on ne comprend pas facilement pourquoi certains célibataires devraient être subventionnés pour le seul fait d'avoir eu des enfants, alors même que ces enfants ne sont plus à leur charge. Cette demi-part représente en effet une dépense fiscale très importante, de l'ordre de 1,7 milliards d'euros chaque année, et profite à 4,2 millions de foyers de personnes célibataires, veufs ou divorcés.

2. Réduction d'impôt concernant les gardes d'enfant

Deux grands types de dispositifs existent selon que la garde est assurée hors du domicile ou à domicile.

- Pour les dépenses engagées pour la garde d'un enfant de moins de 7 ans à l'extérieur du domicile¹⁷ il existe une réduction d'impôt de 50 % des dépenses engagées, dans la limite d'une réduction de 2300 euros.¹⁸ Les réductions d'impôts consenties en 2005 à ce titre représentaient 358 millions d'euros pour 1,375 millions de foyers. Sur ces 358 millions, 119 millions sont concentrés au niveau du dernier décile de revenu imposable ce qui témoigne de sommes plus importantes engagées et d'un recours plus massif des ménages aisés à ces solutions, préférées aux modes de garde au sein de la famille. C'est également une conséquence de plus forts taux d'activité des mères dans le haut de la distribution des revenus.

¹⁷Les types de garde suivants sont acceptés : assistante maternelle agréée, crèche, halte-garderie, garderie scolaire assurée en dehors des heures de classe, centre aéré sans hébergement.

¹⁸La réduction était de 25 % en 2005 ; notre chiffrage pour 2005 se fonde donc sur le taux de 25 % en vigueur en 2005.

- Les dépenses engagées pour des frais de garde d'enfant directement au domicile sont éligibles à la réduction d'impôt plus généralement consentie pour les frais d'emploi d'un salarié à domicile. La réduction d'impôt est de 50 % des dépenses engagées, dans un plafond de dépenses de 12 000 euros¹⁹. L'ensemble des réductions d'impôt pour frais d'emploi d'un salarié à domicile était de près de 2 milliards d'euros en 2005 pour 1,9 millions de foyers fiscaux. Malheureusement, il n'est pas donné dans les statistiques fiscales de détails en fonction du type de salarié employé. Nous ne disposons donc pas de chiffrage précis de la partie familiale de cette réduction d'impôt. Toutefois, en s'appuyant sur les données de l'enquête Mode de Garde, et les statistiques de la DGI, le Conseil d'Analyse stratégique, dans un rapport repris par la commission des comptes de la sécurité sociale pour 2007,²⁰ estime le coût de la mesure dans sa dimension garde d'enfant entre 80 et 210 millions d'euros. Nous prenons ce chiffre avec beaucoup de précaution en raison des limites de la méthodologie employée, et nous avons simplement reporté dans le tableau 4.6 le milieu de la fourchette proposée par le CAS, à savoir 150 millions d'euros par an.

3. Enfants scolarisés

L'État soutient également les familles par une réduction d'impôt pour les foyers ayant à leur charge un enfant poursuivant ses études, dans le secondaire ou dans le supérieur. Cette mesure est ambivalente, en ce que, si elle s'assimile à une mesure de politique éducative clairement pour l'enseignement supérieur, elle peut difficilement apparaître comme telle pour le collège, où le taux de scolarisation est supérieur à 95 % du fait de l'obligation scolaire jusqu'à 16 ans. Nous proposons donc d'inclure la partie collège de cette réduction d'impôt dans la politique familiale. Cette mesure reste modeste : avec 61 euros par enfant au collège, elle représente une réduction totale d'impôt de 92 millions d'euros en 2005.

¹⁹Ce plafond était de 10 000 euros en 2005.

²⁰Rapport sur le service public de la petite enfance, Conseil d'Analyse stratégique, février 2007.

Table 4.7 – Répartition de l'avantage familial du QF et de la réduction d'impôt pour garde d'enfant de moins de 7 ans par niveau de revenu imposable (revenus 2005)

Déciles de revenu imposable	Revenu imposable en % du revenu imposable total	Nombre moyen d'enfant par foyer	Avantage du quotient familial en % de l'avantage total	Réduction d'impôt pour garde d'enfant % du total
1	0,3 %	0,40	0,0 %	0,6 %
2	2,6 %	0,25	0,1 %	0,8 %
3	4,1 %	0,23	0,4 %	1,5 %
4	5,5 %	0,29	1,1 %	3,2 %
5	6,7 %	0,35	2,6 %	4,6 %
6	8,0 %	0,42	4,3 %	7,0 %
7	9,9 %	0,53	6,3 %	10,2 %
8	12,6 %	0,62	10,9 %	14,3 %
9	16,7 %	0,78	19,8 %	24,5 %
10	33,6 %	1,01	54,6 %	33,5 %

4. Les exonérations et abattements divers

Enfin, au sein des mesures fiscales, il est souvent convenu d'inclure les exonérations ou abattements dont bénéficient les prestations familiales, les bonifications familiales de retraites (nous excluons du champ de la politique familiale les exonérations dont bénéficient les rémunérations des stagiaires et les salaires des apprentis, qui s'assimilent plus à la politique de l'emploi). L'exonération dont bénéficient les prestations familiales correspond à une dépense de l'ordre de 1,6 milliards d'euros,²¹ tandis que la non-imposabilité des avantages familiaux des retraites représente environ 350 millions d'Euros de dépense fiscale.

5. Le crédit impôt famille

Une mesure fiscale doit également être mentionnée : il s'agit du crédit impôt famille qui permet un crédit d'impôt pour les entreprises (qu'elles soient assujetties à l'IR ou à l'IS) qui engagent des frais pour l'accueil de jeunes enfants en leur sein (crèches d'entreprises, etc.). Les montants engagés dans le cadre de l'IR sont insignifiants (moins de 100 000 euros), mais aucune donnée n'est

²¹Source : Direction de la Législation Fiscale pour 2003.

malheureusement disponible pour l'IS.

4.6 Les minima sociaux

Les minima sociaux (RMI, API) ont aussi une composante familiale qu'il convient de chiffrer.²² Le revenu minimum d'insertion (RMI), créé en 1985, est une allocation différentielle : son montant est égal à la différence entre le montant minimal garanti, variable selon la composition familiale, et l'ensemble des ressources des membres composant le foyer, dont certaines prestations familiales.

Le calcul de la composante familiale du RMI

Pour calculer la composante familiale du revenu minimum d'insertion, il faut donc reconstituer le montant d'aide auquel aurait droit une famille avec enfants si les barèmes ne variaient pas en fonction de la taille de la famille. Une première méthode consiste à comparer le montant reçu par une famille au montant reçu par un ménage sans enfants, à partir des montants moyens pour différentes situations familiales calculés par la CNAF et reportés dans le tableau 4.8. Avec cette méthode, la part familiale du RMI est égale à 191 millions d'Euros pour la France métropolitaine en 2005 c'est-à-dire à peine 4 % du montant total du RMI versé en 2005 (qui s'élevait à 5 milliards d'euros).

Cependant, cette méthode tend à sous estimer la composante familiale, car les revenus propres des ménages (c'est-à-dire les revenus autres que les prestations sociales) sans personne à charge sont différents des revenus des familles avec enfants. Les statistiques du tableau 4.8 montrent que le montant total des revenus pris en compte pour le calcul du RMI augmente fortement avec la taille de la famille, en grande partie à cause de la forte hausse des allocations familiales, mais pas uniquement. Pour corriger de cet effet, on peut calculer l'aide théorique moyenne à laquelle auraient droit les familles avec enfants si la composante familiale n'était pas prise en compte.

²²Étant donnés les faibles montants représentés par le contrat d'avenir et le revenu de solidarité (respectivement 4 et 7 millions d'euros en 2005), nous ne cherchons pas à calculer la composante familiale de ces dispositifs.

Table 4.8 – Statistiques du RMI par type de famille en 2005

Type de famille	Effectif	Montant moyen des prestations sociales :			Montant des autres revenus
		RMI	Aide au logement	Autres	
Couple sans personne	40 721	424	174	18	117
Couple 1 pers. à charge	46 840	445	212	101	203
Couple 2 pers. à charge	45 061	469	246	211	308
Couple 3. pers à charge	30 174	455	276	445	493
Couple 4 pers. ou plus	27 148	500	322	748	740
Femme ss pers. à charge	226 030	340	113	1	37
Femme seule 1 pers.	128 228	404	231	51	135
Femme seule 2 pers.	73 443	383	279	195	260
Femme seule 3 pers. ou plus	48 854	292	327	631	604
Homme ss pers. à charge	425 517	361	86	0	19
Homme seul 1 pers.	12 065	429	200	54	113
Homme seul 2 pers. ou plus	7 293	373	270	369	377
Total	1 111 374	377	160	94	134

SOURCE : CNAF-Fichiers FILEAS, pour la France Métropolitaine.

Le montant des autres revenus sont les revenus pris en compte pour le calcul de la prestation. Ils incluent les revenus d'activité, de chômage, les indemnités journalières, pensions et rentes ainsi que certaines prestations familiales comme les allocations familiales dont l'AAH, son complément et l'allocation de base pour la PAJF mais excluent les majorations pour âge d'allocation familiales, l'allocation pour jeune enfant, l'AEIS, l'ARS, l'AGED, l'AFEMMA, la prime à la naissance, le complément du libre choix de mode de garde (PAJF) et les aides au logement pour lesquelles un forfait est appliqué.

Les montants sont exprimés en euros courants par mois.

Pour reconstituer ces montants, il faut soustraire des revenus pris en compte pour le calcul du RMI les prestations familiales qui entrent en compte pour la détermination de ce minimum social. Les revenus pris en compte pour le calcul du RMI incluent les revenus d'activité, de chômage, les indemnités journalières, pensions et rentes ainsi que certaines prestations familiales comme les allocations familiales (et l'AAH), son complément et l'allocation de base pour la PAJE. En revanche, sont exclus des ressources les majorations pour âge d'allocation familiales, l'allocation pour jeune enfant, l'AES, l'ARS, l'AGED, l'AFEAMA, la prime à la naissance, le complément du libre choix de mode de garde (PAJE) et les aides au logement pour lesquelles un forfait est appliqué. Si on considère que les prestations autres que les aides au logement qui sont prises en compte dans les ressources représentent environ 70 % des prestations sociales perçues par les ménages,²³ on peut calculer le montant fictif des revenus des familles qui auraient été pris en compte pour le calcul du RMI en l'absence des aides à la familles en soustrayant cette part des prestations familiales. Les aides au logement ne sont pas prises en compte directement pour le calcul du RMI mais un forfait logement est appliqué aux bénéficiaires d'aides et aux propriétaires. Comme seuls 8 % des ménages ne se voient pas appliquer de forfait logement,²⁴ on applique pour le calcul moyen 92 % du forfait logement pour les personnes seules ou en couple sans enfants, selon la situation du ménage bénéficiaire. On obtient ainsi les montants des revenus des ménages autres que les prestations familiales.²⁵ Les éventuelles modifications de revenu qui pourraient être entraînées par des changements dans les comportements d'offre de travail des ménages suite à des modifications du calcul du RMI ne sont pas prises en compte, car elles sont difficiles à estimer. Le calcul à partir des montants

²³Le chiffre de 70 % est calculé comme suit : l'ensemble des allocations familiales et prestations d'accueil du jeune enfant représente environ 25,6 milliards d'euros en 2005. Les prestations liées à la famille qui ne sont pas incluses dans le calcul du RMI (hors AAH) représentent environ 7,7 milliards d'euros (dont 1,1 milliards pour les majorations d'allocations familiales et 469 millions pour l'AES, le reste correspondant aux diverses prestations d'accueil du jeune enfant non incluses). On peut donc estimer de cette façon à 30 % la part moyenne des prestations familiales versées par les CAF mais qui ne rentrent pas en compte dans le calcul du RMI (les chiffres proviennent des statistiques de la CNAF (2005, 2006)).

²⁴Cf. CNAF (2005), p. 135.

²⁵On a choisi de laisser de côté les prestations d'invalidité (l'allocation adultes handicapés ou AAH) car seuls 2,4 % des bénéficiaires du RMI reçoivent aussi l'AAH (CNAF (2005)) et la majorité des bénéficiaires de l'AAH sont des personnes seules.

moyens par type de famille²⁶ est présenté dans le tableau 4.9. Ce calcul conduit à estimer une part familiale correspondant en moyenne à 25 % du RMI pour les familles, ce qui représente environ 513 millions d'euros, soit environ 10 % du montant total du RMI. Ce chiffre reste faible par rapport aux prestations familiales, mais aussi par rapport aux aides au logement.

Le calcul de la composante familiale de l'API

Parmi les minima sociaux, l'Allocation de Parent Isolé (API) est aussi directement ciblée sur les familles monoparentales avec de jeunes enfants. Elle est en effet versée, sous conditions de ressources, aux personnes seules, soit en état de grossesse, soit ayant déjà au moins un enfant à charge. Son versement s'effectue pendant 12 mois à compter de la demande, dans la limite de dix-huit mois suivant l'événement ayant provoqué l'isolement ou jusqu'à ce que le plus jeune enfant ait atteint l'âge de 3 ans. L'API est une allocation différentielle comme le RMI, mais son montant est plus élevé que ce dernier (le montant maximal en 2005 est 723 euros pour une personne seule avec un enfant, plus 181 euros par enfant supplémentaire) et son versement est temporaire. En 2005, 181 000 familles ont bénéficié de l'API, pour un montant total de 872 millions d'euros, soit un montant mensuel moyen de 401 euros. Les bénéficiaires sont quasiment toutes des femmes, 52 % d'entre elles ayant un enfant (né ou à naître), 27 % ayant deux enfants et seulement 20 % ayant trois enfants ou plus.

Pour évaluer la composante familiale de cette aide, on peut supposer que les ménages bénéficiaires auraient reçu le RMI en l'absence d'une telle aide et comparer le montant moyen de l'API au montant du RMI pour une femme seule. Si l'on prend comme référence le montant actuel perçu par les femmes sans personne à charge (340 euros), la différence est de 61 euros. Mais, si l'on prend comme référence le RMI moyen théorique sans la composante familiale pour une femme seule calculé plus haut

²⁶Comme les tabulations sont tronquées au quatrième enfant pour un couple, au troisième pour une femme seule et au second pour un homme, on choisit d'estimer la part familiale du RMI avec les données pour lesquelles les situations familiales sont bien définies et d'imputer la part familiale moyenne du RMI pour les familles plus nombreuses. Étant donné que l'avantage familial du RMI tend à diminuer avec la taille de la famille, cette méthode peut conduire à surestimer légèrement l'effet global, mais le calcul en est probablement peu affecté, étant donné le faible nombre de familles nombreuses.

(qui correspond environ à 70 % du RMI actuel, soit 263 euros), le différentiel est de 138 euros par mois, soit 300 millions d'euros pour l'année 2005, ou encore 34 % du montant de l'API.

La faiblesse de la composante familiale des minima sociaux tient en grande partie au mode de calcul du RMI, qui est une allocation différentielle prenant en compte la majorité des prestations familiales. L'augmentation des prestations familiales avec la taille de la famille a tendance à faire baisser le montant du RMI perçu par les familles nombreuses. Comme le montant du RMI augmente fortement pour la première personne à charge, l'augmentation du RMI pour les familles avec 1 ou 2 enfants reste sensible, mais stagne pour les familles plus nombreuses. L'arrivée d'un troisième enfant fait d'ailleurs baisser le montant moyen du RMI par rapport au second enfant. De plus, si les allocations logement ne sont pas prises en compte dans les ressources du ménage, le forfait logement, qui dépend de la taille de la famille, contribue lui aussi à limiter la croissance du RMI pour les familles. Ainsi, pour les familles, l'augmentation du plafond du RMI avec le nombre de personnes à charge est en grande partie neutralisée par l'augmentation des prestations sociales autres que les minima sociaux. Plusieurs études à partir de microsimulations ont déjà mis en évidence la faiblesse de la part familiale des minima sociaux (en particulier Legendre et al. (2001) et Courtioux et al. (2005)). Elles montrent cependant que ces minima sociaux jouent un rôle important de redistribution envers les familles à bas revenus. Mais même à ce titre, la composante familiale des aides au logement joue un rôle plus important que les minima sociaux.

4.7 Les avantages familiaux dans la politique du logement

4.7.1 Présentation et législation

Trois type d'aides au logement existent : l'allocation de logement familiale (ALF), financée par le Fonds National des Prestations familiales de la sécurité sociale (FNPF), l'Allocation de logement sociale (ALS), financée par le Fonds National d'aide au lo-

Table 4.9 – Estimation de la composante familiale du RMI

Type de famille	Plafond RMI sans enfant	Forfait log. sans enfant	Montant recalculé autres revenus	RMI théorique sans composante famille	RMI actuel	Différence
Couple 1 pers. à charge	638	102	226	412	445	33
Couple 2 pers. à charge	638	102	254	384	469	85
Couple 3. pers à charge	638	102	275	363	455	92
Femme seule 1 pers. à charge	426	51	170	279	404	125
Femme seule 2 pers. à charge	426	51	209	255	383	128
Homme seul 1 pers. à charge	426	51	166	303	429	126

SOURCE : Calculs à partir des statistiques CNAF pour la France Métropolitaine CNAF (2005).

NOTE : Le différentiel correspond à la différence entre le montant moyen de RMI pour une famille ayant des personnes à charge par rapport à une situation théorique où le barème du RMI ne prendrait pas en compte la présence d'enfants dans la famille.

Pour calculer le montant moyen théorique des revenus à prendre en compte on soustrait au revenus calculés par la CNAF 0,70 % de l'ensemble des prestations sociales versées aux familles bénéficiaires du RMI et 92 % du forfait logement.

Les montants sont exprimés en euros courants par mois.

gement (FNAL) et l'aide personnalisée au logement (APL), financée par le Fonds National de l'Habitat (FNH). L'allocation de logement familiale (ALF), créée en 1948 pour aider les familles avec enfants, est actuellement attribuée aux ménages avec enfants, ou ayant à charge un ascendant ou un proche parent infirme, ou aux jeunes couples sans enfants qui n'entrent pas dans le champ d'application de l'APL. L'allocation de logement sociale (ALS) a été créée en 1971 pour aider d'autres catégories de personnes que les familles. Depuis la réforme du début du bouclage des aides réalisée au début des années 1990, elle couvre toutes les personnes non éligibles à l'ALF ou l'APL.²⁷ Enfin, l'aide personnalisée au logement, créée en 1977, s'adresse à toute personne locataire d'un logement neuf ou ancien qui a fait l'objet d'une convention entre le propriétaire et l'État²⁸ ou aux personnes accédant à la propriété et ayant contracté un prêt aidé par l'État.

Les trois types d'aides ne sont pas cumulables, l'ordre de priorité étant l'APL, l'ALF puis l'ALS. Depuis la réforme du bouclage des années 1990, tous les ménages peuvent bénéficier d'une aide au logement, s'ils remplissent les conditions de ressources définies par la législation,²⁹ qu'ils soient locataires ou accédants à la propriété. Le montant de l'aide dépend du revenu, de la taille de la famille, et du loyer, pris en compte dans la limite d'un plafond (qui dépend de la taille de la famille et de la localisation du logement).

On peut noter que les ménages avec enfants sont couverts soit par l'aide personnelle au logement, s'ils habitent dans un logement conventionné, soit par l'allocation de logement familiale, et qu'ils ne reçoivent donc pas l'allocation de logement sociale. Nous avons choisi de ne pas inclure les aides reçues par les étudiants, qui, lorsqu'ils partent de chez leurs parents pour habiter dans un logement indépendant, deviennent éligibles. On peut considérer que les sommes versées à ce titre correspondent à une aide spécifique pour les étudiants et non à une mesure de politique familiale à proprement parler.

²⁷Elle a ainsi notamment été étendue aux étudiants, qui représentaient en 2005 un peu plus du quart des bénéficiaires.

²⁸Les logements conventionnés sont en majorité des logements sociaux.

²⁹Le logement doit aussi vérifier des conditions sur la taille et le confort minimal mais en pratique, des dérogations peuvent être accordées si la condition de superficie n'est pas vérifiée.

4.7.2 Le calcul de la composante familiale des aides au logement

En 2005, 5,6 millions de ménages recevaient une aide au logement en France métropolitaine, dont 10 % d'accédants à la propriété, pour un montant total de 12,8 milliards d'euros.³⁰ Nous cherchons ici à quantifier la composante "familiale" des aides au logement, c'est-à-dire le supplément d'aide versé aux familles avec enfants au titre de la présence d'enfants dans le logement.

Pour calculer cette part, il faut donc reconstituer le montant d'aide contrefactuel qu'auraient reçu les familles avec enfants si ces derniers n'avaient pas été pris en compte dans le calcul de l'aide. Pour ce faire, il faut disposer de données sur les revenus mais aussi sur les loyers ou les mensualités de remboursement des ménages bénéficiaires. L'enquête logement de l'Insee contient ces deux types de variables et bien que les ressources déclarées soient moins précises que dans les enquêtes revenus fiscaux, les loyers sont renseignés et n'ont pas à être imputés. L'enquête Logement la plus récente actuellement exploitable est celle de 2001-2002. Notre méthode consiste donc à simuler pour différents types de ménages l'aide théorique avec la composante familiale puis à la comparer à l'aide théorique simulée en annulant tous les paramètres où intervient la présence d'enfants à charge.³¹ On peut ainsi calculer, par type de famille, la part moyenne des aides au logement qui correspond à la composante familiale, et extrapoler les montants correspondants pour 2005, en supposant que cette part est restée constante entre 2002 et 2005. Les calculs ont été effectués pour les aides au logement locatives, qui constituent l'essentiel du dispositif, et on fait l'hypothèse que la part familiale des aides à l'accession est similaire à celle des aides locatives.

Le nombre de personnes à charge intervient de façon complexe dans le calcul des aides au logement. Pour simplifier, l'aide au logement locative se calcule selon la formule suivante :

$$Aide = L + C - P_P \quad (4.1)$$

³⁰Les DOM comptent 181 000 bénéficiaires pour un montant de 474 millions d'euros.

³¹Ces estimations ne prennent pas en compte un éventuel ajustement du choix de logement des ménages suite à une réduction de l'aide.

Où L est le loyer réel, pris en compte dans la limite d'un plafond, qui dépend du nombre de personnes à charge, C est le forfait pour charges, qui varie lui aussi en fonction du nombre de personnes du ménage et P_P représente la participation personnelle à la dépense de logement. Ce paramètre est déterminé selon une formule où le nombre de parts intervient de façon non linéaire.³² Une des caractéristiques du barème des aides au logement est que le nombre de parts, déterminé en fonction du nombre de personnes du ménage, augmente fortement avec le premier enfant. En effet, le nombre de parts, qui détermine l'échelle d'équivalence entre les familles, présentée dans le tableau 4.10, donne un poids très fort au premier enfant (qui compte pour 1 alors que le conjoint ne compte que pour 0,3 par rapport à une personne seule). Les autres enfants ont des poids plus faibles qui varient entre 0,5 et 0,7. Cette échelle particulière reflète les différences entre les économies d'échelle qui peuvent être réalisées pour la consommation de bien courants et les économies d'espace réalisées par les familles dans le logement. Elle correspond aussi à une volonté de la part des pouvoirs publics d'inciter les familles à prendre en compte les enfants lors du choix de la taille du logement.

Table 4.10 – *Nombre de parts pour le calcul des aides au logement*

Bénéficiaires	Nombre de parts
Isolé	1,2
Ménage sans enfant	1,5
Avec 1 enfant ou personne à charge	2,5
Avec 2 enfants ou personnes à charge	3
Avec 3 enfants ou personnes à charge	3,7
Avec 4 enfants ou personnes à charge	4,3
Par personne à charge supplémentaire	0,5

La simulation avec les données de l'enquête logement permet de calculer la part familiale moyenne des aides au logement pour les familles.³³ La part familiale des aides au logement est importante, puisqu'elle représente d'après les simulations 62 %

³²Pour des détails sur le calcul des aides au logement, voir la brochure de la DGUHC - Elements des aides personnelles au logement, DGUHC (2005).

³³Les montants correspondants aux barèmes réels ont été aussi simulés à partir des caractéristiques des ménages présents dans l'enquête pour éviter d'imputer des différences d'aides liées à une mauvaise estimation des revenus des ménages (pour un détail des problèmes d'estimation des aides au logement à partir des revenus déclarés par les ménages dans les enquêtes logement, voir Fack (2007), Annexes C et D).

de l'aide des familles avec un enfant et respectivement 72 % et 73 % de celle des familles avec deux enfants et trois enfants et plus. Ces chiffres élevés reflètent le fait que, d'après les simulations, un certain nombre de familles n'ont plus droit à l'aide lorsque la composante familiale disparaît, parce que leur revenu est plus élevé que celui des ménages sans enfants (Cf. tableau 4.11). Avec les estimations de l'enquête logement, on peut calculer la part familiale pour chaque type de famille en 2005, présentée dans le tableau 4.11, et le montant total de la part familiale des aides au logement, qui s'élève 4,5 milliards d'euros, soit environ 35 % du montant total des aides au logement.

La part familiale des aides au logement est donc plus importante que celle des minima sociaux, parce que les prestations familiales n'entrent pas dans les revenus pris en compte pour le calcul et que l'échelle d'équivalence est favorable aux familles. Leur montant reste faible par rapport aux allocations familiales et aux prestations d'accueil du jeune enfant, mais elles jouent cependant un rôle important pour les familles les plus modestes Courtioux et al. (2005).

4.8 Les dépenses directes des administrations publiques

Les dépenses directes des administrations publiques et de sécurité sociale ne sont pas immédiates à cerner. On peut tout d'abord considérer l'ensemble des actions sociales des CAF, qui connaissent une augmentation importante ces dernières années (3,3 milliards, soit +15,4 % en 2005). Elles financent notamment une part importante des dépenses de fonctionnement des équipements collectifs (crèches, haltes-garderies), qui sont en forte hausse en raison des créations de nouvelles places en accueil collectif.

Les dépenses des collectivités locales pour subventionner et encadrer les équipements d'accueil des petits enfants sont en revanche difficiles à estimer. Les collectivités locales sont pourtant désormais au centre de l'offre publique de modes de garde des jeunes enfants. Pour les départements, tout d'abord, la surveillance et le contrôle de ces modes de garde, qu'ils soient familiaux (assistantes maternelles) ou collectifs

Table 4.11 – Calcul de la composante familiale des aides au logement

statut	Type de famille	Effectif	Aide moyenne	Loyer moyen	Assiette de ressources moyenne	Composante familiale de l'aide
AIDE AU LOGEMENT FAMILIALE						
Foyers	Sans personne à charge	140	139	335	4 004	
	1 personne à charge	257	196	513	2 503	122
	2 personnes à charge	88	212	498	2 192	153
Location	3 personnes et plus	34	239	391	1 862	174
	Sans personne à charge	32 732	215	419	4 827	
	1 personne à charge	340 755	239	448	5 758	148
Accession	2 personnes à charge	255 170	259	495	7 223	186
	3 personnes et plus	184 200	324	533	7 888	237
	Sans personne à charge	1 576	99	469	7 825	77
Foyers	1 personne à charge	62 793	124	458	9 367	93
	2 personnes à charge	115 615	129	521	10 948	122
	3 personnes et plus	104 906	167	548	11 865	
AIDE PERSONNALISÉE AU LOGEMENT						
Foyers	Sans personne à charge	199 040	195	454	3667	187
	1 personne à charge	2 523	301	392	2 738	226
	2 personnes à charge	961	314	411	3 337	233
Location	3 personnes et plus	563	319	421	4 226	
	Sans personne à charge	963 949	159	253	4 197	133
	1 personne à charge	395 157	215	301	5 891	171
Accession	2 personnes à charge	346 375	237	330	6 968	211
	3 personnes et plus	330 777	289	354	7 589	86
	Sans personne à charge	25 703	123	456	7 001	104
Foyers	1 personne à charge	33 879	138	550	10 489	137
	2 personnes à charge	78 916	145	581	12 069	
	3 personnes et plus	88 314	188	632	13 235	

SOURCE : CNAF-Fichiers FILEAS, pour la France Métropolitaine et calculs de l'auteur.

NOTE : La part familiale des aides est calculée comme 62% de l'aide pour les familles avec une personne à charge, 72% pour deux personnes à charge et 73% pour 3 et plus.

Les montants sont exprimés en Euros courants par mois.

(crèches, haltes-garderies, multi-accueils), sont placés sous l'autorité du Président du Conseil général. Par ailleurs, les lois des 22 juillet 1983 et 6 janvier 1986 ont transféré aux départements les compétences concernant la prévention et la protection des enfants et des familles. Ces compétences ont été confortées par la loi du 13 août 2004 sur les libertés et les responsabilités locales qui font du Département le chef de file de l'action sociale.

Malheureusement, les dépenses des départements en faveur des familles ne sont pas facilement identifiables dans les comptes de ces collectivités territoriales.³⁴ Nous devons donc nous contenter des agrégats fonctionnels établis dans les comptes annuels des départements par la Direction Générale de la Comptabilité publique (DGCP). En 2005, les dépenses totales des départements regroupées sous la fonction "Enfance & Famille" représentaient 5,54 milliards d'euros.³⁵ Malheureusement, aucune ventilation plus fine de ces dépenses n'est disponible afin d'apprécier exactement la destination de ces 5,54 milliards de dépenses. En particulier, une certaine partie est liée au frais de contrôle des établissements d'accueil, ou encore à des actions plus médico-sociales que familiales, qu'il est souvent difficile d'individualiser des autres dépenses. La DGCP publie également les comptes des communes, et établit des agrégats qui permettent d'apprécier l'action directe des communes vers la petite enfance. Le rapport 2005 de la DGCP sur "les comptes des communes" donne ainsi un total de dépense des communes pour la fonction "Famille" de 1,611 milliards d'euros, correspondant aux dépenses de crèches et garderie et d'aides à la famille.³⁶

Enfin, il serait légitime d'ajouter des dépenses liées à la santé ou à l'éducation et qui ont une composante familiale marquée. Ainsi l'affiliation gratuite des enfants à l'assurance maladie n'est jamais incluse dans les dépenses familiales, car elle particulièrement complexe à chiffrer, mais sa comptabilisation serait parfaitement justifiée. L'importance des dépenses liées à l'enseignement pré-élémentaire qui accueille plus

³⁴Il serait nécessaire d'avoir recours aux données sur l'encadrement collectif PMI de la Drees.

³⁵Source : DGCP, Comptes des départements 2005, Nomenclature M52, ventilation par fonction des dépenses, Fonction 5 action sociale, rubrique 51, p.20.

³⁶Source : DGCP, Compte des communes 2005, synthèse nationale, tableau 32, répartition des charges fonctionnelles 2005, Fonction 6 "famille", rubrique 60, 62, 63 et 64. Nous excluons les aides aux personnes âgées, rubrique 61, soit 239,4 millions d'euros en 2005, du total des dépenses familles.

de 2,6 millions d'enfants de 2 à 5 ans en France en 2005, constitue également une des spécificités françaises dans la gestion de la petite enfance. Dans de nombreux pays en effet, la scolarisation est quasiment négligeable avant 5 ou 6 ans. Le coût moyen d'un enfant dans le système pré-élémentaire est estimé en 2004 par la DEP (MEN) à 4396 euros qui sont pris en charge pour 2338 euros par l'État, pour 1811 euros par les collectivités locales et 247 restant à charge pour les familles. On peut donc estimer à environ 10,7 milliards d'euros l'effort public consenti en France pour l'enseignement pré-élémentaire.

4.9 Une politique moyennement redistributive ?

Les politiques familiales, au vu de leur montant, représentent donc une redistribution considérable entre les ménages. Pour autant comment qualifier les effets globaux de ces politiques familiales en termes de résultats de redistribution horizontale et verticale ?

Si la politique familiale française est plutôt redistributive, deux aspects importants nuancent cette vision globale : tout d'abord, la prise en compte des droits familiaux de retraite diminue fortement la redistribution horizontale entre ménages avec et sans enfants ; deuxièmement, l'ensemble des prestations familiales, politiques d'actions sociales et la fiscalité, engendre une redistribution en U très marquée. Ces mesures sont fortement redistributives vers les bas revenus, mais régressives au niveau des hauts revenus.

4.9.1 La redistribution horizontale

Pour apprécier la prise en charge des différences de niveau de vie induites par la présence d'enfant, il est possible de construire, pour chaque mesure de politique familiale, une échelle d'équivalence implicite, qui est une sorte de traduction légale des échelles d'équivalence au travers des barèmes des prestations sociales et familiales accordées par les pouvoirs publics. En effet, la modulation des prestations ou de la fiscalité selon la situation familiale repose sur des échelles implicites d'équivalence : on donne 440 euros de RMI à une personne seule, mais 661 euros à une personne en couple, ce qui revient à dire que l'action publique considère donc qu'au niveau du RMI, un adulte

Table 4.12 – *Échelles d'équivalence implicites des différentes mesures de politique familiale dans le système socio-fiscal français, 2005*

	Conjoint	1er enfant	2eme enfant	3eme enfant
RMI	0,50	0,30	0,30	0,30
API		0,33	0,33	0,33
Minimum vieillesse	0,75	0	0	0
Allocation de rentrée scolaire		0,30	0,30	0,30
Allocations familiales		0	0,30	0,30
Prestations d'accueil du jeune enfant		0	0,20	0,23
Quotient familial	1	0,50	0,50	1
OCDE modifiée	0,50	0,30	0,30	0,30

SOURCE : Insee, Colin and Guérin (2005).

supplémentaire représente 0,5 unité de consommation en plus ($((661-440)/440=50\%$)).

En calculant ces échelles d'équivalences implicites pour tous les dispositifs de politique sociale et familiale en France comme dans le tableau 4.12, on peut ainsi prendre la mesure de la redistribution horizontale opérée par les différents outils de la politique familiale.³⁷

Si la plupart des mesures favorisent une redistribution horizontale, des différences sont sensibles. Ainsi, au niveau des minima sociaux, cette redistribution est proche des échelles d'équivalence de type "OCDE modifiée". À l'inverse le quotient familial s'en démarque nettement.

Cet exercice de comparaison révèle deux caractéristiques des politiques familiales françaises :

- Tout d'abord, les allocations familiales et prestations familiales classiques, qui ne sont versées souvent qu'à partir du deuxième enfant, favorisent peu la re-

³⁷Pour plus de détails, Colin and Guérin (2005).

distribution horizontale. Ces prestations sont pourtant le socle de la politique familiale ; on peut donc s'interroger sur la pertinence du choix d'exclure quasi-systématiquement le premier enfant du bénéfice de ces prestations.

- Deuxièmement, la redistribution horizontale est relativement plus forte pour les mesures, qui, comme le quotient familial, sont concentrées sur les ménages à hauts revenus. Ceci indique donc que la politique familiale fait l'hypothèse que les coûts de l'enfant sont proportionnellement plus importants en haut de la distribution des revenus, ce qui n'a rien d'évident du point de vue empirique.

Toutefois, comparer cette redistribution prestation par prestation n'a pas forcément grand sens. On peut, en effectuant des micro-simulations de l'impact de toutes ces prestations sur les ménages, obtenir une mesure de l'équivalence implicite du système socio-fiscal dans son ensemble (Colin and Guérin (2005)).

Les résultats sont en ligne avec ce que l'on peut déduire du tableau 4.12. Au niveau des hauts revenus, le conjoint représente implicitement presque 1 unité de consommation et les 2 premiers enfants supplémentaires presque 0,4, quant au troisième, il représente aux yeux du système socio-fiscal presque 1 unité ! C'est une échelle beaucoup plus généreuse que celle qui prévaut à des niveaux de revenu inférieurs : plus l'on s'approche du revenu médian, plus le conjoint se rapproche d'1/2 unité de consommation et les 2 premiers enfants de 1/3, le troisième enfant représentant toujours près de 0,7 unités de consommation.³⁸

Toutefois, le bilan de redistribution horizontale présenté ici ne tient pas compte de l'enseignement principal de ce chapitre, à savoir la part importante des droits familiaux de retraite dans la politique familiale. Or si l'on rajoute ces mesures dans l'analyse, ceci tend mécaniquement à faire baisser fortement la redistribution horizontale, puisque ces droits sont versés à des retraités, c'est-à-dire des ménages qui n'ont plus la charge d'enfants. Si l'on tient compte de cet aspect, il apparaît que la politique familiale française a en fait un bilan de redistribution horizontale relativement moyen.

³⁸Ceci est dû en partie au rôle du complément familial pour les familles de trois enfants et plus.

4.9.2 La redistribution verticale

4.9.2.1 Fiscalité et prestations familiales

Concernant la redistribution verticale, opérée par la politique familiale française “classique”, la forme des avantages familiaux par niveaux de revenus est relativement bien connue, et fait l’objet de suivis réguliers grâce à l’enquête Revenus fiscaux. Cette enquête permet en effet de microsimuler la partie prestations familiales, ainsi que les minima sociaux, allocations logements et la fiscalité, soit une grande partie de la politique familiale. Les résultats sont présentés à la figure 4.7.

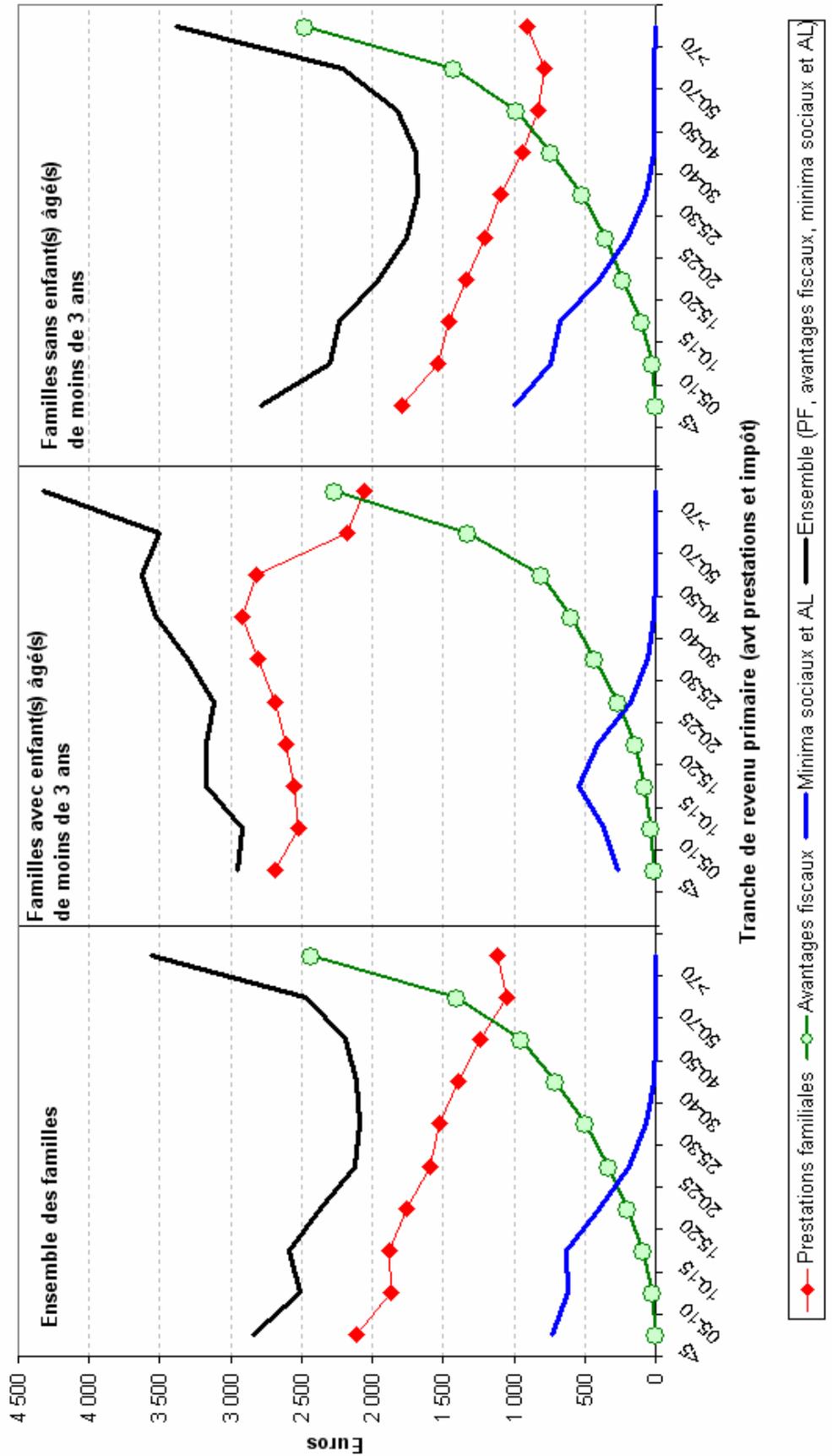
Le profil redistributif des avantages familiaux apparaît comme une courbe en U relativement marquée. Ce profil est le résultat de deux effets de redistribution verticale importants : tout d’abord un niveau des bas revenus, les allocations sous conditions de ressources et les minima sociaux opèrent une redistribution importante envers les familles les plus pauvres. En revanche, à l’autre bout de la distribution des revenus, le quotient familial a un impact assez fortement anti-redistributif,³⁹ en augmentant fortement avec le niveau de revenu. Le plafond des effets du QF mis en place en 1981, et abaissé en 1998, reste élevé,⁴⁰ et ne joue qu’au niveau des ménages des deux derniers centiles de revenus disponibles.

³⁹En toute rigueur, il agit en réduction de la progressivité de l’impôt sur le revenu.

⁴⁰Pour l’imposition des revenus 2007, le plafond de l’avantage fiscal résultant de l’application du quotient familial est de 2 227 euros pour chaque demi-part supplémentaire attribuée aux contribuables mariés ou vivant en concubinage avec un ou plusieurs enfants à charge et de 1 113,5 euros pour chaque quart de part additionnel.

Figure 4.7 – Redistribution verticale opérée par le système socio-fiscal “familial”

**Surcroît de revenu disponible lié à la prise en compte des enfants dans les transferts
Montants moyens par enfant selon le revenu et la présence d'enfant(s) âgé(s) de moins de 3 ans**



SOURCE : INSEE-DGI, Enquête Revenus Fiscaux 2004

Notons toutefois que ce profil en U est moins marqué pour les familles avec des enfants de moins de 3 ans, car de nombreuses prestations d'accueil des jeunes enfants et les congés parentaux (comme le complément de libre choix d'activité) ne sont pas soumis à condition de ressources.

Il faut en outre ajouter que la prise en compte des réductions d'impôt pour enfants scolarisés, ainsi que pour la garde d'enfants à domicile, et qui ne sont pas pris en compte ici, accentuerait encore, quoique légèrement, le caractère régressif des transferts socio-fiscaux familiaux au niveau des revenus les plus élevés.

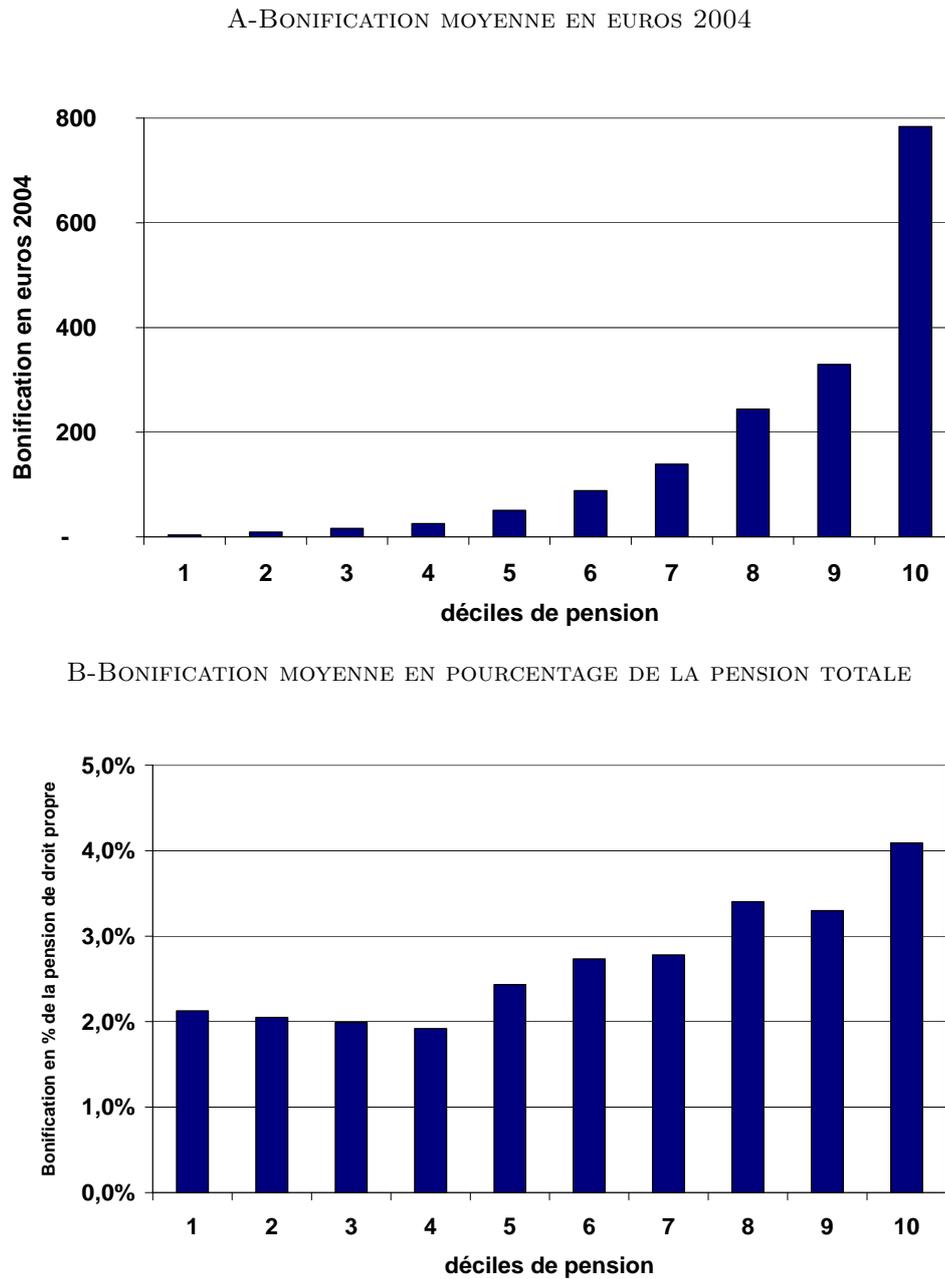
4.9.2.2 Les droits familiaux de retraite

Il est intéressant de constater que les avantages retraites ont des effets redistributifs potentiellement forts au sein de la population des retraités. Schématiquement, les bonifications de pensions pour enfants sont plutôt anti-redistributives, tandis que les majorations de durée d'assurance sont plus progressives.

En effet, les majorations de pensions pour enfants, étant proportionnelles au montant de la pension et n'étant pas soumises à majoration, offrent un montant absolu croissant avec le montant de pension (figure 4.8, A). De surcroît, notons que, comme les femmes et hommes ayant eu trois enfants et plus sont structurellement plus nombreux parmi les pensions élevées, ceci explique qu'en pourcentage de la pension totale, l'avantage moyen offert par les bonifications pour enfants est croissant avec le niveau de pension (figure 4.8, B). Pour le dernier décile de pension, les bonifications pour enfants représentent en moyenne près de 4 % de la pension totale, contre moins de 2 % pour les premiers déciles de pensions.

Pour ce qui est des majorations de durée d'assurance, elles représentent en moyenne des apports beaucoup plus importants dans les pensions des femmes, et ont un profil redistributif plus marqué. En effet, comme le montre le graphique 4.9, les MDA offrent certes des montants absolus plutôt croissants avec le décile de pension pour les cinq premiers déciles de pensions ; toutefois, en pourcentage de la pension, leur profil est très nettement progressif. Pour les petites pensions, les gains liés à la présence de

Figure 4.8 – Bonification de pensions pour enfants par déciles de pension totale, 2004



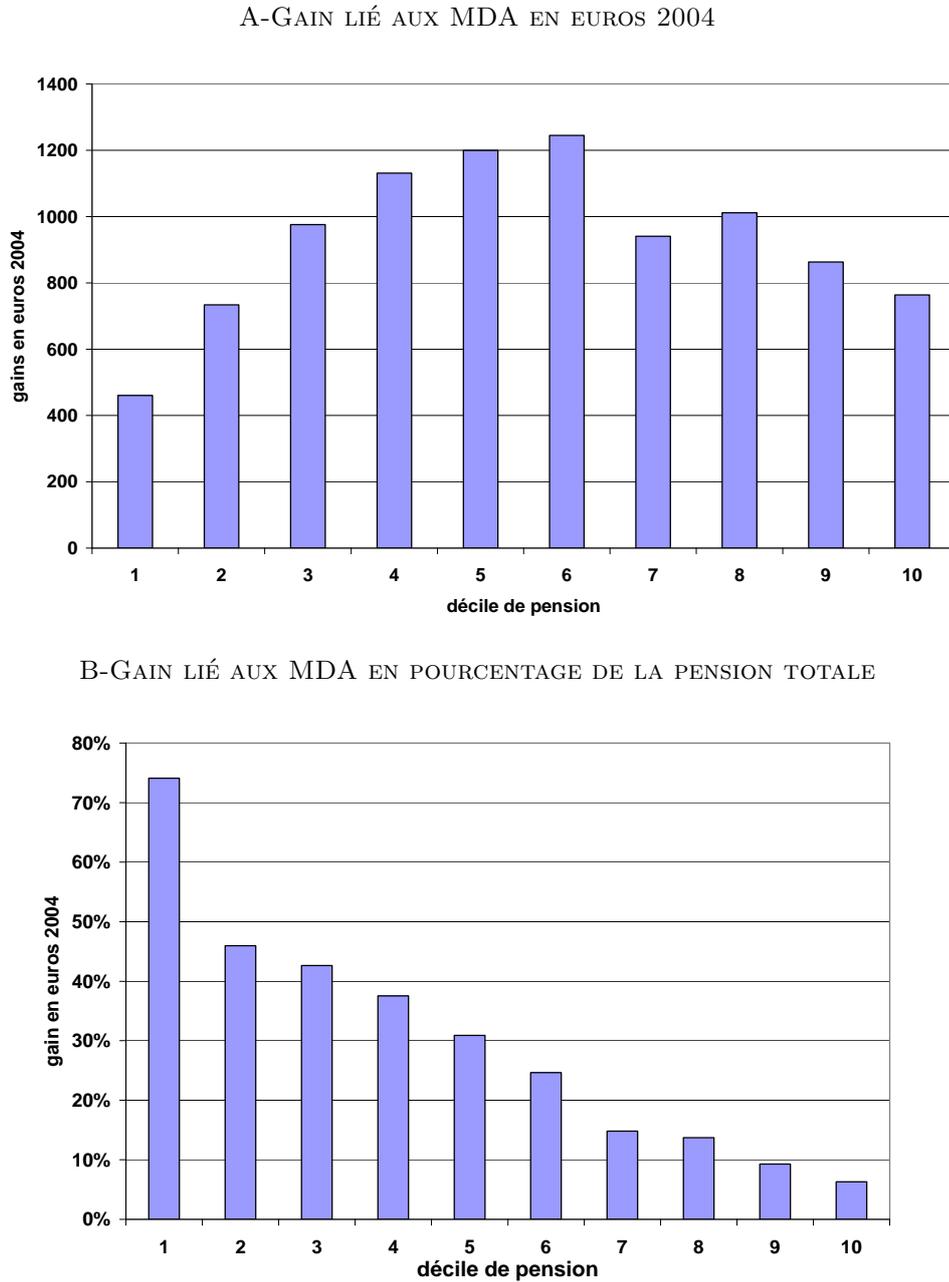
SOURCE : EIR 2004. Pensionnés tous régimes, hommes et femmes.

ces trimestres gratuits peuvent représenter jusqu'à 50 % de la pension totale, contre à peine 5 % pour les pensions du dernier décile de pension. On le voit, les MDA procurent donc un avantage non négligeable pour les petites pensions, qui contribue à resserrer l'éventail des pensions versées. Toutefois, on peut s'interroger, pour savoir si les MDA sont l'outil le plus approprié pour servir des objectifs de redistribution verticale au sein du système de retraites.

Pour finir, il convient de bien distinguer la redistribution qu'opèrent les droits familiaux de retraite au sein de la population des retraités, de leur effet global sur l'ensemble de la redistribution entre les ménages, qu'ils soient retraités ou non. Les ménages retraités étant structurellement plutôt concentrés dans le bas de la distribution des revenus, la prise en compte des avantages familiaux des retraites tend sans doute à renforcer la redistribution verticale dans le bas de l'échelle des revenus, même si son impact redistributif au sein de la population reste sans doute moyen.

En tout état de cause, le bilan redistributif de la politique familiale apparaît relativement mitigé, que ce soit en termes de compensation horizontale, ou en termes de redistribution verticale. Évidemment, ceci ne permet pas, *ex abrupto*, de trancher quant à la pertinence globale de la politique familiale. Les pouvoirs publics peuvent avoir des objectifs de redistribution centrés uniquement sur les ménages les plus pauvres (critère de justice sociale de type rawlsien) ou souhaiter mettre en place des incitations financières régressives, afin de soutenir la fécondité ou l'offre de travail des ménages aux revenus plus élevés. Un profil en U des prestations de politique familiale n'est donc pas forcément sous-optimal du point de vue des politiques publiques. Reste toutefois à savoir si un tel profil est adéquat du point de vue des incitations. L'analyse des effets redistributifs est donc inséparable de l'analyse des effets des transferts familiaux sur les comportements des ménages.

Figure 4.9 – Gains liés aux MDA par déciles de pension totale, 2004



SOURCE : Échantillon du stock des pensionnées Cnav 2004. Femmes uniquement, générations 1913 à 1944.

4.10 Les droits familiaux de retraite et l'offre de travail en fin de carrière

La politique familiale française se caractérise comme nous l'avons vu par l'importance que s'y octroient les droits familiaux de retraite. Or, ces prestations ont des effets potentiels importants sur l'offre de travail.

La littérature empirique sur l'impact des règles de retraites sur l'offre de travail en fin de carrière est désormais abondante, et la très grande majorité des études prouvent que les individus sont sensibles aux incitations financières dans le choix de leur date de départ à la retraite. Les travaux de Blanchet and Mahieu (2004) ou encore de Magnac et al. (2006) montrent qu'en France les trajectoires de fin de carrière sont également influencées par la forme du système de retraite. Bozio (2008) en utilisant la réforme de 1993 parvient ainsi à calculer des élasticités de l'offre de travail aux modifications de la durée d'assurance légale pour obtenir le taux plein, élasticités qui peuvent nous servir de référence pour comparer l'impact des droits familiaux de retraite sur l'offre de travail en fin de carrière. Bozio calcule en effet des élasticités de durées cotisées en fonction de l'augmentation de la durée d'assurance requise pour obtenir le taux plein de l'ordre de 0,5 : ce qui revient à dire que toute augmentation (resp. diminution) de 10 trimestres de la durée d'assurance exigible pour le taux plein augmente (resp. réduit) la durée cotisée de 5 trimestres. Ces estimations sont toutefois obtenues sur un échantillon réduit de la population (les individus touchés par la réforme de 1993) et il est possible que les élasticités moyennes soient différentes pour le reste de la population. Néanmoins une telle étude souligne que les effets potentiels des règles de calcul du taux plein sur l'emploi des seniors sont non nuls.

La figure 4.10 décrit les caractéristiques des carrières des femmes françaises selon le nombre d'enfants. L'offre de travail des femmes en fin de carrière semble être sensible aux incitations offertes par le système de retraites français : plus le nombre d'enfants est élevé, plus l'âge de liquidation est précoce (ou de manière équivalente, le nombre de trimestres cotisés est faible) et ce à durée cotisée équivalente à 60 ans. Ce

qui veut dire que parmi les femmes ayant eu la même carrière avant 60 ans (mesurée par le nombre de trimestres cotisés avant 60 ans), les femmes bénéficiant de trimestres gratuits du fait de reports AVPF ou des MDA ont tendance à liquider plus tôt leur pension et/ou de manière équivalente à valider moins de trimestres d'emploi après 60 ans. Il est en outre intéressant de constater que cet effet est d'autant plus fort que les femmes sont à 60 ans proches des conditions d'obtention du taux plein. Ainsi, tandis que l'écart en termes d'âge de liquidation lié au nombre d'enfant est très faible entre les femmes ayant validé peu de trimestres à 60 ans, et qui doivent de toute façon liquider à 65 ans pour obtenir le taux plein, cet écart est maximum pour les femmes ayant validé de 100 à 140 trimestres à 60 ans, et qui se trouvent en position d'obtenir le taux plein avant 65 ans, en particulier grâce aux trimestres gratuits de MDA.

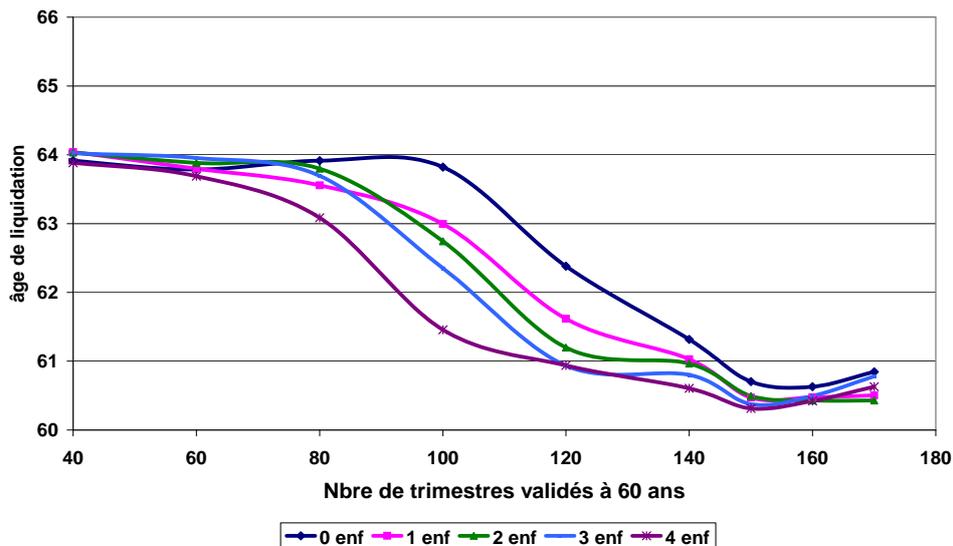
Pour autant, cette élasticité brute mérite d'être prise avec précaution : en effet, le fait que les femmes sans ou avec peu d'enfants travaillent plus longtemps n'est pas nécessairement intégralement une conséquence des avantages familiaux des retraites mais peut être en partie lié au fait qu'elles ont un niveau de salaire plus élevé à 60 ans qui les incite à rester plus longtemps en activité, ou alors qu'elles ont des caractéristiques inobservées différentes des autres femmes (une plus grande appétence pour le travail, des responsabilités plus fortes dans les emplois occupés,...), caractéristiques fortement corrélées à la probabilité de poursuivre plus longtemps son activité.

Les droits familiaux des retraites semblent donc avoir un effet assez négatif sur l'offre de travail des femmes en fin de carrière. Les MDA et l'AVPF s'ajoutent donc aux congés parentaux pour caractériser une politique familiale assez clairement désincitative au travail des femmes.⁴¹

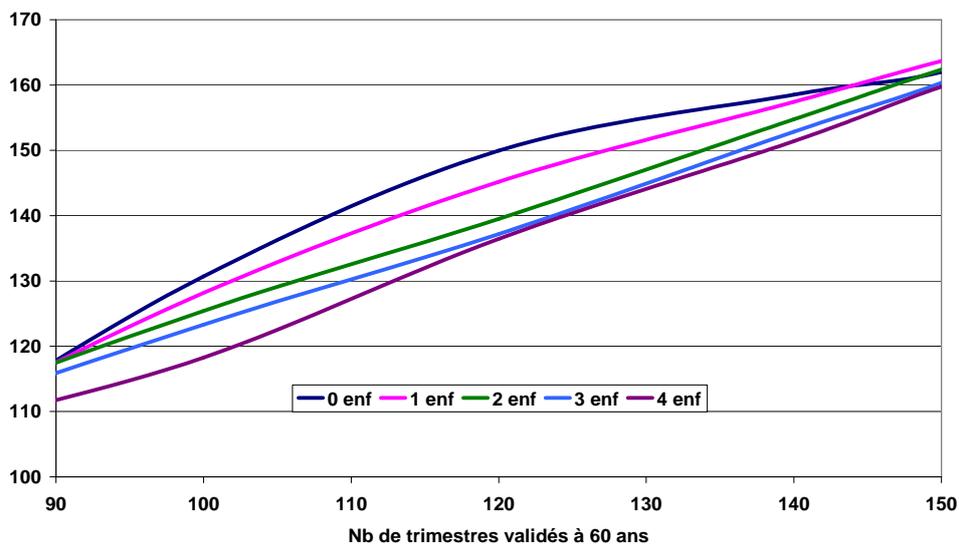
⁴¹Par ailleurs, il est intéressant de mentionner que les données de la Cnav montrent que les hommes ayant des bonifications de pension pour enfants ont en moyenne des durées cotisées plus faibles que les hommes sans bonifications de pension. Ceci invite donc à penser que les bonifications de pensions peuvent également avoir un impact sur l'offre de travail, non seulement des femmes, mais aussi des hommes.

Figure 4.10 – *Offre de travail des femmes en fin de carrière en fonction du nombre d'enfants*

A-ÂGE DE LIQUIDATION SELON LE NBRE D'ENFANTS
ET LE NOMBRE DE TRIMESTRES VALIDÉS À 60 ANS



B-NOMBRE DE TRIMESTRES VALIDÉS HORS MDA ET HORS AVPF AU TOTAL
SELON LE NOMBRE D'ENFANTS ET LE NOMBRE DE TRIMESTRES VALIDÉS À 60 ANS



SOURCE : Échantillon du stock des pensionnées Cnav 2004.

CHAMP : Femmes monopensionnées des générations 1925 à 1933, liquidant une pension de droit propre, hors validation pour motif d'invalidité.

4.11 Conclusion

Ce chapitre a analysé les politiques publiques familiales mises en place en France et proposé un chiffrage global des sommes que la collectivité consacre aux familles.

- Selon notre chiffrage global, les politiques familiales représentent une dépense publique de 84 milliards d'euros en 2005, soit 4,9 % du PIB. Ce chiffrage repose sur de nouvelles estimations des droits familiaux de retraite et une revue complète des autres politiques familiales. La politique de la famille représente donc en montant une des politiques publiques les plus importantes, à comparer par exemple aux 6,1 % du PIB consacrés à l'éducation dans son ensemble.

- Les droits familiaux de retraite représentent plus de 20 % des dépenses totales de politique familiale. Une telle somme nécessite d'apporter des justifications fortes pour expliquer qu'une part si importante des politiques familiales soit consacrée à des aides différées à des individus qui ont élevé des enfants, plutôt qu'aux familles qui doivent faire face aux charges d'élever les enfants. Certains droits familiaux de retraite comme les bonifications pour enfants semblent ainsi particulièrement inefficaces en ce sens, qu'en sus de ne pas encourager la fertilité, ils sont fortement anti-redistributifs, favorisant plus les pensions les plus élevées.

- La politique familiale française est dans son ensemble moyennement redistributive, aussi bien dans sa dimension horizontale que verticale. En effet, l'importance des droits familiaux de retraite, qui sont versés à des ménages n'ayant plus d'enfants à charge, réduit grandement la redistribution totale des ménages sans enfants vers les ménages avec enfants (redistribution horizontale). Quant à la redistribution entre ménages de différents niveaux de revenu (redistribution verticale), elle a un profil en U assez nettement marqué, lié à l'importance de l'avantage fiscal du quotient familial et des bonifications de pension pour enfants pour les revenus les plus élevés.

- Les politiques familiales françaises comportent un certain nombre de mesures

qui contribuent à favoriser le retrait des femmes du marché du travail. Ces effets désincitatifs sur l'offre de travail des femmes se manifestent essentiellement au moment de la fécondité du fait de congés parentaux incitant les femmes les moins qualifiées à se retirer durablement du marché du travail, mais aussi en fin de carrière, avec certains dispositifs du système de retraite qui incitent les femmes à liquider plus tôt leur pension. Les effets pour les femmes du retrait d'activité liés aux congés parentaux apparaissent en outre importants et persistants sur la carrière future, tant en termes d'emploi qu'en termes de salaire. À l'opposé, les politiques d'offre de modes de garde collectifs (crèches, etc.) ont des effets forts et significativement positifs sur le maintien des femmes en activité. Au final, si l'objectif d'une meilleure conciliation de la vie familiale avec la vie professionnelle devait prévaloir, il semble que certaines mesures de la politique familiale française pourraient être considérablement renforcées : en particulier, le développement de l'offre de modes d'accueil collectif devrait être largement poursuivi. Les aides à la garde des enfants permettent d'éviter que les femmes se trouvent écartées trop longtemps du marché du travail et semblent aujourd'hui plus efficaces que les incitations au retrait d'activité pour soutenir une fécondité dynamique. À l'inverse, un certain nombre de mesures (bonifications de pension pour enfants, congés parentaux, demi-part du quotient familial pour personnes seules, majoration de la durée d'assurance) devraient être reconsidérées du fait qu'elles n'atteignent aucun des objectifs possibles des politiques familiales (incitations à la fécondité, redistribution vers les familles et réduction de la pauvreté).

- Nous abordons plus précisément dans le chapitre suivant la question de l'impact des politiques familiales sur les comportements des ménages. Nous nous focalisons sur l'impôt sur le revenu dont le fonctionnement est emblématique d'une certaine politique familiale à la française.

Chapitre 5

Le Quotient familial a-t-il stimulé la natalité française ?

Ce chapitre s'intéresse aux effets de la fiscalité sur les comportements des ménages en France au cours du 20^{ème} siècle. Comme nous venons de le voir dans le chapitre 4, avec un total de 17 milliards d'euros d'avantages fiscaux en 2005, la fiscalité est un des instruments les plus importants de la politique familiale en France, via notamment l'existence du Quotient familial. Il est donc important pour les finances publiques de se poser la question de l'efficacité de ces mesures fiscales en tant qu'outils de politiques familiales. Ce chapitre tente d'apporter un regard complet sur les problématiques liées à l'impact de la fiscalité familiale française sur la fécondité et l'offre de travail.

Le "quotient familial" (QF) est souvent présenté comme un élément archétypique de la politique familiale "à la française", c'est-à-dire fortement orientée vers les familles nombreuses de trois enfants et plus. A ce titre, la bonne tenue de la fertilité française est fréquemment mise au crédit du quotient familial. Qu'en est-il exactement ? Le QF participe-t-il efficacement à soutenir la fertilité française ? Ce chapitre tente de répondre précisément à cette interrogation.

Par ailleurs, la fiscalité familiale française et son QF possèdent une autre particularité importante, qui est d'imposer une taxation jointe de l'ensemble des individus

du foyer. D'un point de vue de taxation optimale, cette taxation jointe des membres du ménage est souvent présentée comme sous-optimale en ce qu'elle revient à augmenter le taux marginal d'imposition du deuxième apporteur de ressources, et donc à le désinciter au travail. De fait, les comparaisons internationales Jaumotte (2003) montrent que parmi les pays de l'OCDE, le taux d'activité des femmes françaises est très moyen¹. Est-il dès lors légitime et efficace de taxer implicitement plus le travail féminin ? Ce chapitre vise donc également à apprécier l'impact du QF sur l'offre de travail des femmes et discute des avantages et inconvénients de la taxation familiale jointe "à la française".

Nous centrons notre propos sur les foyers à hauts revenus car ils sont les principaux bénéficiaires de la fiscalité familiale à la française. Par ailleurs, ils ont connu au cours du siècle de très fortes variations légales de leurs avantages fiscaux familiaux, offrant des possibilités d'identifier les effets de ces politiques sur les comportements familiaux. Notre contribution est double :

- Par l'utilisation de données fiscales inédites, nous retraçons l'histoire familiale des hauts revenus tout au long du 20ème siècle en France, et estimons l'impact des incitations fiscales sur la fertilité des hauts revenus en France en exploitant des variations exogènes de la législation fiscale familiale au cours du siècle.
- Nous utilisons le plafonnement des effets du QF en 1998 comme une expérience naturelle pour estimer l'impact de la fiscalité familiale jointe en France sur la fécondité et l'offre de travail des femmes.

¹En 2005, 63,8 % des femmes de 15 à 65 ans étaient en activité. Surtout, pour les femmes de 25 à 49 ans, près d'une sur cinq était inactive contre à peine 5 % des hommes du même âge. La France se situe certes au-dessus des taux d'activité des femmes des pays d'Europe du sud comme l'Italie, ou l'Espagne, mais loin derrière les taux d'activité et d'emploi des femmes nordiques ou même des femmes américaines. En France, le taux d'emploi des femmes de 15-64 ans était de 57,4 % en 2005, contre 65 % au Royaume-Uni, 66 % aux Pays-Bas, 70 % en Suède, 72 % au Danemark. Evidemment, les politiques généreuses de congés parentaux expliquent en grande partie ces taux assez moyens d'activité féminine en France.

5.1 Introduction

5.1.1 Les effets théoriques du quotient familial :

L'économie théorique de la famille, initiée par Becker, propose un cadre d'analyse simple des effets de la politique familiale. Pour résumer, la famille est modélisée comme une unité de production de services domestiques (ici, les enfants). Ce modèle dit "unitaire", car la famille agit pour ainsi dire comme un seul homme, peut être enrichi par un arbitrage entre quantité et qualité des enfants. Quoiqu'il en soit, il aboutit à des résultats standards de microéconomie : la demande d'enfant augmente avec le revenu, mais diminue avec le "prix" de l'enfant. Dans ce cadre, le "Quotient familial" augmente la demande d'enfant, en réduisant le "prix" d'un enfant.

Pour autant, cette première approche est incomplète, car elle néglige le fait que la production de services domestiques est rarement unitaire au sein du foyer. Hommes et femmes se répartissent les tâches au sein du foyer, ce qu'on l'on peut modéliser soit comme un processus de négociation (comme dans les modèles dit collectifs de la famille popularisés par Chiappori²), soit comme une forme de contractualisation implicite (comme dans l'approche de Cigno). Au sein du foyer, le prix de l'enfant n'est pas le même pour chacun, car il est en grande partie un coût d'opportunité qui dépend donc positivement du salaire potentiel de la personne en charge de la "production" des enfants. Or le système du quotient familial impose implicitement la taxation jointe des individus du ménage, avec pour conséquence de taxer marginalement le deuxième apporteur de ressources au sein du ménage beaucoup plus fortement qu'en cas d'imposition séparée des conjoints³. Du même coup, cela réduit le salaire net potentiel du deuxième apporteur de ressources et réduit son incitation à travailler. Cet effet distorsif a deux conséquences : une externalité négative en réduisant l'offre de travail, et une diminution du "prix" implicite de l'enfant du fait d'une réduction du salaire potentiel pour le deuxième apporteur de ressources.

²Pour une présentation détaillée des modèles collectifs de la famille, on pourra se reporter à Donni (2004)

³Pour une présentation théorique détaillée des enjeux de la taxation jointe des individus au sein des ménages, on pourra se reporter à Alesina et Ichino (2008)

On le voit, pour juger de la pertinence du Quotient familial, il faut pouvoir proposer une évaluation qui permette de quantifier non seulement l'effet non compensé sur la fertilité, mais plus finement le double effet du QF sur l'offre de travail et sur la fécondité. Nous proposons donc dans ce chapitre une première estimation qui se fonde sur données agrégées et qui considère l'effet global sur la fécondité, avant de voir dans un second temps comment le plafonnement du QF en 1998 peut être exploité pour estimer à la fois l'effet sur l'offre de travail des femmes et l'effet sur la fertilité.

5.1.2 Brève revue de la littérature empirique

La première façon d'estimer les effets des politiques d'incitations financières sur les comportements de fécondité a consisté à procéder à des comparaisons internationales sur données agrégées. Ce type d'études sur données agrégées a l'avantage de tenir compte des effets d'équilibre général que les études mesures par mesures sur données individuelles ne permettent pas de contrôler. Toutefois ces enquêtes souffrent d'une mesure agrégée souvent très fruste des montants effectivement consentis par les politiques familiales nationales.

En coupe internationale, ces études ont ainsi mis en évidence une corrélation forte des politiques familiales avec les niveaux de fertilité. Gauthier and Hatzius (1997) ou Eckert-Jaffé (1998) trouvent par exemple que la générosité de la politique familiale française expliquerait un surcroît de 0,2 point de fertilité par rapport à nos voisins. Les études sur panels de pays affinent un peu ces résultats mais trouvent également des effets importants d'Addio and Mira d'Ercole (2005). Le principal problème de telles estimations en séries temporelles est qu'elles peinent à dégager le sens d'une causalité claire, car elles souffrent de la difficulté à traiter de la profonde endogénéité des politiques familiales. Cette endogénéité des variations de la politique familiale aux évolutions de la fertilité est de plusieurs ordres : d'abord la hausse de la fécondité augmente naturellement le poids des dépenses familiales dans le PIB (mesure souvent utilisée par ces études pour qualifier la générosité de la politique familiale) ; en outre,

l'augmentation de la fertilité augmente le poids politiques des familles et peut donc inciter les pouvoirs publics à tourner leurs efforts davantage vers les ménages avec enfants.

Ainsi, il apparaît très difficile de mettre en évidence un lien de causalité clair entre politique familiale et fécondité sur données macro. S'il est donc difficile d'attribuer mécaniquement la bonne tenue de la fécondité française à la générosité de notre politique familiale, celle-ci n'est pas disqualifiée *a priori* par ces études.

Les études sur données individuelles ont contribué à montrer que si l'impact des incitations financières sur la natalité est réel, il est considérablement plus ténu que ce que l'on peut estimer grossièrement sur données agrégées. Les premières études cherchant à mettre en évidence empiriquement des liens de causalité entre fertilité et politiques familiales ont cherché à exploiter des "expériences naturelles", c'est-à-dire des variations brutales et non anticipées de la politique familiale.

Ces études se sont en particulier concentrées sur les variations de la fiscalité familiale et des prestations familiales au Canada (Lefebvre et al. (1994), mais aussi Milligan (2002)). Elles montrent que les incitations financières ont un impact sur la fertilité, mais un impact relativement faible. L'élasticité de la fécondité aux incitations purement financières dans la plupart des études apparaît donc assez faible, systématiquement inférieure à 0,1 et parfois très proche de 0. Les travaux de Laroque et Salanié (1999, 2003, 2005) offrent une bonne synthèse structurelle des effets sur la fertilité des incitations financières dans le cadre de la politique familiale française. Ces travaux ont ainsi cherché à estimer conjointement l'effet sur la fécondité et l'offre de travail de l'ensemble du système socio-fiscal français sur les données de l'enquête Emploi entre 1997 et 1999. Leur approche structurelle permet en outre de tenir compte des effets d'équilibre général. Les effets estimés sur l'offre de travail des femmes sont plutôt importants, et tiennent à la place prépondérante de l'APE⁴ dans le soutien à la fécondité des femmes peu qualifiées. Toutefois, pour ce qui est des effets sur la

⁴Aujourd'hui remplacée par le complément libre choix d'activité.

fertilité de l'ensemble du système socio-fiscal, ils apparaissent faibles. Leurs estimations reposent toutefois essentiellement sur l'année 1998, année de très importants bouleversements de la politique familiale avec le plafonnement des allocations familiales, qui sera retiré un an plus tard, puis le plafonnement des effets du quotient familial. Il est difficile d'estimer de tels modèles structurels lorsque les paramètres de la législation sont modifiés profondément.

Pour ce qui est de la question de l'impact des politiques fiscales sur l'offre de travail des ménages, elle fait l'objet d'une littérature empirique considérable. En effet, savoir dans quelle mesure le dessin des politiques fiscales pouvait encourager ou décourager l'activité des ménages a constitué très tôt dans les pays anglo-saxons une question déterminante pour les politiques publiques.⁵ Le paramètre d'intérêt est l'élasticité de l'offre de travail des individus d'un ménage au taux marginal d'imposition. Les principaux enseignements sont tout d'abord qu'il existe bien des effets profondément différents entre les hommes et les femmes : les femmes ont en moyenne une élasticité plus importante que les hommes. Mais la littérature empirique a également montré les différences profondes existant entre les marges extensives (participer ou pas au marché du travail) et intensives (moduler son nombre d'heures de travail) de participation au marché du travail : la principale réponse des femmes aux modifications des incitations du système socio-fiscal passe ainsi par la marge extensive (la participation). Par ailleurs, les enseignements sur l'Earned Income tax Credit américain semblent indiquer que les ménages pauvres, et en particulier les femmes seules avec enfants à revenu faible ont une élasticité plus grande que les autres ménages Eissa (1998).

Il est intéressant de constater qu'à côté de cette littérature anglo-saxonne, les évaluations de l'impact de la fiscalité française sur l'offre de travail des ménages sont relativement peu nombreuses. Laroque et Salanié, ont estimé dans le cadre d'un modèle structurel, l'élasticité de l'offre de travail des femmes eu égard à l'ensemble des

⁵Pour un résumé complet de cette littérature foisonnante, on peut se reporter à à Blundell et MaCurdy (1999) ou encore Fortin and Lacroix (2002).

dimensions du système socio-fiscal français. Leurs résultats montrent également un impact négatif des transferts socio-fiscaux sur l'offre de travail des femmes en France. On peut citer également l'étude de Carbonnier (2007) qui trouve que la taxation jointe des couples du fait du quotient familial a des effets négatifs sur la participation des femmes au marché du travail. Mais les effets estimés restent relativement faibles : une hausse de 10 % du taux marginal d'imposition réduit de 0,5 % la probabilité de la femme de participer au marché du travail.

5.1.3 Données et méthode

Ce chapitre propose d'estimer l'effet sur les comportements familiaux de l'impôt sur le revenu en se fondant sur l'exploitation de données fiscales. Il se décompose en deux grandes parties. La première s'attache à mettre à profit les données historiques longues (1914-1998) de l'impôt sur le revenu ("Etats 1921") pour estimer sur séries agrégées exhaustives l'impact historique des incitations fiscales sur la fécondité des hauts revenus. La deuxième partie propose une estimation jointe sur données individuelles (Enquêtes Revenus Fiscaux) des effets du Quotient familial sur la fécondité et l'offre de travail des femmes en tirant partie pour l'identification de la réforme du quotient familial de 1998.

Méthode de construction des séries longues (1914-1998)

L'objectif premier de cette étude est donc de proposer un corpus de données encore jamais exploité, et susceptible d'éclairer d'un jour nouveau la question de l'impact des incitations financières sur la fécondité française. La définition des règles d'application des avantages fiscaux attribués aux familles n'a eu de cesse de susciter des débats politiques extrêmement virulents depuis la création de l'impôt sur le revenu en France, opposant schématiquement deux grandes visions de ce que doit être la politique familiale : une vision insistant sur la nécessité d'une prime à la famille nombreuse, et sur le primat donné aux couples mariés par rapport aux concubins, contre une vision fondée

sur l'idéal égalitaire d'une réduction forfaitaire de l'impôt par enfant, chaque enfant donnant droit au même crédit d'impôt, et ce quelque soit le niveau de revenu des parents. L'opposition de ces deux visions a conduit la puissance publique, au cours du XX siècle, à prendre alternativement toute une série de mesures par lesquelles elle a exprimé et donné corps à son idée de situations familiales "légitimes", c'est-à-dire les situations familiales qui méritaient le soutien et la légitimation de l'Etat. Et c'est justement par cette importance donnée à la dimension familiale dans le mode de fonctionnement de l'impôt sur le revenu que nous disposons aujourd'hui d'un corps de données exceptionnellement riche.

Cette richesse tient à l'enregistrement de tout un ensemble de caractéristiques familiales propres aux différentes tranches de revenu, enregistrement nécessaire à la mise en pratique des différentes mesures d'allègements ou de majorations fiscaux. Ces caractéristiques familiales sont bien sûr des produits ad hoc, conformes aux exigences des dispositions fiscales et non aux besoins de la recherche, ce qui en rend parfois le suivi difficile, au gré des cahots de la législation (très mouvementée, en particulier entre 1920 et 1945). Néanmoins, les tableaux produits par l'administration fiscale depuis plus de 80 ans nous permettent de suivre fidèlement l'évolution de la situation familiale des 10% des foyers les plus riches depuis 1945 et des 1% depuis 1919, foyers qui sont toujours les principaux bénéficiaires des mesures familiales de l'impôt sur le revenu.

A partir de ces données exceptionnelles nous avons donc reconstruit l'histoire familiale de l'ensemble des fractiles qui composent le premier décile de revenu : P90-95, P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9, P99,9-99,99 et enfin P99,99-100. La méthode utilisée est détaillée dans l'annexe B. De la sorte nous disposons donc de groupes de revenu bien homogènes, suffisamment petits et cohérents pour que la dimension agrégée ne constitue pas un obstacle. Et d'après les règles de la législation fiscale, nous avons pu reconstruire pour chacun de ces fractiles, et pour chaque situation familiale, le montant de l'impôt dû chaque année depuis 1915 au titre de l'imposition sur le revenu (nous détaillons notre méthode de simulation dans l'annexe C). Or les multiples bou-

leversements de la législation fiscale ont produit une évolution fortement contrastée des montants de l'impôt de ces différents groupes familiaux de revenu, et donc par suite de leur incitation fiscale à avoir des enfants. Ceci nous procure ainsi plusieurs "expériences naturelles", tout particulièrement grâce à l'introduction du QF en 1945, grâce au plafonnement de ses effets en 1981, et grâce à l'instauration de la part entière accordée au 3ème enfant (réforme de 1980 élargie en 1986 à l'ensemble des enfants au delà du 3ème).

La mise à jour de ces données originales apporte des avantages méthodologiques pour l'estimation de l'impact des incitations financières sur la fécondité. L'avantage fiscal, en effet, dépend du revenu, ce qui nous offre donc de bons groupes de contrôle lorsque la législation affecte de manière différentielle les niveaux de revenu (ce qui est le cas par exemple pour le plafonnement des effets du QF) tout en évitant les problèmes d'endogénéité des variations de revenu et de la fécondité. Rappelons également qu'à la différence des allocations familiales, qui ne sont versées qu'à partir du second enfant, les avantages fiscaux de l'impôt sur le revenu sont valables pour tous les enfants quel que soit leur rang (même avant l'introduction du QF).

5.2 L'impôt sur le revenu, un instrument original de politique familiale

L'IR constitue depuis sa création un puissant outil de politique familiale, particulièrement à l'endroit des hauts revenus. Si son histoire tourmentée a souvent été oubliée, les années 1980 ont ravivé de vieilles querelles sur le fonctionnement du système fiscal familial et vu le chevauchement de politiques volontaires et contradictoires. Les effets de cette superposition de politiques antinomiques, en particulier la chute des gains moyens par enfant du dernier centile de revenu (plafonnement des effets du QF en 1981) et la modification drastique de la structure des gains par rang de naissance (instauration de la part entière au troisième enfant en 1980), représentent des expériences "quasi-naturelles" permettant d'identifier l'effet des incitations fiscales sur les

comportements familiaux.

5.2.1 Brève histoire des mesures familiales de l'IR

5.2.1.1 1915-1945 : une politique volontaire, mais très ciblée.

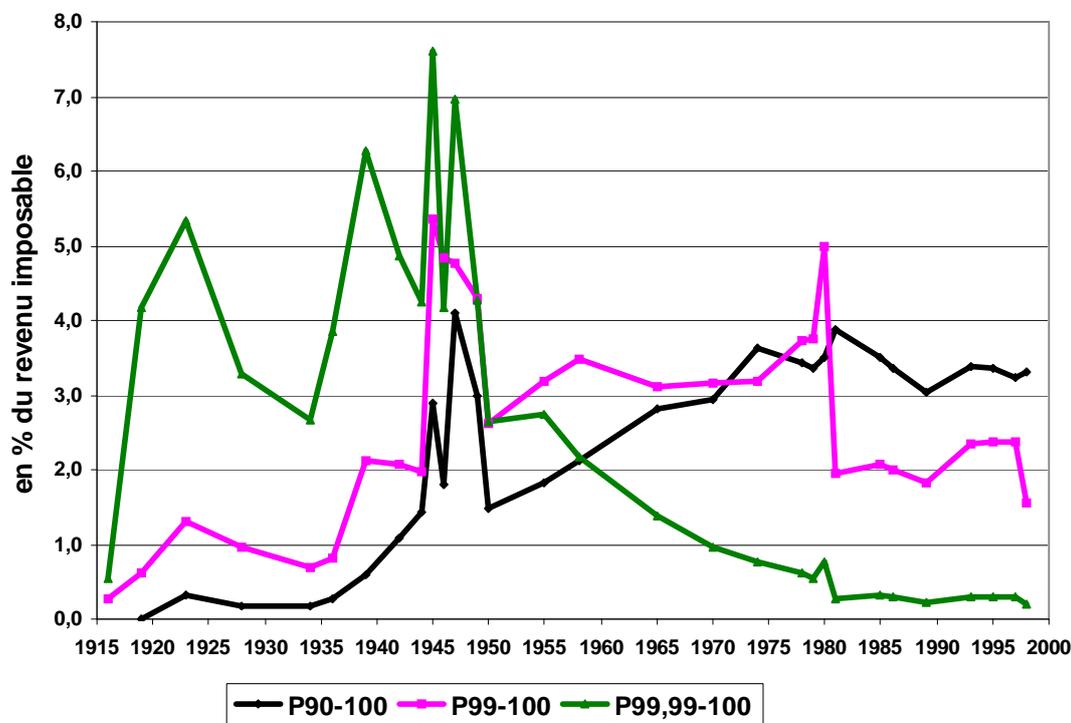
Dès sa création en 1914, l'IR incorpore des mesures d'allègement fiscal pour les foyers mariés et avec enfants. Par un système de déductions forfaitaires pour charges de famille tout d'abord, puis par un mécanisme de réductions d'impôt proportionnelles pour charge de famille, d'autre part. Néanmoins, les taux marginaux d'imposition sont si faibles que l'avantage fiscal procuré par un enfant reste infime en proportion du revenu des quelques dizaines de milliers de foyers imposables, représentant essentiellement les 0,01 % des revenus les plus élevés, comme le montre la figure 5.1⁶.

Il faut en fait attendre la fin de la guerre, et le basculement des taux marginaux supérieurs de l'IR vers des taux "modernes" pour que le système d'allègement fiscal pour charge de famille commence à représenter une incitation financière véritable pour les foyers imposables. Les taux moyens d'imposition des 0,01 % des foyers les plus riches explosent ainsi de moins de 10 % à plus de 40 %, provoquant une augmentation brutale de leur avantage fiscal moyen par enfant qui passe de moins de 0,5 % à plus de 4 % de leur revenu (graphique 5.1). Mais l'assiette fiscale reste encore extrêmement étroite, si bien que jusqu'à la fin des années 1920, seuls les foyers représentant les 0,01 % des revenus les plus élevés sont véritablement concernés par les mesures familiales du système fiscal. La loi du 25 juin 1920 instaure un système inédit de majorations d'impôt pour les contribuables sans enfant ⁷. L'incitation à la fécondité provoquée

⁶Les gains moyens par enfant, mentionnés dans ce graphique, ont été calculés sur la base de l'impôt dû par un contribuable possédant le revenu moyen du fractile P90-100 (respectivement P99-100 et P99,99-100) selon différentes situations familiales. Nous avons pu ainsi déduire l'économie d'impôt réalisée par la présence d'un enfant, de deux enfants, et ce jusqu'au 5e enfant. Ensuite, nous avons calculé un gain moyen, quel que soit le rang de naissance de l'enfant, en additionnant ces gains, par enfant, pondérés par le pourcentage de foyers avec 1 enfant, deux enfants, etc. Enfin, nous avons rapporté ce gain moyen par enfant en francs courants au revenu imposable, afin d'avoir une bonne mesure de l'impact fiscal par enfant relativement au niveau de revenu. Pour plus de détails, voir annexe C.

⁷Les contribuables célibataires sans enfant voient par ce système leur impôt majoré de 25 %, tandis que l'impôt des contribuables mariés sans enfant au bout de deux ans de mariage subit une majoration de 10 %.

Figure 5.1 – Évolution de l'avantage fiscal moyen procuré par enfant par niveau de revenu, France (1915-1998)



SOURCE : Calcul de l'auteur d'après la législation de l'IR. Les montants de revenu imposable des différents fractiles sont tirés de Piketty (2003)

NOTES : Le fractile P90-100 désigne les 10% des foyers ayant les revenus imposables les plus élevés, etc.

par le système de déductions forfaitaires et de réductions d'impôt se trouve donc renforcée par ces majorations qui représentent une prime (à l'envers) au premier enfant⁸.

Le bref passage aux affaires du Front Populaire marque une volonté de repenser l'organisation des mesures familiales de l'IR, selon une vision égalitaire où chaque enfant donnerait droit aux mêmes avantages financiers. Néanmoins, malgré quelques mesures symboliques (atténuation du système de majorations pour les contribuables sans enfant, progressivité dans les déductions forfaitaires pour charges de famille) ce changement d'orientation n'eut qu'un impact minime sur les taux effectifs d'imposition des très hauts revenus. Mais les questions familiales demeurent un véritable enjeu politique. Une refonte profonde du système familial de l'IR est instaurée dès 1938 :

⁸La loi de 1934, revalorisera encore cette "prime négative". Dans le même temps les réductions d'impôt proportionnelles sont supprimées. Si bien que seules demeurent les réductions forfaitaires pour charges de famille.

pour remplacer les majorations pour contribuables sans enfants, le Code de la Famille voté par le gouvernement Daladier met en place la Taxe de Compensation Familiale (TCF), qui fonctionne parallèlement à l'IR. La TCF poursuit le même objectif que les anciennes majorations, mais elle fonctionne comme un impôt à part et renforce ainsi la stigmatisation opérée contre les foyers sans enfant, qui se poursuit ensuite sous le régime de Vichy. Ceci produit en outre une forte augmentation de l'incitation à faire un premier enfant : le gain fiscal relatif procuré par le premier enfant d'un foyer de P99-100 progresse de trois points de pourcentage⁹.

L'histoire familiale des premières années de l'IR se caractérise donc par deux éléments : premièrement une concentration des mesures sur une assiette très restreinte de contribuables, et deuxièmement, un ciblage précis des mesures à l'encontre de certaines catégories familiales, en particulier les foyers sans enfant. Un tel ciblage peut s'expliquer de deux façons. Tout d'abord, l'IR avait pour mission, plus que d'assurer les rentrées de recettes fiscales ¹⁰, d'opérer une forme symbolique de redistribution, de justice sociale. Taxer les célibataires et les couples sans enfant les plus riches était donc pour l'État une manière de montrer de quels foyers il était le plus socialement et politiquement légitime d'exiger solidarité et redistribution. Mais ce système, comme nous l'avons remarqué, crée une forte incitation à l'envers en faveur du premier enfant, incitation qui n'est pas anodine. En effet, la situation démographique française de l'entre-deux-guerres se caractérise par une fracture entre un grand nombre de familles nombreuses et un nombre extrêmement important de célibataires et de femmes sans enfant ¹¹. La structure d'incitation de l'IR, fortement orientée vers le premier enfant, est donc également une réponse aux spécificités de la démographie française. Ces trente premières années de fonctionnement de l'IR, malgré leur législation tourmentée, constituent bien, par conséquent, une période de prise de conscience de la force de l'IR comme outil d'incitation et de contrôle des situations familiales.

⁹Il était de 1 % du revenu imposable en 1936. Il est en 1939 égal à 3 % du revenu imposable. Pour les P99,99-100, ce gain passe de 6,5 à 10,7 %.

¹⁰Ce qui était la fonction essentielle des impôts cédulaires.

¹¹Cf. Daguët (2002).

5.2.1.2 1945-1980 : création du quotient familial et apaisement de la fiscalité familiale.

À la fin de la seconde guerre mondiale, les questions de politique familiale restent d'une brûlante actualité, tandis que s'opère un véritable bouleversement démographique par le truchement du baby boom, dont la littérature démographique date traditionnellement le début aux alentours de 1942. Dans ce contexte, le vote de la loi du 31 décembre 1945 qui décide de la création du système du quotient familial, exprime la priorité que les hommes politiques entendaient donner à la famille et à la natalité, après la défaite de 1940 qui avait ravivé tragiquement le spectre du déclin démographique. Originalité toute française, le QF se distingue avant tout par son coût élevé. Le fonctionnement du système est simple : on attribue à chaque foyer fiscal un certain nombre de parts en fonction de sa situation familiale. Un célibataire a droit à une part, un couple marié à deux parts, et chaque enfant donne droit à une demi-part, quel que soit son rang de naissance. Ensuite, le revenu imposable du foyer est divisé par son nombre de parts et le barème d'imposition appliqué à ce revenu par parts. Enfin, le montant de l'impôt est multiplié par le nombre de parts et l'on obtient ainsi l'impôt final exigible. En raison de la progressivité du barème, ce système conduit donc à un impôt d'autant plus faible que le nombre de parts est élevé. Mais plus encore, ce système conduit à une réduction d'impôt par part d'autant plus importante que le revenu est élevé. Par rapport à la législation antérieure, le QF est donc en principe globalement plus avantageux pour les familles, et encore plus pour les familles aisées. Cet avantage donné aux familles nombreuses et à haut niveau de revenu est évidemment directement fonction du choix fait dans l'attribution du nombre de parts. Par rapport à d'autres échelles de calcul comme celles de l'INSEE ou l'échelle d'Oxford, le QF attribue aux enfants et au conjoint un poids beaucoup plus fort. C'est pourquoi la gauche française a toujours eu du mal à accepter le QF : il représente beaucoup plus qu'un simple dédommagement face à la perte de niveau de vie occasionnée par la présence d'un conjoint et d'enfants. Et si le fonctionnement du QF dépasse le seul dessein redistributif, c'est parce qu'aux yeux des législateurs de 1945 il possède un objectif nataliste avoué.

L'instauration du QF coïncide donc avec une forte augmentation de l'avantage fiscal par enfant des hauts revenus. Notons également que le système de QF est un système d'incitation radicalement non linéaire en fonction du revenu. En effet, à partir d'un niveau très élevé de revenu (X), le revenu par parts d'un contribuable, même avec une famille très nombreuse, reste supérieur au seuil de la tranche d'imposition maximale (Y). C'est-à-dire que même si le contribuable a quatre enfants, et donc 4 parts de QF, $X/4 > Y$. Dès lors, la réduction d'impôt procurée par un enfant est identique quel que soit le niveau de revenu supérieur à X ¹².

Asymptotiquement, donc, le gain de QF moyen par enfant en pourcentage du revenu est nul. Les gains du système de QF sont beaucoup moins linéaires que les gains liés aux déductions forfaitaires couplées aux réductions proportionnelles de l'entre-deux-guerres. En pourcentage du revenu imposable, ils sont d'abord nuls (pour les contribuables non imposables), puis effectivement croissants en fonction du niveau de revenu, jusqu'à un certain seuil cependant, à partir duquel ils régressent très fortement. Ce seuil est certes particulièrement élevé, mais cela ne retire rien au fait que la structure de l'incitation en fonction du revenu change radicalement de forme. Orientée précédemment en faveur des très très hauts revenus, elle prend désormais la forme d'une courbe en cloche¹³. La figure 14 indique bien cette forte baisse de l'incitation à la natalité des "très très hauts revenus" (P99,99-100)¹⁴

¹²Un exemple de barème simplifié permet de s'en rendre compte facilement. On prend un barème divisé en deux tranches. De 0 euro à Y euros, le taux marginal d'imposition est nul, et à partir de Y euros, le taux passe à 50 %. Soit n le nombre d'enfants, et X le revenu en euros. Alors l'impôt dû par un contribuable est $IR_n = (X_n - Y) * 0,5 * n$ si $X_n > Y$, et 0 sinon. Et le gain procuré par un enfant est mesuré

par $IR_n - IR_{n+1} = 0,5 * Y$, qui ne dépend pas de X , mais est au contraire un montant absolument fixe.

¹³Ce changement de la structure des incitations (fonction linéaire du revenu avant 1945 qui devient courbe en cloche après 1945) constitue une expérience naturelle intéressante à étudier, d'autant que nos données fiscales indiquent une forte baisse du nombre moyen d'enfants par foyer des 0,01 % des revenus les plus élevés. Malheureusement, nous ne disposons pas de tous les moyens de contrôle efficaces pour tenir compte des effets d'âge et de structures qui polluent fortement cette expérience naturelle. On peut néanmoins trouver quelques pistes d'estimation dans la version complète mentionnée plus haut.

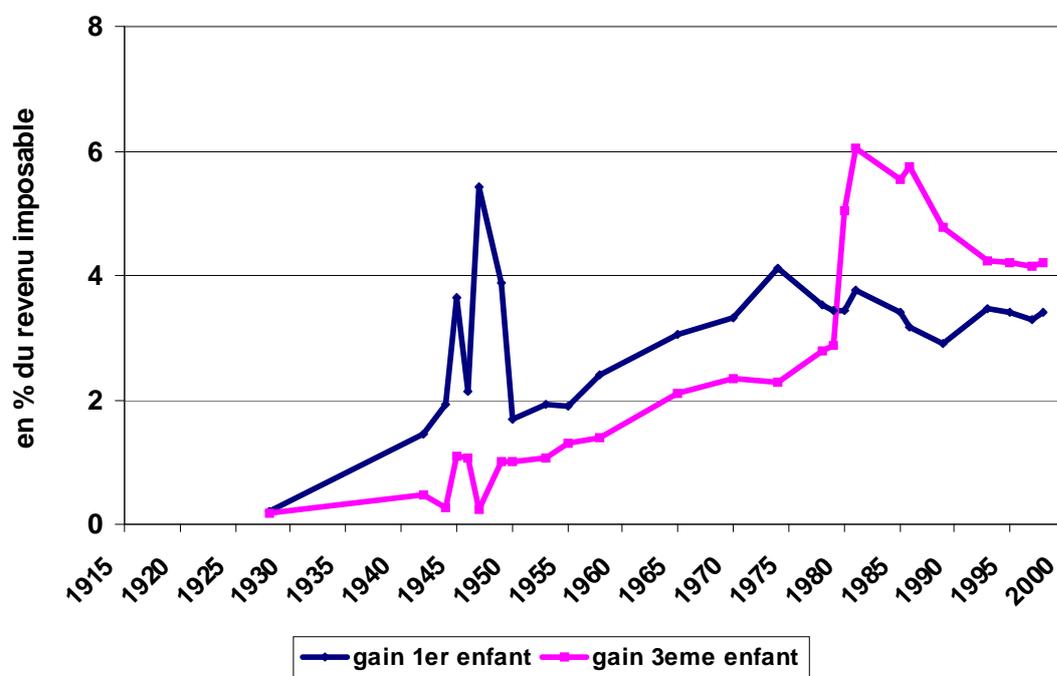
¹⁴Cette forte baisse a de surcroît été renforcée par des mesures annexes comme la fin des mesures de stigmatisation contre les contribuables sans enfants. En outre, la non (ou la faible) revalorisation du barème au cours des années 1950 et 1960, période de forte croissance des revenus est venue encore accroître la propriété structurelle du QF qui veut que les "très très hauts revenus" possèdent une incitation tendant vers 0 % de leur revenu. Ceci nous rappelle que la définition du barème

5.2.1.3 1980-1998 : une politique familiale schizophrène.

À partir de la fin des années 1970, les querelles un temps mises en sourdine se ravivent, alors que les effets du baby boom s'estompent fortement, réveillant la peur d'un déclin démographique. Cette nouvelle vigueur des questions familiales contribue à remodeler radicalement les dispositions fiscales de la politique familiale en modifiant profondément ses orientations : plafonnement des effets du QF d'un côté et politique du troisième enfant de l'autre redessinent les contours de l'incitation fiscale à la natalité. Après plusieurs décennies d'apaisement des querelles autour de la question familiale, c'est le gouvernement Barre qui ouvre à nouveau le débat, en accordant une part entière au cinquième enfant à charge par la loi de janvier 1980, applicable aux revenus de 1979. En décembre 1980, cette part entière est finalement accordée au troisième enfant en lieu et place du cinquième (disposition applicable à partir des revenus de 1980). En 1986, le gouvernement Chirac va même élargir l'application de la part entière à tous les enfants au-delà du troisième. Cette offensive politique en faveur du troisième enfant contribue à modifier radicalement la structure d'incitation fiscale. Alors que jusque là, le premier enfant faisait l'objet de l'incitation la plus forte, désormais c'est le troisième enfant qui bénéficie du gain fiscal le plus élevé, et ce à tous niveaux de revenu au sein du premier décile (graphique 13). Derrière la modification des objectifs, il faut bien sûr voir les bouleversements de la structure démographique. Si la politique du troisième enfant domine désormais celle du premier enfant, c'est que depuis 1945 les familles sans enfant sont devenues beaucoup moins nombreuses, alors que dans le même temps les familles de trois enfants et plus ont vu leur proportion s'effondrer : le modèle de la famille avec deux enfants s'est diffusé tant et si bien qu'il est devenu la norme (cf. graphique 15). La figure 5.2 montre que ce changement d'orientation politique constitue une expérience naturelle offrant une possibilité d'identifier les effets de la modification des incitations fiscales sur les naissances selon leur rang.

Mais les oppositions au QF ont persisté, le système étant perçu comme inégalitaire au motif qu'un enfant de ménage à haut revenu donne droit à une économie d'impôt plus importante que l'enfant d'un ménage pauvre. Dès 1981, le gouvernement d'imposition est un outil clé de la politique fiscale familiale.

Figure 5.2 – Évolution de l'avantage fiscal moyen procuré par le 1er et le 3ème enfant au sein du premier décile de revenu imposable, France (1915-1998)



SOURCE : Calcul de l'auteur d'après la législation de l'IR.

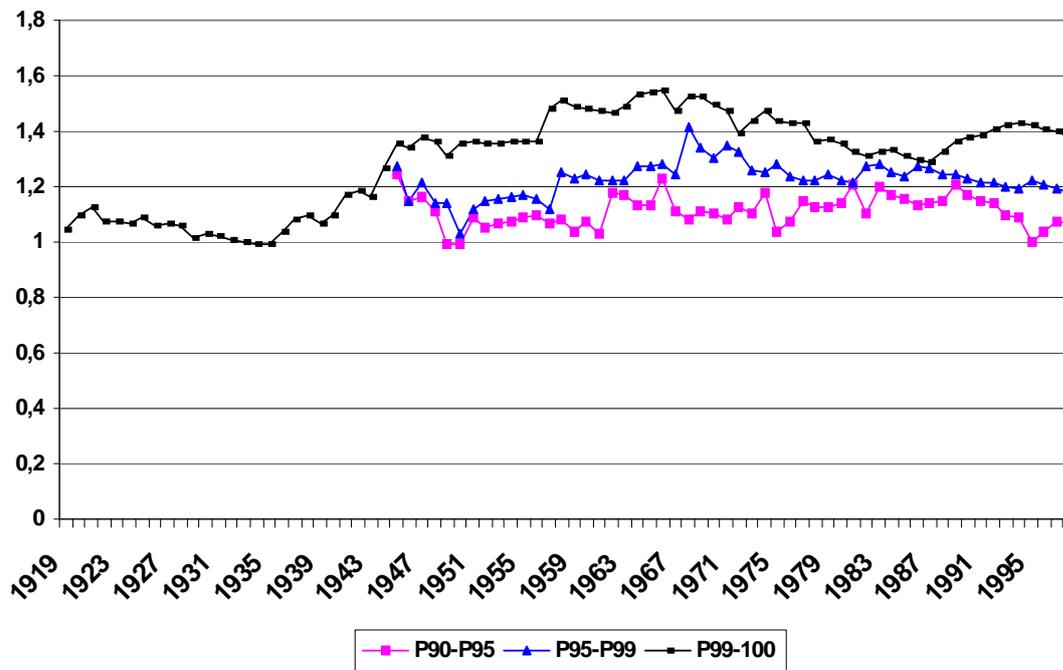
Mauroy met donc en chantier un plafonnement des effets du QF : l'avantage offert pour chaque part supplémentaire de QF ne doit pas dépasser un certain plafond. Néanmoins le plafond est fixé à un niveau particulièrement élevé, si bien que dans les faits, seule une très petite partie des contribuables est affectée par ce plafonnement. La figure 1 montre que seul le premier centile de revenu voit véritablement son gain moyen par enfant baisser significativement (de 5 % à 2 % du revenu imposable). Au sein du premier décile dans son ensemble (ce qui inclut donc le premier centile) le plafonnement des effets du QF ne se fait pas sentir, l'avantage moyen par enfant restant stable à niveau proche de 3,5 % du revenu imposable. Si, donc, le plafonnement n'a eu que des effets mineurs pour ce qui concerne l'assiette fiscale dans son ensemble, il a produit un brusque et manifeste changement des incitations au sein du décile supérieur, constituant une expérience pseudo-naturelle intéressante à exploiter. En 1998, le gouvernement Jospin a fortement abaissé le seuil de plafonnement, réduisant encore un peu plus l'incitation nataliste en direction du premier décile. Nous exploitons cet évènement beaucoup plus en détail dans les sections suivantes. Pour résumer l'effet global de ces mesures, on peut souligner qu'avant 1981, le gain moyen procuré par un enfant du premier centile était supérieur de 74 % au gain moyen pour un enfant du premier décile, et qu'il ne lui est supérieur que de 17 % en 1998.

5.2.2 Fécondité et structures familiales des hauts revenus

Grâce aux données fiscales, nous avons pu reconstituer l'histoire familiale des hauts revenus, c'est-à-dire aussi bien l'évolution du nombre moyen d'enfants par foyers que la composition des fractiles de revenu en fonction des différentes configurations familiales (part de célibataires, de mariés sans enfants, avec un enfant, etc). Les résultats sont présentés en détail dans l'annexe B. On notera que les données révèlent des informations originales. Au moment du baby boom, la reprise de la fécondité a été beaucoup plus précoce parmi les hauts revenus que dans le reste de la population. Et la fécondité des hauts revenus n'a pas connu de chute aussi brutale que la fécondité moyenne à la fin des années 1970. Elle reste encore fortement dynamique, et ce en dépit de la baisse du nombre de familles nombreuses et de la convergence des structures

familiales des hauts revenus vers le modèle à deux enfants.

Figure 5.3 – *Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu*



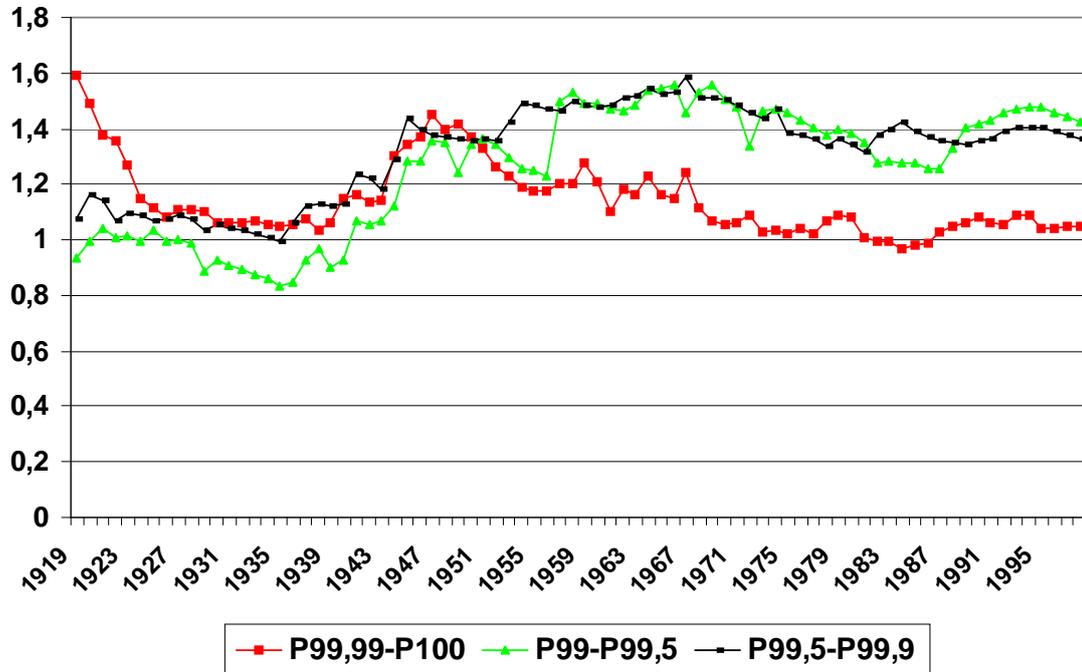
SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Il s'agit du nombre d'enfant moyen par foyer fiscal.

5.3 Estimations de l'impact des incitations financières sur la fécondité sur données agrégées

Concernant la méthode d'estimation, nous utilisons un estimateur "différence en différence", l'estimateur de Wald. Cette méthode d'estimation est simple et particulièrement appropriée aux cas d'expériences dites naturelles. On peut en trouver un exemple d'application chez Piketty (1999), et pour une discussion des avantages et inconvénients de cette méthode, on peut se rapporter à Bertrand, Duflo, et Mullainathan (2002). Notre approche dans cette section n'est pas à proprement parler économétrique : il s'agit d'une approche pseudo-panel sur données agrégées. On pose un modèle simple où le nombre d'enfant d'un foyer ($Y_{i,t}$) dépend à chaque instant (indiqué par t) de son impôt sur le revenu ($T_{i,t}$), et d'un ensemble de caractéristiques

Figure 5.4 – Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer du dernier centile de revenu (P99-100)



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

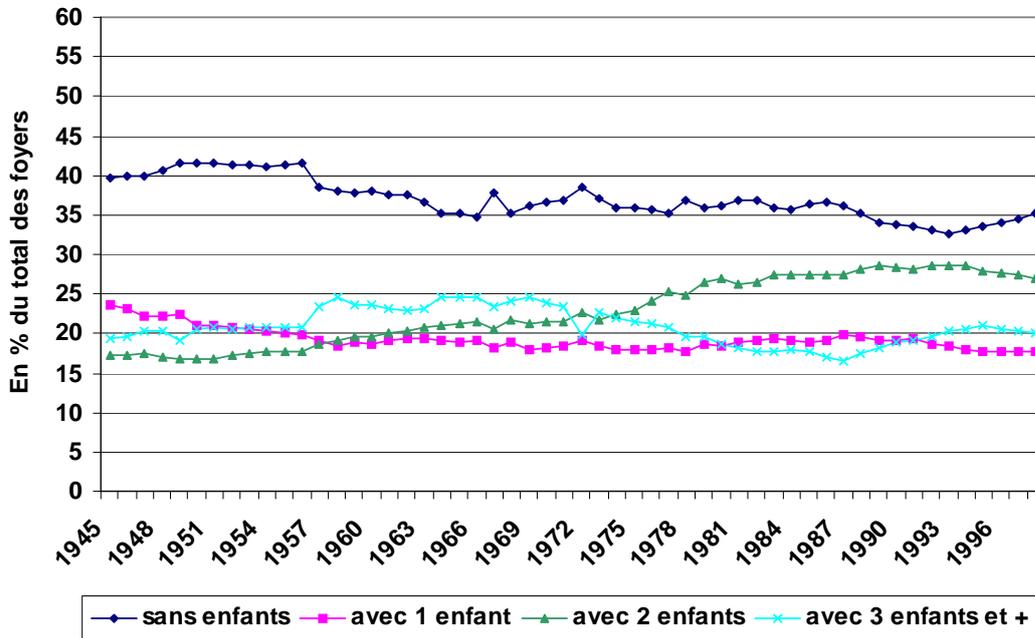
NOTES : Il s'agit du nombre d'enfant moyen par foyer fiscal. Les données sont tirées du tableau. Le fractile P99-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 1% des revenus imposables les plus élevés.

$(X_{i,t})$ tels que le revenu, le niveau de diplôme, l'appartenance religieuse, le lieu de résidence, etc. L'indice i peut représenter chaque foyer individuellement ; dans notre cas précis, il représente les groupes de revenu du fait de la particularité de nos données. Si l'on ajoute des effets fixes liés aux groupes, et au temps t (effets macroéconomiques supposés agir sur tous les groupes de la même façon), on obtient le modèle linéaire suivant :

$$Y_{i,t} = A + B * T_{i,t} + C * X_{i,t} + D * i + E * t + \epsilon_{i,t}$$

où $\epsilon_{i,t}$ représente un terme d'erreur idiosyncratique. L'inconvénient d'une estimation par les moindres carrés ordinaires d'un tel modèle est qu'il peut y exister des biais d'endogénéité étant donné que l'imposition $T_{i,t}$ dépend précisément du nombre d'enfants du foyer. Le propre de la méthode des expériences dites " naturelles " est d'analyser l'effet de variations exogènes de $T_{i,t}$ afin de corriger ce biais. Cette méthode

Figure 5.5 – Composition familiale des foyers du dernier centile de revenu (P99-100)



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l’auteur.

NOTES : Les données sont tirées du tableau A-3. Le fractile P99-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 1% des revenus imposables les plus élevés.

repose en outre sur l’hypothèse identifiante forte que ce choc exogène sur $T_{i,t}$ laisse inchangées les autres variables $X_{i,t}$ du modèle, si bien que les $X_{i,t}$ peuvent être considérés comme des X_i entre t et t' (c’est-à-dire dans un court intervalle de temps après le choc exogène). Cette hypothèse nous est indispensable dans la mesure où nous ne disposons pas des variables de contrôle telles que l’âge ou le niveau de diplôme. Dès lors, on peut construire la différence première :

$$\Delta_{tt'}Y_{i,t} = B * \Delta_{tt'}T_{i,t} + E * \Delta_{tt'}t + \Delta_{tt'}\epsilon_{i,t}$$

L’équation précédente nous permet de neutraliser l’effet fixe lié au groupe. Mais l’effet fixe temporel demeure. Pour l’éliminer, il faut construire les différences doubles, qui consistent à comparer les différences premières pour deux groupes différents i et j :

$$\Delta_{ij}(\Delta_{tt'}Y_{i,t}) = B * \Delta_{ij}(\Delta_{tt'}T_{i,t}) + \Delta_{ij}(\Delta_{tt'}\epsilon_{i,t})$$

On peut construire ainsi un estimateur simple β de B connu sous le nom d’esti-

rateur de Wald :

$$\beta = \frac{\Delta_{ij}(\Delta_{tt'}Y_{i,t})}{\Delta_{ij}(\Delta_{tt'}T_{i,t})}$$

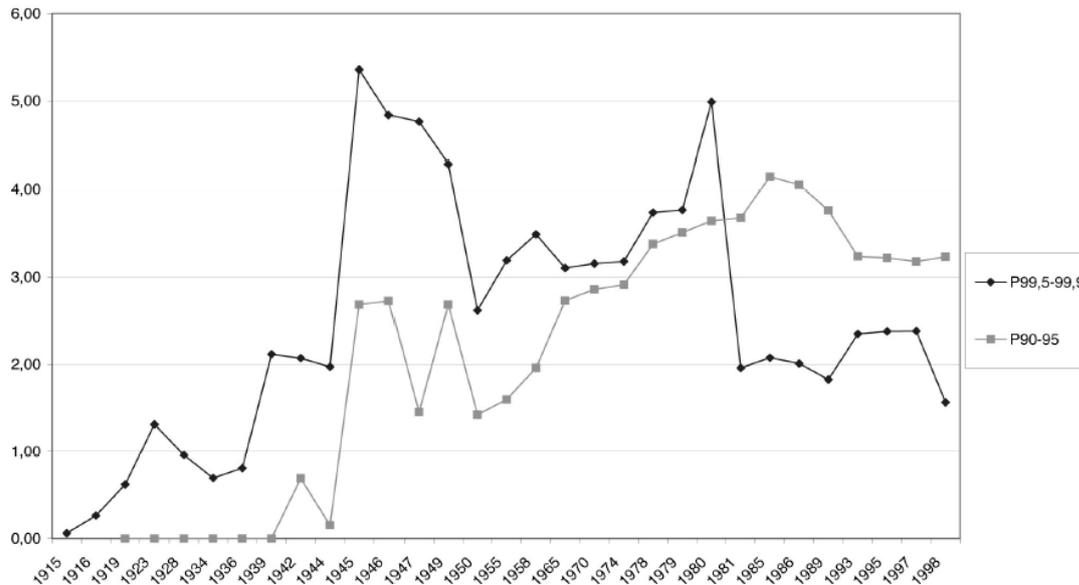
5.3.1 Introduction d'un plafonnement des effets du Quotient Familial (1981)

Concernant l'identification proprement dite, il apparaît rapidement que le plafonnement des effets du QF constitue l'une des expériences naturelles les plus intéressantes que l'on puisse exploiter¹⁵. En effet, la mesure adoptée par le gouvernement Mauroy en 1981 a profondément bouleversé la structure d'incitation fiscale en fonction du revenu, en réduisant brusquement le gain fiscal moyen procuré par un enfant du centile supérieur. Comme le seuil de plafonnement est demeuré très élevé jusqu'en 1998, le plafonnement n'a pas du tout concerné les fractiles inférieurs du dernier décile de revenu. On dispose donc d'une brutale modification de l'incitation du dernier centile relativement aux foyers du fractile P90-99, ce fractile constituant donc un groupe de contrôle opératoire, étant de surcroît très proche du dernier centile par tout un ensemble de caractéristiques ayant une influence directe sur les comportements de fécondité (proximité des niveaux de revenu, donc, vraisemblablement, des niveaux d'éducation, de la composition sociale et culturelle, et une homogénéité vis-à-vis d'autres déterminants de la fécondité corrélés fortement au revenu). Nous avons donc choisi de nous intéresser à deux fractiles particuliers, le fractile P99,5-99,9 et le fractile P90-95. Le premier constitue le fractile le plus touché au sein du dernier centile, car son incitation fiscale avait fortement crû au cours des décennies précédentes, plus rapidement que le dernier centile dans son ensemble (du fait de la baisse du gain moyen des très hauts revenus, 0,1% et 0,01% des foyers les plus riches mentionnée plus haut). Quant au choix du fractile P90-95, il correspond à la volonté d'utiliser le fractile le moins susceptible d'être touché par les effets du plafonnement au sein

¹⁵Notons que le plafonnement des effets du quotient familial et son impact différentiel sur les foyers en fonction du niveau de revenu et du nombre d'enfants ont déjà été utilisés comme expérience naturelle dans Piketty (1999), mais dans le but d'estimer l'élasticité de l'offre de travail.

du premier décile. La figure 5.6 récapitule l'évolution des incitations fiscales des deux fractiles en question.

Figure 5.6 – Gain moyen par enfant en % du revenu imposable : groupe de controle (P90-95) vs groupe test (P99.5-99.9)



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les séries de revenu imposable de Piketty (2003).

On constate bien une inversion brutale des incitations entre les deux fractiles en 1981. Alors que durant les cinq années précédant la mise en place du plafonnement, le gain moyen par enfant des foyers de P99,5-99,9 représentait 4,16% de leur revenu imposable moyen, il ne représente plus que 2,01% de leur revenu imposable durant les cinq années suivantes (tableau 5.1) ¹⁶. Le principal avantage de cette rupture, du point de vue de la méthode d'estimation, est qu'elle est brusque et surtout durable. Si l'inversion des incitations est pérenne, les individus en peuvent plus facilement en prendre conscience, d'autant plus que le gouvernement socialiste a fait de cette

¹⁶Pour calculer les différences premières, nous avons procédé de la manière suivante : nous avons comparé deux à deux toutes les années après réforme à toutes les années avant réforme. Le chiffre mentionné dans les tableaux correspond à la moyenne de toutes ces différences premières. L'estimateur de Wald est également calculé comme la moyenne des estimations comparant les années avant rupture et après rupture deux à deux. Nous aurions tout aussi bien pu présenter l'ensemble des résultats en log, de manière à ce que notre estimateur nous donne une indication de l'impact en %. Mais nous avons considéré qu'une telle présentation nuisait à la lecture des évolutions moyennes des gains et du nombre moyen d'enfants, avant et après rupture.

mesure symbolique l'une des grandes batailles de sa mandature.

Table 5.1 – Estimation différence en différence de l'impact du plafonnement des effets du QF en 1981 : groupe de contrôle (P90-95) vs groupe test (P99.5-99.9)

	Gain moyen par enfant en % du revenu imposable		différence première	différence double
	1976-1980	1981-1986	(2)-(1)	(3)
P90-95	3,51	3,96	0,452	-2,6
P99,5-P99,9	4,16	2,01	-2,15	
	Nombre moyen d'enfant		différence première	différence double
	(1) 1976-1980	(2) 1981-1986	(2)-(1)	(4)
P90-95	1,12	1,16	0,038	0,02
P99,5-P99,9	1,36	1,38	0,022	
Estimateur de Wald de l'impact fiscal sur la fécondité = (4)/(3)				
= 0,006				

NOTE : (1) : moyenne des années 1975 à 1979 ; (2) : moyenne des années 1980 à 1986

Le fait que le choc soit brutal et durable simplifie surtout le timing de l'impact, dès lors que l'on fait l'hypothèse que les ménages ont pu anticiper dès le départ que cette réforme serait effectivement durable. Comme les effets sont relativement lents à se diffuser, si la modification des incitations n'est pas stable dans le temps, il devient difficile de démêler l'impact effectif d'une mesure. Rappelons que si le plafonnement a eu lieu en 1981, les foyers ont commencé à réviser leurs comportements de fécondité à partir de 1982, ce qui ne peut s'observer dans les statistiques des naissances qu'à partir de 1983. C'est pourquoi nous avons choisi dans nos estimations de tenir compte de l'importance de ces délais de diffusion en considérant le comportement moyen des cinq années précédant la mesure, et des six années suivantes (soit 1981-1986).

Ces comportements moyens sont néanmoins très riches d'enseignements. En effet, nous constatons qu'avant le plafonnement des effets du QF, le nombre d'enfants par foyer des P90-95 était en moyenne de 1,12 et qu'il a légèrement augmenté ensuite, pour atteindre 1,16 : l'augmentation est certes très modeste mais non négligeable dans

un contexte de baisse générale de la natalité française. De son côté, le nombre moyen d'enfants du fractile P99,5-99,9 a lui aussi très légèrement progressé, de 1,36 à 1,38 alors que l'incitation fiscale à avoir des enfants a fortement diminué pour ce fractile. Comme il a pu exister un trend de croissance de la fécondité chez les hauts revenus, le fait de savoir que la fécondité des P99,5-99,9 n'a pas diminué alors que leur incitation chutait ne suffit pas à conclure à l'inefficacité des incitations financières. Ce qu'il convient d'observer, ce sont les différences relativement au groupe de contrôle. C'est pourquoi nous construisons les différences premières, afin de neutraliser les éventuels effets fixes. Il apparaît alors que si la fécondité des P99,5-99,9 n'a pas diminué, elle a tout de même augmenté légèrement moins vite que la fécondité des P90-95 : c'est pourquoi notre estimateur est positif. Néanmoins, ce différentiel de croissance est si infime au regard de l'ampleur de la chute des incitations que l'estimateur de Wald de 0,006 est faible, et faiblement significatif. Il semble donc que le plafonnement des effets du QF n'ait pas eu un réel impact sur la vitalité de la fécondité des hauts revenus : elle dépend donc de déterminants globalement différents de l'incitation financière.

De plus, comme le montre la figure 4, le nombre moyen d'enfants du premier centile est reparti à la hausse à la fin des années 80, constituant ainsi un phénomène en total porte-à-faux avec la baisse de leur gain fiscal moyen par enfant. Si l'on mène des estimations en prenant en compte des délais plus grands, de l'ordre de 10 ans, on obtient ainsi une élasticité négative (mais également très faible) de la fécondité du premier centile aux incitations financières. En tout état de cause, il semble que le plafonnement des effets du QF n'a donc pas eu d'impact significativement fort sur la fécondité des très hauts revenus. Cependant, la reprise de la fécondité du dernier centile de revenus dans la deuxième partie des années 80 est un phénomène mixte : si le gain moyen par enfant du dernier centile a diminué, son avantage au troisième enfant a augmenté avec l'introduction de la demi-part supplémentaire au troisième enfant. Pour démêler l'élasticité réelle de la fécondité aux incitations financières, il faut donc tenir compte de ces effets de rang de naissance, ce que nous proposons dans la section suivante.

5.3.2 Introduction de la demi-part supplémentaire au 3ème enfant.

À partir de 1980, un couple marié de trois enfants se voit attribuer quatre parts de QF au lieu de 3,5 auparavant. Cette mesure, comme nous l'avons vu précédemment, a notoirement modifié la structure d'incitation fiscale à la fécondité en fonction du rang de naissance : alors que jusque-là, le premier enfant était l'objet de l'incitation la plus forte, celle-ci s'est déplacée désormais au troisième enfant. Cette mesure, destinée ouvertement à soutenir la fécondité des familles nombreuses, s'inscrit dans le cadre plus large de la mutation de la politique familiale française, devenue clairement une "politique du troisième enfant". Elle présente donc les caractéristiques d'une bonne expérience naturelle, en avantageant brutalement nettement plus les familles de trois enfants relativement (ou comparativement) aux familles de deux enfants. De plus, l'information des contribuables sur cette disposition légale est bonne car elle a fait l'objet de vifs débats à l'assemblée et son fonctionnement est relativement simple.

Pour tester l'impact de cette mesure, nous avons choisi de nous focaliser sur le fractile P90-95 : en effet, en raison de la concomitance entre le plafonnement du QF et l'instauration de la demi-part, l'incitation des fractiles supérieurs de revenu a connu une évolution contrastée, avec d'un côté une baisse de l'incitation globale et de l'autre l'augmentation du gain relatif au troisième enfant. Ce chevauchement aux effets contradictoires peut clairement gêner l'estimation. Au contraire, le fractile P90-95 n'a absolument pas été touché par le plafonnement des effets du QF. Si bien que son incitation a subi un choc clair et unique. La loi de 1980 vient soudainement porter le gain pour le troisième enfant à près de 3,8 % du revenu imposable contre moins de 2 % auparavant (tableau 5.2). De plus, l'incitation a beaucoup augmenté après 1986 pour des raisons complexes liées à la forme du barème. Le choc est donc double. Un premier choc, en 1981, un second, plus progressif et moins lisible, à partir de 1986. Pour ce qui est du gain au deuxième enfant, il est demeuré relativement

stable au cours des années 1980, proche de 2,7 % du revenu imposable, avant de décliner doucement dans les années 1990.

Comment ont répondu les foyers à cette modification en deux étapes de leur incitation à faire un troisième enfant ? Il ne semble pas exister de rupture véritable : les foyers de deux enfants, qui représentaient en moyenne 24,52 % dans les années 1975 à 1979, continuent leur progression, rassemblant 28,9 % des foyers de P90-95 en moyenne entre 1980 et 1986. La proportion de familles nombreuses diminue toujours lentement, de 10,89 % à 10,18 %, mais de manière beaucoup plus erratique. Les familles nombreuses n'ont donc pas rattrapé leur retard par rapport aux familles de deux enfants, alors que la structure des gains fiscaux les y incitaient très fortement. En moyenne, la comparaison des périodes 1975-1979 et 1980-1986 amène donc à une chute de la proportion des foyers de 3 enfants de -4,25 points par rapport aux foyers de 2 enfants tandis que leur incitation fiscale relative progressait de 1,54 points, comme en témoigne le tableau 5.2. Dès lors, si l'on s'attelle au même type d'estimation en double différence que nous avons fait précédemment, on obtient une élasticité négative de la fécondité aux incitations financières.

Nous avons retenu, pour cette estimation, et comme précédemment, une moyenne des comportements des cinq années précédant la réforme, et des six années suivantes, afin de contrôler la volatilité et de prendre en compte les délais d'ajustement de la fécondité aux variations des incitations. Pourtant, même avec ces précautions, cette forte élasticité négative semble assez peu robuste. N'observe-t-on pas en effet un certain fléchissement de la chute des familles nombreuses, avec ensuite un regain brutal entre 1986 et 1990 ? L'obtention de la demi-part supplémentaire en 1980 n'a pas été le seul geste politique en faveur des familles nombreuses. En 1986, la demi-part supplémentaire a été étendue à tous les enfants au-delà du troisième, ce qui augmente indirectement l'incitation à faire un troisième enfant. Plus généralement, il semble donc que notre appréciation des délais doive être élargie.

Nous avons donc cherché à voir comment pouvait varier notre estimateur lorsque

Table 5.2 – Estimation différence en différence de l'impact de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance pour les P90-95

Gain moyen par enfant en % du revenu imposable		Différence première= (2)-(1)	(3) différence double
(1) 1975-1979	(2) 1980- 1986		
deuxième enfant	2,64	2,76	0,13
troisième enfant	1,84	3,8	1,96
Part relative des foyers à 2 et 3 enfants		Différence première= (2)-(1)	(4) différence double
(1) 1975-1979	(2) 1980- 1986		
foyers avec 2 enfants	0,69	0,74	0,05
foyers avec 3 enfants	0,31	0,26	-0,05
Estimateur de Wald = (4)/(3)			
		-0,055	

l'on augmentait les délais hypothétiques de diffusion de la politique d'incitation fiscale. Tout en gardant la rupture des incitations en 1980, nous avons fait glisser l'année pivot de comparaison des proportions respectives de foyers à deux et trois enfants. Ainsi, nous avons calculé les différences premières avec pour pivot 1981 (les cinq années avant 1981 contre les cinq années suivantes), 1982, et ainsi de suite jusqu'à 1986. Nous avons obtenu 6 estimateurs différents de la rupture de 1980, selon que l'on considère des délais courts (proches de 3 ans) ou plutôt plus longs (de l'ordre de 10 ans).

Résultat remarquable : l'estimateur change progressivement de signe, pour devenir finalement significativement positif. Il semble donc que la conversion de la politique fiscale vers un soutien patenté aux familles nombreuses a finalement porté ses fruits, mais avec des délais très longs, proches de 5 à 10 ans. Il faut cependant nuancer un peu ce tableau : si l'estimateur est si fort en 1986, ce n'est pas uniquement dû à la rupture de 1980, mais aussi bel et bien parce que les gouvernements successifs ont consolidé tout au long des années 80 l'édifice d'une politique familiale destinée préférentiellement aux familles nombreuses. Si l'estimateur bascule ainsi au cours du

temps, ce n'est pas uniquement parce que les délais d'ajustement sont longs, mais parce que la politique est soutenue et déploie des efforts dans le long terme. Ce qui nous amène à conclure que la valeur véritable de l'estimateur est certes sans doute positive, mais très proche faible.

Table 5.3 – *Evolution de l'estimateur en fonction du choix de l'année pivot*

1981	1982	1983	1984	1985	1986
-2,77	-2,30	-1,29	-0,32	0,42	1,14

À partir de ces résultats, nous avons voulu estimer l'impact de la politique du troisième enfant sur la fécondité du dernier centile de revenu, pour savoir si cet effet était susceptible de rendre compte de la reprise de la natalité des très hauts revenus alors que leurs incitations moyennes étaient plafonnées. Car, ainsi que nous l'avons remarqué plus haut, le nombre de foyers du dernier centile de revenu avec trois enfants et plus a rebondi à partir du milieu des années 1980, ce qui paraît en nette concordance avec le revirement des orientations familiales de l'IR en direction des familles nombreuses. Pour tester proprement cet effet, nous avons choisi d'opérer cette fois-ci non pas en double différence mais en triple différence. En d'autres termes, nous avons comparé la part des familles nombreuses du fractile P99-100 après l'adoption de cette mesure à cette même part avant la mesure, puis cette différence première à la même différence première calculée pour les familles de deux enfants. Nous obtenons ainsi une différence double que nous comparons à la même différence double calculée pour un autre fractile de revenu, à savoir les P90-95, ce qui nous procure la différence triple, elle-même rapportée à la différence triple concernant l'évolution relative des gains par enfant et par fractile. En définitive, cette technique d'estimation possède le grand avantage de mieux contrôler les effets fixes car, désormais, nous pouvons contrôler à la fois les effets fixes temporels (variations conjoncturelles, tendances historiques, etc.), les effets fixes propres à la structure familiale (tendance lourde à la normalisation autour de la famille à deux enfants), et les effets fixes propres aux fractiles. Son seul inconvénient est d'impliquer deux groupes de revenus également affectés par la mesure de politique familiale : notre groupe de contrôle (les foyers de deux enfants

du fractile P90-95) n'est donc pas parfaitement pur. Pour ce qui concerne les délais de diffusion, nous avons retenu les enseignements de l'estimation précédente, et choisi des périodes longues : les comportements moyens des cinq années avant la rupture de 1980, et des treize années suivantes.

Les résultats de cette procédure sont reportés dans le tableau 5.4. La modification de la structure des incitations fiscales en direction des familles de trois enfants a eu un impact positif, en augmentant la proportion relative de ces foyers. Mais si cet effet est significativement positif, il demeure extrêmement faible : si l'on exprime l'estimateur en prenant des variations en log, pour obtenir une idée de l'impact en pourcentage, nous constatons qu'une hausse de 1 % de l'incitation relative en faveur des foyers de trois enfants produit une hausse relative de leur proportion de moins de 0,05%. La politique du troisième enfant a donc eu un impact positif mais restreint, que l'on peut observer essentiellement au niveau du premier centile de revenu pour lequel l'incitation moyenne à la fécondité baissait dans le même temps en raison du plafonnement des effets du QF.

Table 5.4 – Estimation en triple différence pour le dernier centile de revenu imposable de l'impact de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance

	Gain moyen par enfant en % du revenu imposable		Différence première = (2)-(1)	Différence double	Différence triple (3)
	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
P99-100					
deuxième enfant	3,19	2,32	-0,87	2,53	
troisième enfant	2,42	4,08	1,66		0,77
P90-95					
deuxième enfant	2,64	1,97	-0,67	1,76	
troisième enfant	2,66	3,75	1,09		
	Part relative des foyers à 2 et 3 enfants		Différence première = (2)-(1)	Différence double	Différence triple (4)
	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
P99-100					
Foyers avec 2 enfants	0,56	0,6	0,04	-0,08	
Foyers avec 3 enfants et plus	0,44	0,4	-0,04		0,01
P90-95					
Foyers avec 2 enfants	0,68	0,72	0,05	-0,09	
Foyers avec 3 enfants et plus	0,31	0,27	-0,04		
	Estimateur de Wald = (4) / (3)				
					0,008

5.4 Estimations de l'impact du plafonnement du QF en 1998

Les estimations présentées dans la section précédente souffrent de plusieurs limites liées à la forme des données utilisées, et aux hypothèses d'identification que nous sommes dès lors obligés d'imposer. En effet, les données agrégées ne permettent pas de contrôler pour toutes les caractéristiques susceptibles d'influencer les comportements de fécondité (âge, éducation, etc.). De ce fait, nous sommes obligés de faire l'hypothèse que l'ensemble de ces caractéristiques sont parfaitement stables dans le temps, ou à tout le moins, que les chocs qui les affectent sont parfaitement identiques entre les groupes test et de contrôle. Par ailleurs, ces données reposent sur le stock moyen d'enfant et non sur les flux effectifs de fécondité.

Pour surmonter ces difficultés, nous proposons dans cette section des estimations fondées sur données micro de l'impact du plafonnement des effets du Quotient familial décidé par le gouvernement Jospin en 1998.

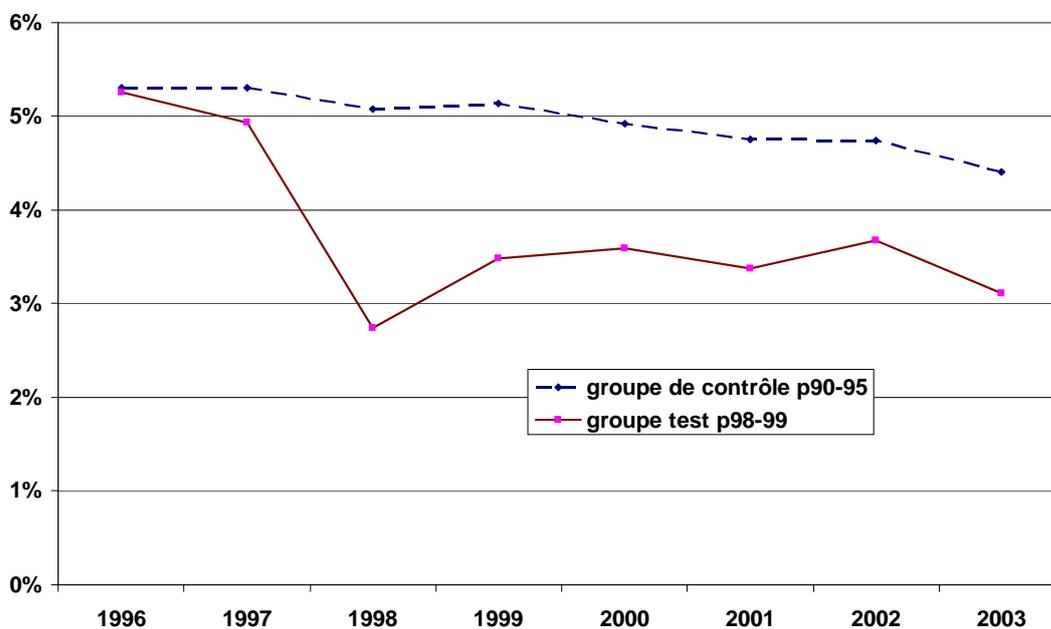
5.4.1 Motivation et méthode

Nous nous appuyons dans cette section sur l'utilisation des Enquêtes Revenus Fiscaux 1996 à 2003. Les enquêtes revenus fiscaux sont produites conjointement par l'INSEE et la Direction Générale des Impôts en croisant les données des déclarations de revenu et celles de l'enquête Emploi pour les ménages tirés dans l'échantillon de l'enquête Emploi. Ces fichiers ont l'avantage d'offrir une vision complète du ménage (et non du seul foyer fiscal comme dans les échantillons fiscaux) et de pouvoir ainsi simuler l'ensemble des impôts et transferts publics du ménage. Ils servent en particulier à déterminer les statistiques de niveau de vie de l'INSEE. Ils donnent également des indications socio-démographiques précieuses (activité, niveau de diplôme, etc.) sur l'ensemble des individus du ménage. Nous pouvons donc grâce à ces données disposer de tous les contrôles individuels nécessaires à l'évaluation d'un modèle simple de fé-

condité. Nous pouvons en outre modéliser conjointement la décision d'offre de travail et celle de fécondité, grâce aux indications sur l'activité des individus au sein du foyer (ce que les échantillons fiscaux ne permettent de faire).

Toutefois, la principale difficulté de ces données tient au fait qu'elles sont échantillonnées selon des caractéristiques socio-démographiques n'incluant pas le revenu. La représentation du haut de la distribution des revenus est donc assez approximative par rapport aux échantillons fiscaux qui suréchantillonnent les hauts revenus. Comme l'étude de la fécondité nous oblige à nous concentrer au sein de la population sur des groupes restreints (les couples mariés dont la femme a moins de 40 ans), nous devons faire face à de très petits échantillons avec des intervalles de confiance importants sur toutes les statistiques d'intérêt.

Figure 5.7 – Evolution de l'avantage familial moyen par enfant (transferts, allocations et fiscalité) en % du revenu imposable selon le groupe de revenu imposable



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les Enquêtes revenus fiscaux.

CHAMP : Couple mariés avec enfants dont la femme a moins de 40 ans. Les groupes de revenus sont définis en fonction du revenu imposable.

Pour identifier l'effet de la fiscalité, nous tirons donc parti du plafonnement des

effets du Quotient familial décidé par le gouvernement Jospin en 1998, à la suite d'une bataille avec les associations familiales. Le projet initial du gouvernement Jospin était en effet de mettre sous conditions de ressources les allocations familiales. Après avoir imposé cette solution pour l'année 1998, le gouvernement a dû faire machine arrière, et a rétabli l'universalité des allocations familiales. En contrepartie fut décidé d'abaisser fortement le plafond des effets du Quotient familial. Cette mesure offre une discontinuité claire dans les incitations fiscales des hauts revenus à la fécondité. Comme nous l'avons vu dans le chapitre 4 (voir notamment la figure 4.7), les avantages fiscaux représentent en effet la quasi-intégralité des avantages familiaux des hauts revenus. Le principe du plafonnement fait que seule une fraction des contribuables au-dessus d'un certain seuil de revenu imposable a été touchée. La figure 5.7 résume l'effet de la réforme de 1998. Comme on le voit, les 2% des foyers avec les revenus les plus élevés (P98-100) ont subi une très forte chute de leur avantage familial en 1998 du fait du plafonnement, alors que le reste du premier décile (P90-95) a connu une grande stabilité de son avantage familial. Nous proposons donc d'identifier l'effet de la fiscalité en tirant parti de cette discontinuité, et en contrôlant pour les trends affectant la fécondité des hauts revenus en double-différence, en prenant comme groupe de contrôle les ménages du groupe de revenu P90-95 ¹⁷.

A cet effet de la réforme sur les avantages familiaux, il faut en ajouter un deuxième, plus subtil, sur les taux marginaux d'imposition des ménages riches. Pour comprendre cet effet, il suffit de se représenter simplement le fonctionnement de l'impôt sur le revenu comme une fonction du revenu et du nombre d'enfant du ménage. L'impôt dû est donc $T(N, Y)$ où N représente le nombre d'enfant, et Y est le revenu. On a en particulier, $T'_Y() > 0$, $T'_N() \leq 0$ et $T''_Y \geq 0$. On voit facilement que quand le plafonnement est activé, le taux marginal du foyer est égal au taux marginal d'un

¹⁷Nous laissons de côté un groupe "tampon", les P95-97, car ils ont été affectés légèrement par la mise sous condition de ressources temporaire des allocations familiales en 1998, et également par le plafonnement du QF, mais, du fait de la progressivité des effets du plafonnement, ils n'ont été que peu touchés par ce dernier.

couple sans enfant. En effet, l'impôt dû avec plafonnement est

$$T(N, Y)_{plafond} = T(0, Y) - N * \text{Plafond}$$

d'où l'on déduit que le taux marginal avec plafonnement est

$$T'_Y(N, Y)_{plafond} = T'_Y(0, Y)$$

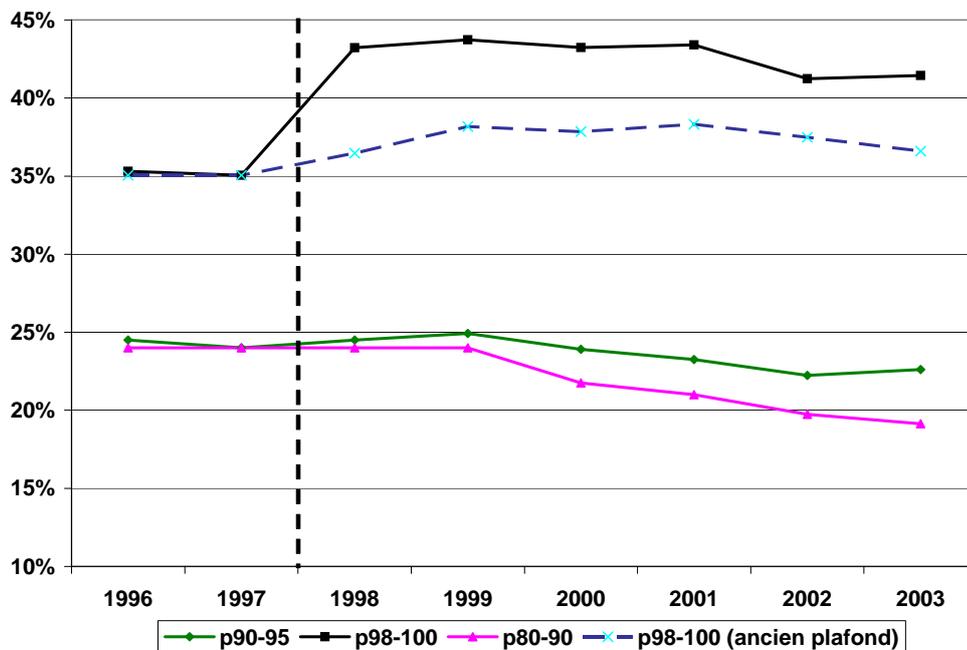
Pour les foyers avec enfants, le plafonnement des effets du Quotient familial a donc augmenté les taux marginaux d'impôt sur le revenu, en ramenant l'ancien taux marginal au taux des ménages sans enfants. La figure 5.8 montre l'évolution des taux marginaux moyens au sein des hauts revenus selon le nombre d'enfants. On le voit, les ménages de notre groupe test (les P98-100) ont vu leur taux marginal augmenté fortement après 1998, là où les autres ménages n'ont pas connu de modification de leur imposition marginale. Pour tenir compte de manière appropriée des effets de la réforme de 1998, il faut donc contrôler de l'effet potentiellement désincitatif sur le travail de cette hausse des taux marginaux, désincitation qui en réduisant le coût d'opportunité des enfants, a pu retro-agir sur la fécondité.

Notre stratégie d'identification en double différence repose sur un certain nombre d'hypothèses identifiantes. La plus importante est liée au fait que nous identifions notre effet en pseudo-panel. Cela revient donc à supposer que la composition des groupes est stable dans le temps. Indirectement, cela revient à supposer que les individus ne passent pas erratiquement d'un groupe de revenu à l'autre, ce qui détruirait la variation exogène d'incitation financière sur laquelle nous nous appuyons. Il faut en outre ajouter que nous nous focalisons sur les femmes mariées comme deuxième apporteur de ressources : nous ne modélisons pas la fécondité et l'offre de travail comme résultant d'un processus collectif au sein du ménage. La littérature empirique montre toutefois que l'offre de travail des hommes au sein du ménage est peu sensible aux incitations et que ce sont essentiellement les femmes qui exhibent la plus forte élasticité de l'offre de travail à la taxation ¹⁸.

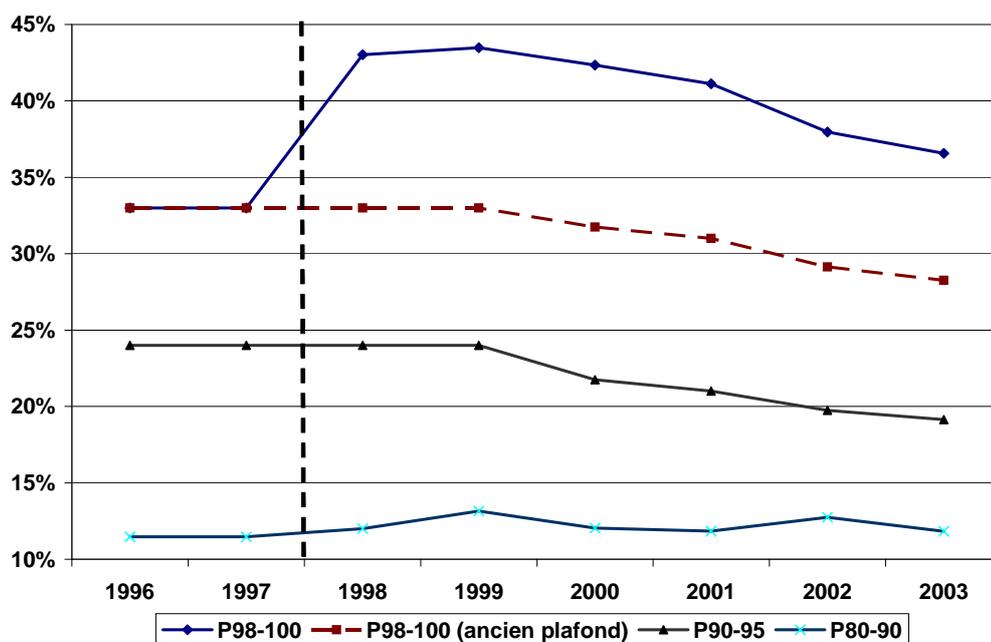
¹⁸Ceci, bien sûr, n'exclut pas qu'au sein du foyer, une modélisation "collective" des comportements

Figure 5.8 – Evolution du taux marginal d'imposition du revenu du second apporteur de ressources selon le niveau de revenu du foyer

A. Couple marié avec 2 enfants

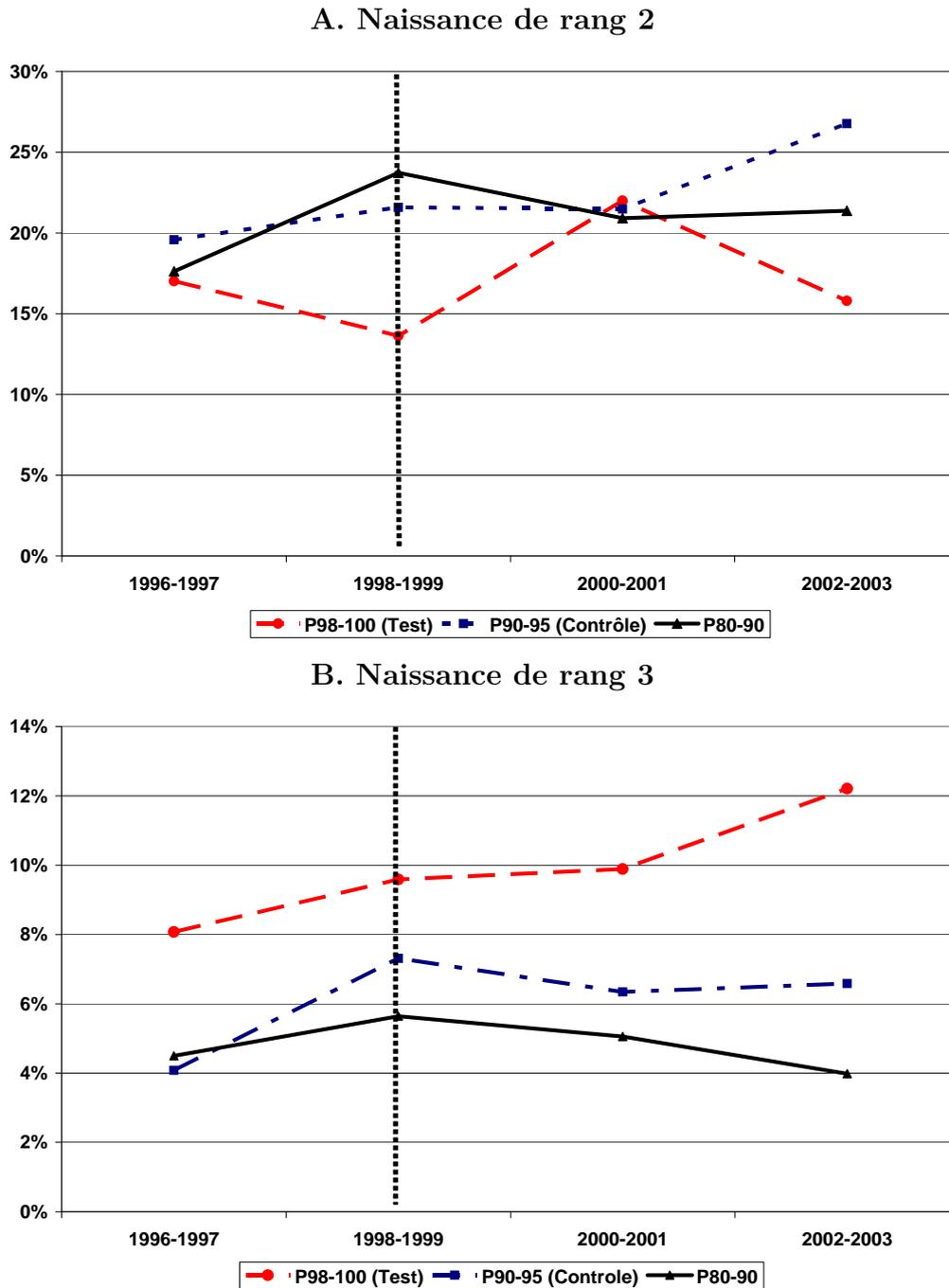


B. Couple marié avec 3 enfants



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les Enquêtes revenus fiscaux.

Figure 5.9 – Probabilité de donner naissance à un enfant de rang 2 ou de rang 3 selon le groupe de revenu



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les Enquêtes revenus fiscaux.

5.4.2 Résultats

Pour donner un aperçu graphique des effets de la réforme du QF que nous identifions grâce à notre stratégie d'estimation, nous donnons dans la figure 5.9 l'évolution de la probabilité de donner naissance à un enfant de rang 2 ou de rang 3 selon le groupe de revenu (test vs contrôle). Il apparaît assez nettement que la réforme n'a pas affecté la fécondité des ménages du groupe P98-100. En effet, la probabilité de donner naissance à un enfant de rang 2 ou de rang 3 au sein du groupe P98-100 relativement à celle du groupe P90-95 n'a pas diminué significativement après 1998, et semble au contraire avoir légèrement augmenté.

La figure 5.10 donne quant à elle un aperçu des effets de la réforme sur l'activité des femmes. Il semble que la probabilité d'être inactive ait légèrement augmenté pour les hauts revenus relativement au femmes du groupe P90-95 à la suite de la réforme. Cet effet peut être imputable à la forte augmentation des taux marginaux suite à l'abaissement du plafond du QF en 1998. Toutefois, il semble que le taux d'inactivité des femmes des ménages à haut revenu ait été affecté d'un trend à la baisse avant la réforme qu'il est difficile de contrôler étant donné la faible profondeur de nos données avant la réforme.

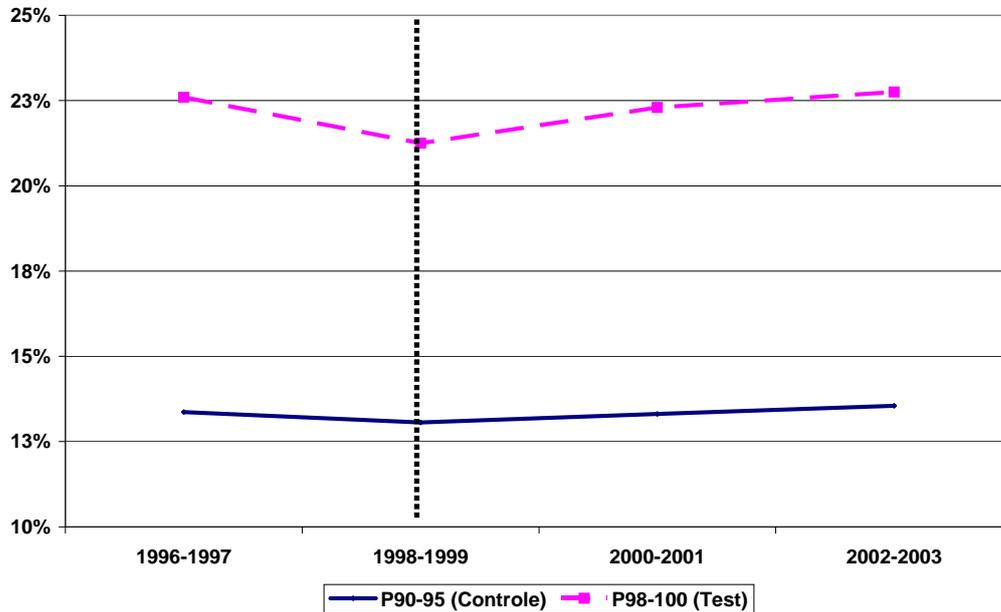
Pour résumer notre stratégie d'identification, nous estimons le modèle suivant :

$$\begin{aligned}
 N_i &= \alpha + \beta_1 * (\text{Test}) + \beta_3 \text{Après réforme} + \beta_4 (\text{Après ref}) * (\text{test}) + \lambda X_i + \epsilon_n \\
 Inact_i &= \theta + \theta_1 * (\text{Test}) + \theta_3 \text{Après réforme} + \theta_4 (\text{Après ref.}) * (\text{test}) + \gamma X_i + \epsilon_a
 \end{aligned}$$

où N_i désigne la probabilité de donner naissance à un enfant de rang 2 ou de rang 3 et $Inact_i$ désigne la probabilité d'être inactive. (Après réforme) est une indicatrice du fait d'être après la réforme de 1998, et (test) est une indicatrice d'appartenir au groupe test (P98-100). Les contrôles X incluent le niveau de revenu, l'âge de la femme, son niveau de diplôme, l'âge du dernier enfant né et un ensemble d'indicatrices annuelles. Nous estimons ce modèle sur l'ensemble des femmes de moins de 40 ans

soit plus appropriée qu'une modélisation individuelle.

Figure 5.10 – Probabilité d'être inactive parmi les femmes mariées de moins de 50 ans ayant un enfant de moins de 6 ans selon le groupe de revenu du foyer



SOURCE : Calculs de l'auteur d'après les Enquêtes revenus fiscaux.

appartenant au groupe test et au groupe de contrôle et ayant respectivement un enfant (pour les naissances de rang 2) ou 2 enfants (pour les naissances de rang 3). Nous estimons d'abord la probabilité de donner naissance à un enfant indépendamment des comportements d'activité, par un modèle probit univarié. Nous estimons ensuite conjointement l'effet de la réforme sur les comportements d'activité et de fécondité par un modèle probit bivarié, c'est-à-dire sous l'hypothèse que

$$(\epsilon_n, \epsilon_a) \sim \mathcal{N}(0, 0, 1, 1, \rho)$$

L'estimation de l'impact causal de la réforme est alors portée par les coefficients β_4 et θ_4 .

De fait, comme le suggérait le graphique 5.9, nous ne trouvons aucun effet de la réforme sur la fécondité des hauts revenus. Le tableau 5.5 présente les résultats pour la probabilité de donner naissance à un 3ème enfant conditionnellement au fait d'avoir moins de 40 ans, d'être mariée et mère de 2 enfants (dont l'un de moins de 6

ans). Le probit univarié donne un résultat de signe opposé au signe attendu, mais non significatif. La prise en compte des comportements d'activité conduit à un coefficient négatif comme attendu, mais encore non significatif.

Table 5.5 – Résultats de l'estimation probit de la probabilité de faire un 3eme enfant

Variable dépendante	Univarié	Bivarié	
	fécondité	fécondité	inactivité
	Paramètre estimé		
test*apres-réforme	0,016	-0,04	0,02
test	-0,032*	-0,028*	0,112*
apres-reforme	0,128*	0,124*	0,076
agefemme	-0,0192**	-0,0192**	-0,02**
aucun dipl	-0,336*	-0,332*	0,16*
bepc	0,0128	0,0024	0,292
bac	-0,152**	-0,152**	0,1**
bac+2	0,0104**	0,0116**	0,052**
ref=dipl sup			
Rho		0,29**	
year dummies	oui	oui	oui

NOTE :** significatif au seuil de 5% ; * significatif au seuil de 10%

Ces résultats sont décevants, mais sont dus en partie au fait qu'en nous intéressant au comportement de fécondité nous sommes obligés de nous restreindre sur une petite population de femme en âge de procréer, ce qui étant donné le faible échantillonnage des hauts revenus, et l'âge moyen plutôt élevé des individus à hauts revenus, réduit énormément la taille de notre échantillon.

Pour tirer néanmoins le meilleur parti des données, nous proposons de nous focaliser désormais uniquement sur l'offre de travail, ce qui nous permet d'élargir notre échantillon à l'ensemble des femmes de 40 à 55 ans. Nous considérons donc que les effets sur la fertilité sont de second ordre pour analyser uniquement la réponse des

comportements d'offre de travail des femmes. Nous proposons alors deux méthodes d'identification légèrement différentes. Comme nous l'avons vu, nous pouvons comparer l'ensemble des femmes du groupe P98-100 avec enfants aux femmes du groupe P90-95, avant et après la réforme. Mais nous avons vu qu'au sein des femmes du groupe P98-100, seules les femmes avec enfants ont vu leur taux marginal augmenter avec le plafonnement, les femmes sans enfants n'ayant pas été affectées car étant déjà au taux marginal $T'_Y(0, Y)$. On peut alors tenter d'identifier l'effet de la fiscalité en se servant de cette discontinuité selon le modèle suivant estimé sur la seule population des femmes du groupe P98-100 :

$$\begin{aligned} Inact_i = & \theta + \theta_1 * (\text{Avec enfant}) + \theta_3 \text{Après réforme} \\ & + \theta_4 (\text{Après ref.}) * (\text{Avec enfant}) + \gamma X_i + \epsilon_a \end{aligned}$$

Les résultats présentés dans le tableau 5.6 montrent que la réforme a eu un effet désincitatif sur l'offre de travail des femmes mariées du groupe P98-100 en augmentant leur probabilité d'être inactive. Les deux modèles d'identification donnent des résultats positifs et significatifs, et du même ordre de grandeur. Si l'on compute à partir de ces paramètres estimés l'effet marginal moyen sur toute la population de la réforme de 1998 on obtient un effet marginal moyen de .005. Ce qui signifie qu'après la réforme le pourcentage de femmes inactives a augmenté de .5 points de pourcentage, toute chose égale par ailleurs.

On trouve donc clairement un effet désincitatif faible mais significatif. On peut s'interroger sur les raisons de la faiblesse de l'effet estimé. La première tient sans doute à la faible lisibilité du fonctionnement du QF. Les individus peuvent n'intégrer qu'avec beaucoup de retard les effets de la réforme du fait qu'il n'est sensible qu'avec l'impôt payé, donc l'année suivant la perception du revenu. L'autre raison tient au fait que nous nous focalisons sur la marge extensive (travailler vs ne pas travailler), mais il serait intéressant de regarder également l'impact sur la marge intensive (nombre d'heures travaillées, salaire...). En effet, il est possible que la marge extensive, réputée plus élastique que la marge intensive, ne le soit en fait qu'au niveau des bas revenus

et des femmes peu qualifiées. Ajoutons pour finir que la faible profondeur temporelle de nos données avant la réforme de 1998 rend difficile de corriger pour d'éventuels trends dans les comportements d'activité qui peuvent influencer les résultats.

Table 5.6 – Résultats de l'estimation probit de la probabilité d'être inactive (*Femmes mariées de moins de 50 ans*)

Modele1		Modele2			
contrôle=P90-95 mariées avec enfants		contrôle=P98-100 mariées sans enfant			
Variable	Paramètre estimé	Std Err	Variable	Paramètre estimé	Std Err
Constante	-0,151	0,010	Constante	-1,078	0,011
test apres ref	0,249	0,004	Avec enfant apres ref	0,251	0,006
test*(apres ref)	0,219	0,008	Avec enfant * apres ref	-0,129	0,011
revenu imposable	0,021	0,004	revenu imposable	0,020	0,007
age	9,051E-07	1,440E-08	age	1,281E-06	9,943E-09
	-0,022	0,000		0,004	0,000
diplôme			diplôme		
aucun	0,195	0,003	aucun	0,260	0,003
bac	0,046	0,002	bac	0,157	0,002
bac+2	-0,040	0,002	bac+2	0,004	0,002
bepc	-0,029	0,004	bepc	0,059	0,003
cap	0,008	0,002	cap	-0,051	0,003
(ref.=diplôme sup.)					
Indicatrices année					
		OUI			OUI
Nb observation	5266			4091	
Percent Concordant	59.1			63.2	
Percent Discordant	39.6			35.8	
Percent Tied	1.2			1.0	

NOTE : ** significatif au seuil de 5%; * significatif au seuil de 10%

5.5 Conclusions

Ce chapitre a tenté d'exploiter les sources fiscales pour déterminer la pertinence des mesures familiales de l'impôt sur le revenu, et en particulier, l'impact des incitations fiscales à la fécondité. Ceci en deux temps : d'abord par l'exploitation de sources historiques longues agrégées. Ensuite en utilisant des fichiers individuels pour estimer l'impact de l'abaissement du plafond des effets du Quotient Familial en 1998.

L'exploitation des sources historiques longues semble montrer que l'élasticité de la fécondité aux politiques d'incitations financières est positive mais extrêmement ténue. La politique duale des années 1980, visant d'un côté à plafonner les effets du QF et de l'autre à encourager vigoureusement les familles nombreuses, semble n'avoir pas entamé la fécondité des très hauts revenus. Au contraire, la natalité au sein du dernier centile de revenu a connu un rebond au milieu des années 80, sans doute soutenu par la politique de " troisième enfant ", qui a eu au niveau du dernier centile un certain impact, alors même que pour le dernier décile dans son ensemble, cet impact était infime.

L'exploitation des fichiers micro montre qu'il est difficile d'identifier un véritable effet de la fiscalité sur la fécondité des très hauts revenus sur les données de l'ERF du fait de la difficulté d'échantillonner les hauts revenus principalement touchés par la réforme de 1998. Toutefois, nous montrons que la réforme de 1998 a fortement modifié la structure des taux marginaux supportés par les hauts revenus, et que cette modification a entraîné une baisse de l'offre de travail des femmes au sein des foyers touchés. Cette baisse de l'activité est faible, mais robuste à plusieurs stratégies d'identification. Ceci montre que la taxation jointe imposée par le Quotient familial a des effets désincitatifs sur le travail des femmes, ce qui appelle à réfléchir sur l'unité adéquate de taxation des revenus. En effet, une transformation du système du QF en abattement et l'évolution vers un impôt sur le revenu individualisé pourraient permettre de conserver les performances redistributives de la fiscalité familiale actuelle, tout en atténuant ses effets distorsifs.

Conclusion générale

Cette thèse propose des résultats originaux d'évaluation de politique publique sur quelques questions de fiscalité des ménages. Elle est pourtant loin de constituer un aboutissement. Nous présentons donc nos principaux résultats, avant de commenter leur limites, et présenter les perspectives de recherche que nous souhaitons suivre pour prolonger ce travail.

Résultats originaux

Partie I : Hauts revenus

Nous avons montré dans le **chapitre 1** que les inégalités de revenus ont crû au cours de la période récente en France. Cet accroissement des inégalités est essentiellement concentré au niveau des hauts revenus et se trouve en grande partie imputable à l'explosion des hauts salaires en France, croissance déjà observée dans les pays anglo-saxons. Ces résultats ne sont pas dus à une modification de la mobilité au sein des hauts revenus qui est demeurée très stable, et étonnamment comparable à celle observée dans des pays comme le Canada où les inégalités de revenus sont bien plus importantes qu'en France. Nous avons également montré que la fiscalité ne pouvait être tenue pour responsable de la croissance rapide des hauts revenus en France dans la période récente.

Le **chapitre 2** a proposé pour la première fois sur données françaises des estimations de l'élasticité du revenu imposable à la taxation en France. Nos résultats ont montré que l'élasticité de court terme des revenus imposables à la taxation via l'IR est faible en France, de l'ordre de .05 pour l'ensemble de la population. Ceci est

dû à la forte progressivité de l'IR qui exclut une grande partie des foyers de l'imposition. Nous avons également montré que les hauts revenus répondaient plus que les bas revenus aux taux marginaux de l'IR, mais que leur élasticité, de l'ordre de .15 est relativement faible, par comparaison des résultats sur données américaines. Une explication tient au fait que les composantes très élastiques du revenu (stock-options) des très hauts salaires sont soumises à un taux proportionnel qui est resté fixe. Les ménages à hauts revenus ont donc in fine peu de latitude pour modifier leur revenu imposable dans le court terme si l'on excepte les indépendants, dont l'élasticité, de l'ordre de .5, est clairement plus forte que celle des salariés. Quoi qu'il en soit, ces résultats suggèrent que la perte sèche de la taxation des hauts revenus en France est sans doute beaucoup plus faible que ce qu'on l'on tend à admettre communément.

Partie II : Biens publics

Nous avons présenté dans le **chapitre 2** des estimations inédites de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu des dons aux associations, qui permettent d'éviter les écueils de l'endogénéité et de la simultanéité des variations du prix et du revenu rencontrés dans les études existantes. Nos résultats démontrent que l'impact des incitations fiscales sur les dons est faible et dépend crucialement du niveau de revenu. Nous montrons que notre estimation de l'élasticité du don (de l'ordre de .15) est en dessous du niveau qui garantirait l'optimalité du dispositif actuel de soutien au financement privé des associations.

Partie III : Politiques familiales Le **chapitre 4** a offert le premier calcul global par microsimulation de la dépense publique de politique familiale en France. Nous avons montré que la politique familiale française finance en grande partie des avantages retraites (près d'un quart des dépenses de politiques familiales sont liées au système de retraite) et des congés parentaux qui découragent l'offre de travail des femmes peu qualifiées et des seniors ayant eu des enfants.

Le **chapitre 5**, à partir de données fiscales historiques inédites sur les structures familiales des hauts revenus, puis par l'utilisation de fichiers micro pour la période

récente, a montré que le quotient familial n'a que peu d'impact sur la fécondité. Nous avons également montré à partir de l'exploitation du plafonnement du quotient familial en 1998 que la taxation jointe des époux a des effets négatifs sur l'offre de travail des femmes.

Limites et perspectives

Il convient, derrière l'ensemble des résultats présentés, de ne pas en masquer les limites. Nous voulons les rappeler ici pour mieux tracer les perspectives que dessinent cette thèse pour notre recherche future.

Le chapitre 1 montre que les inégalités ont fortement augmenté en France sur la période récente. Encore faut-il marteler que la France est loin du niveau d'inégalité enregistré dans les pays anglo-saxons (Etats-unis, Canada, etc.). Ceci nous amène à rappeler que les déterminants de l'explosion des hauts revenus observée dans ces pays depuis 25 ans, et les différences de timing dans l'explosion des hauts salaires entre les pays, reste un problème encore largement ouvert pour l'économie empirique (Atkinson (2008)). Ni les théories du commerce international, ni les explications en termes de progrès technique biaisé ni enfin les théories de type "superstar" ne parviennent vraiment à en rendre compte. Nos données fiscales ne permettent d'ailleurs que très partiellement de rendre compte de ce phénomène, car nous ne pouvons tracer parfaitement certains modes de rémunération propres aux "top managers" (stock-options, actions gratuites,...), et dont l'enregistrement dans l'impôt sur le revenu n'est fait qu'au moment de l'exercice de la plus-value. Ces modes de rémunération étant réputés très élastiques à la taxation, et leur importance dans la rémunération totale des grands patrons étant de plus en plus grande, nous souhaiterions vivement pouvoir proposer des versions de nos séries sur les inégalités de revenus salariaux qui tiennent compte de ces modes de rémunération. Deux pistes sont envisageables : le croisement de nos séries fiscales avec les données DADS, et la constitution d'une base ad hoc des plans de versement de stock-options et d'actions gratuites, à partir des données de l'Autorité des Marchés Financiers.

Le chapitre 2 sur l'élasticité du revenu imposable à la taxation, en se focalisant sur les hauts revenus, a été contraint de se contenter d'examiner les réponses de court terme. En effet, l'identification pour les hauts revenus est apportée essentiellement par la réforme de 2005 et celle de 2006 de l'IR, et nous n'avons pas encore une profondeur temporelle de nos données nous permettant d'estimer proprement les réponses de long terme. Nous souhaitons donc vivement pouvoir actualiser cette étude dès que les échantillons 2007 seront disponibles. Par ailleurs, nous devons avouer que les estimations sur les bas revenus nécessiteraient d'approfondir la microsimulation de leur impôt sur le revenu en y intégrant pleinement le fonctionnement de la Prime pour l'emploi. Ajoutons que l'étude des réformes fiscales récentes nous a permis de découvrir des effets intéressants à étudier des comportements de versement de dividendes suite à l'abaissement du taux marginal sur les revenus de capitaux mobiliers avec la réforme de l'avoir fiscal en 2005. Nous souhaiterions par ailleurs vivement prolonger notre étude du comportement des hauts revenus face à la taxation en y ajoutant une étude complète de l'optimisation fiscale intégrant les élasticités croisées des dépenses ouvrant droit à réduction (ou crédit d'impôt) au taux marginal d'imposition.

Le chapitre 3, s'il montre les limites du système français d'incitations fiscales aux dons, n'en invalide pas pour autant le principe. Deux points importants, au moins, devraient être ajoutés pour aider à trancher la question. Le premier est l'étendue de l'éviction opérée par la dépense publique sur le financement privé des biens publics. Le second concerne la part de la fiscalité des patrimoines. Nous n'avons malheureusement pas eu accès aux données de fiscalité du patrimoine nous permettant d'évaluer l'importance des dons faits au travers de la fiscalité des patrimoines au moment des donations et successions. Or, il est tout à fait possible que les comportements de dons en patrimoine soient plus élastiques au prix que les dons en revenus.

Nous aurions également vivement souhaité pouvoir compléter le chapitre 4 d'un vrai modèle théorique de politique familiale optimale, afin de clarifier la discussion sur l'efficacité de la politique familiale au regard de quelques objectifs simples (fé-

condité, travail des femmes, redistribution). Par ailleurs, nous souhaiterions profiter des données individuelles CNAV et de notre modèle de microsimulation de pension pour estimer à partir de la réforme des retraites de 1993 l'élasticité des comportements d'offre de travail en fin de carrière à la taxation implicite du système de retraite.

Pour finir, il faut rappeler que les estimations du chapitre 5 sur l'offre de travail des femmes mériteraient d'être élargies à l'analyse de la marge intensive, et nécessiteraient une modélisation plus adéquate (sur le modèle par exemple de Blundell et al. (2005)) des comportements d'offre de travail au sein du ménage.

Les perspectives sont donc éminemment plus larges que les quelques résultats apportés. J'ose espérer que c'est le propre d'un travail de thèse...

ANNEXES

Méthode de chiffrage des avantages familiaux des retraites par microsimulation

Nous exposons dans cette annexe notre méthode de chiffrage, qui a consisté à étendre l'évaluation des droits familiaux par microsimulation dans deux directions :

- Tout d'abord effectuer des simulations de pensions contrefactuelles sur l'ensemble du stock de retraités, et sur le nombre le plus large possible de caisses et d'avantages familiaux compte tenu des données disponibles.
- Ensuite, enrichir les approches comptables statiques par une approche dynamique tenant compte de la modification potentielle des comportements induite par une suppression des avantages familiaux.

1. Caractéristiques des estimations existantes

Depuis les dix dernières années, six rapports officiels se sont attaqués à l'évaluation des droits familiaux des retraites, ou ont cherché à actualiser les estimations passées.

1. Le rapport Chadelat (1997) issu de l'Inspection Générale des Affaires Sociales (IGAS).
2. Un rapport annuel de Cour des Comptes (2000).
3. Documents du Conseil d'orientation des retraites (2002)
4. Un rapport du Haut conseil de la population et de la famille (Albouy and Roth (2003)).
5. Un rapport du Conseil d'analyse économique (2005)
6. Les dernières estimations proviennent de travaux que le Conseil d'Orientation des retraites a commandé à différents régimes de retraite courant 2007.

Le rapport de la Cour des comptes et celui du Haut conseil de la population et de la famille produisent deux types de chiffrage. Ils viennent soit de montants dont les financements sont identifiés (remboursement par le FSV ou par la Cnaf) mais ne correspondent pas exactement aux dépenses réelles, soit d'estimations issues du

rapport Chadelat qui sont converties en euros courants. Pour 1996, le rapport Chadelat arrivait à un montant total de 90 milliards de francs soit 15,5 milliards d'euros 2004 (soit 8,7 % des prestations de retraite de 1996 ou 1,4 % du PIB de 1996). Le rapport de la Cour des comptes de 2000 reprend ces chiffres directement et propose un total de 80 milliards de Francs. Le Conseil d'orientation des retraites propose une estimation des droits familiaux de 15 milliards d'Euros pour 2002 (soit 1,0 % du PIB de 2002), qui est reprise par Albouy and Roth (2003).

L'ensemble de ces estimations repose en fait sur des chiffrages au niveau agrégé, opérant des approximations fondées sur des estimations du poids des différents avantages dans la pension totale moyenne de différentes générations. Or les avantages familiaux des retraites ont des effets très hétérogènes sur le niveau de la pension : selon le nombre de trimestres cotisés, selon le nombre d'enfant, selon le niveau de salaire de référence, etc. Les "règles de trois" utilisées dans le rapport Chadelat par exemple, conduisent à d'importantes imprécisions quant au coût réel total des différents avantages familiaux. À cela s'ajoute le fait que les droits familiaux entraînent des changements de comportement (date du départ en retraite, modification de l'offre de travail, etc.) qui modifient en retour l'équilibre financier des systèmes de retraite. Que l'on souhaite simplement mesurer les dépenses instantanées dues à ces droits spécifiques, ou ajouter plus finement des effets comportementaux dynamiques des avantages familiaux, il faut donc quoi qu'il en soit prendre en compte l'hétérogénéité des situations des salariés (durée de cotisation, niveau de salaire...). Le passage par des simulations sur données individuelles d'une législation contrefactuelle (sans droits familiaux) est donc indispensable. Or aucune des études mentionnées plus haut ne s'est livrée à un calcul précis des effets des avantages familiaux par microsimulation d'une législation contrefactuelle sur le stock des pensionnés. La seule tentative opérée en ce sens, est celle de la Cnav qui a chiffré pour le compte du COR les différents avantages familiaux sur le flux de nouveaux retraités en 2004.

Nous exposons dans la section suivante les données utilisées pour notre microsimulation ainsi que les caractéristiques de notre modèle de calcul de pensions.

2. Données utilisées pour la microsimulation

Nous avons utilisé deux types de données. Tout d'abord les données individuelles de la CNAV, qui nous ont permis de chiffrer les avantages familiaux du régime général : MDA, AVPF et bonifications de pensions. Ensuite les données de l'Echantillon Inter Régimes des retraités, qui nous ont permis de chiffrer les bonifications de pensions pour l'ensemble des caisses. Au final, nous avons ainsi traité par microsimulation la quasi-totalité des avantages familiaux des retraites, à l'exception des MDA dans la fonction publique pour lesquels nous reprenons les estimations transmises au COR.

L'Échantillon interrégime des retraités (EIR)

L'Échantillon interrégime des retraités couvre l'ensemble des régimes de retraite obligatoires en France et est représentatif de la population des retraités. Cinq vagues de

cette enquête sont aujourd'hui disponibles : 1988, 1993, 1997, 2001 et 2004. L'EIR 2004 représente l'ensemble des retraités de 54 ans et plus au 31 décembre 2004. Une génération sur deux est incluse dans l'échantillon (une sur trois pour les anciennes générations) selon des tailles variables : soit uniquement les individus nés la première semaine d'octobre, soit les deux premières semaines d'octobre. Les montants des bonifications pour enfants sont bien reportés par les régimes et permettent d'estimer pour chaque retraité de l'enquête ces bonifications en proportion des pensions reçues. En revanche, les trimestres gratuits obtenus au titre des MDA sont très mal renseignés dans l'EIR, et en particulier, ils sont absents pour les pensionnés du régime général.

Données CNAV

La CNAV produit chaque année un échantillon de données individuelles sur les retraités du régime général issu du stock complet des pensionnés CNAV de droit propre et de droit dérivé. Le taux de sondage de cet échantillon est de 1/19.3. Les informations contenues dans ces fichiers sont de deux types : des informations sur les pensions, issues directement des données de liquidation, et des informations complètes sur les carrières, issues des données de cotisations. Ces fichiers permettent donc de recalculer des pensions contrefactuelles, en modifiant par exemple les paramètres de carrière des individus. Au sein de la CNAV, nous avons pu travailler directement sur cet échantillon pour l'ensemble du stock 2004, restreint aux femmes ayant liquidé des pensions de droit propre. Ce fichier comprend 254 000 femmes, des générations 1913 à 1944.

Ces fichiers comportent donc des informations très détaillées, toutefois la qualité de ces informations se détériore lorsque l'on remonte dans le stock des pensionnés vers les générations les plus anciennes. En particulier, le problème tient à l'information très incomplète concernant les trimestres de MDA pour les générations antérieures aux années 1925. Pour les générations postérieures, les MDA sont renseignées assez correctement, mais pour ces générations, l'information est souvent manquante. Pour ajouter à la difficulté, lorsque l'information sur le nombre de trimestres MDA est manquante, elle est codée à 0 et non comme donnée manquante, ce qui rend a priori difficile de distinguer les "vrais manquants" des personnes ayant effectivement un nombre de trimestres MDA égal à 0. Concrètement, si on appelle Y la variable récapitulant le nombre de trimestres MDA obtenus par une femme, l'information pour chaque génération de notre base CNAV sur les Y_i est un vecteur de taille $(n,1)$ de la forme :

$$\begin{pmatrix} Y_{Y_i > 0} \\ 0 \end{pmatrix}$$

où n est le nombre de femmes de la génération dans notre échantillon. On pose $j = \#\{Y_i : Y_i > 0\}$. La difficulté tient donc au fait que les zéros du vecteur précédent sont en fait un vecteur de taille $n - j$ composé de vrais zéros, c'est-à-dire des $Y_i = 0$ renseignés à 0 (non manquants), ainsi que de Y_i manquants, mais artificiellement notés 0 :

$$\begin{pmatrix} (Y_i = 0)_{nm} \\ (Y_i)_m \end{pmatrix}$$

où l'indice nm signifie "non manquant" et l'indice m signifie "manquant".

Ce que nous cherchons à faire est de tirer dans l'échantillon CNAV un sous-échantillon où tous les MDA seraient correctement renseignés. Pour cela, nous faisons l'hypothèse que le processus de censure des données est indépendant du nombre d'enfants ainsi que des caractéristiques des retraités (et surtout des caractéristiques susceptibles d'interagir avec le calcul de la pension) conditionnellement à chaque génération (hypothèses de données "missing completely at random" (MCAR)). Ceci revient à dire que :

$$Pr[Y_i \text{ non manquant} | Y_i, \text{generation}, X_i] = Pr[Y_i \text{ non manquant} | \text{generation}] \quad (1)$$

Cette hypothèse est en lien avec ce que nous savons de la constitution du fichier original des données sur les retraités du régime général. Par ailleurs, nous avons pu vérifier que parmi les femmes ayant des MDA renseignés positivement et non manquants, la proportion de femmes avec 1, 2, 3 enfants correspondait effectivement avec la descendance finale des femmes des ces générations ayant eu des enfants, ce qui conforte notre hypothèse d'indépendance entre Y_i et le processus de censure ¹⁹.

Nous avons procédé ensuite en deux temps pour constituer un échantillon avec des MDA correctement renseignés. Tout d'abord nous avons gardé tous les individus ayant des trimestres MDA renseignés strictement supérieurs à 0. Le problème était ensuite de tirer un échantillon d'observations avec $Y_i = 0$ parmi notre vecteur de 0 de taille $n-j$. Pour cela, nous avons d'abord isolé les personnes avec 0 MDA des personnes avec des MDA "manquantes", c'est-à-dire non renseignées. À partir des données carrières, nous avons pu isoler les personnes pour lesquelles le nombre de trimestres cotisés était égal au nombre de trimestres non écartés servant au calcul de la pension. Ces personnes n'ont donc pas de trimestres gratuits et sont donc des personnes sans enfants. Ils représentent donc pour chaque génération l'ensemble des personnes avec $Y_i = 0$. De tous ces individus avec $Y_i = 0$ par génération, nous avons donc fait un tirage aléatoire sans remise de manière à obtenir parmi notre nouvel échantillon une

¹⁹En effet, si notre hypothèse MCAR est valide, nous devons avoir pour tout nombre X de MDA strictement positif :

$$\begin{aligned} Pr[Y_i = X | Y_i > 0, Y_i \text{ non manquant}, \text{generation}] &= Pr[Y_i = X | Y_i > 0, \text{generation}] \\ &= \frac{Pr[Y_i = X | \text{generation}]}{Pr[Y_i > 0 | \text{generation}]} \end{aligned}$$

Or chaque enfant donne droit à 8 trimestres MDA, donc à chaque X , on peut associer un nombre d'enfant $X/8$, si bien que :

$$Pr[Y_i = X | Y_i > 0, Y_i \text{ non manquant}, \text{generation}] = \frac{Pr[nbenf = X/8 | \text{generation}]}{Pr[nbenf > 0 | \text{generation}]}$$

Ces deux fréquences sont disponibles via les enquêtes histoire familiale de l'INSEE que nous avons utilisées. Nous avons donc pu vérifier que la proportion de femmes avec $X/8$ enfants correspondaient bien dans notre échantillon et dans l'ensemble de la population des femmes françaises ayant travaillé pour chaque génération. Ce qui conforte donc notre hypothèse MCAR. Mais, évidemment, ceci est une condition nécessaire, mais non suffisante, de la validité de notre hypothèse MCAR.

proportion de femmes sans enfant équivalente à la proportion de femmes sans enfant effectivement observée dans la population française des femmes ayant travaillé par génération. ceci revient à prendre pour chaque génération un nombre d'observations parmi les $Y_i = 0$ tel que :

$$\frac{\#\{Y_i : Y_i = 0, Y_i \text{ non manquant}\}}{\#\{Y_i : Y_i \text{ non manquant}\}} = \% \text{ de femmes sans enfant de la génération} \quad (2)$$

Si l'on pose $Z = \#\{Y_i : Y_i = 0, Y_i \text{ non manquant}\}$ et A le % de femmes sans enfant de la génération, on obtient de 2 que $\frac{Z}{Z+j} = A$ et donc que :

$$Z = \frac{A * j}{1 - A}$$

La proportion A de femmes sans enfants par génération est accessible via l'enquête Histoire Familiale réalisée par l'INSEE en 1999. Les données utilisées sont reportées dans le tableau 7.

On obtient ainsi un sous-échantillon représentatif de l'échantillon CNAV original, et possédant tous les MDA renseignés. Comme l'aléa de censure est différent pour chaque génération, nous avons repondéré chaque génération par l'inverse de la probabilité d'être censuré par génération. Nous donnons dans le tableau 8 les caractéristiques de notre nouvel échantillon : on le voit si les écarts de pensions moyennes sont plus importants pour les générations avant 1921, c'est en raison de taux de sondage faibles du fait d'une forte censure sur les données MDA pour ces générations. Toutefois, ces femmes ne représentent que moins de 10% du stock total des pensionnées ce qui fait que ces écarts ne portent pas à conséquence.

Modèle de microsimulation des pensions

À partir de la base comportant l'ensemble des observations ayant toutes les caractéristiques d'avantages familiaux renseignés, nous avons établi un programme de calcul de pensions. Il s'agit de recalculer pour chaque femme le montant de la pension qui lui est versée compte tenu des règles applicables au régime général. Nous utilisons pour ce faire l'ensemble des paramètres réglementaires et les formules de calcul de pension établies par Antoine Bozio dans sa thèse de doctorat (Bozio (2006)), au chapitre 1 et dans les annexes pour les valeurs du minimum contributif et du maximum de pension. L'avantage des données CNAV est de rassembler aussi bien des données de liquidation de la pension que des données de carrière servant à établir le montant de la pension. Si bien que nous pouvons comparer le résultat de notre pension simulée avec la pension effectivement versée. Le graphique 11 montre le résultat de la comparaison entre la pension moyenne simulée par génération et la pension effectivement versée. On le voit, notre modèle de microsimulation de pension permet de retrouver exactement le montant des pensions versées, sauf pour les générations antérieures à 1918, pour lesquelles, nous avons tendance à surévaluer les pensions effectivement versées : cet écart est dû à des renseignements parfois erronés dans les fichiers de carrière pour ces très anciennes générations. Pour corriger ce biais, nous dévaluons pour

Table 7 – *Descendance finale parmi les femmes par génération en France (1913-1950)*

génération	nb obs	Descendance finale moyenne	Proportion de femmes ayant eu :				
			sans enf.	1 enf.	2 enf.	3 enf.	4 enf. et +
1913	193	2,6	0,09	0,21	0,29	0,16	0,26
1914	200	3,1	0,09	0,14	0,22	0,17	0,38
1915	164	3,0	0,10	0,12	0,27	0,16	0,34
1916	112	2,8	0,09	0,20	0,20	0,26	0,25
1917	124	3,1	0,07	0,13	0,21	0,25	0,34
1918	149	3,0	0,12	0,16	0,20	0,17	0,35
1919	212	3,3	0,07	0,16	0,21	0,14	0,42
1920	369	2,8	0,11	0,13	0,25	0,21	0,30
1921	357	3,0	0,09	0,15	0,26	0,20	0,30
1922	333	2,9	0,11	0,13	0,27	0,19	0,29
1923	371	3,1	0,07	0,11	0,26	0,23	0,32
1924	339	2,9	0,09	0,16	0,19	0,24	0,31
1925	330	3,2	0,08	0,11	0,29	0,17	0,35
1926	394	3,2	0,06	0,11	0,23	0,24	0,36
1927	372	3,3	0,07	0,15	0,20	0,22	0,35
1928	373	3,7	0,04	0,08	0,24	0,22	0,41
1929	336	3,3	0,04	0,14	0,25	0,22	0,36
1930	354	3,4	0,09	0,11	0,22	0,20	0,38
1931	338	3,3	0,07	0,16	0,18	0,23	0,37
1932	322	3,5	0,04	0,12	0,23	0,20	0,41
1933	289	3,3	0,09	0,10	0,20	0,25	0,37
1934	263	3,6	0,08	0,07	0,24	0,22	0,39
1935	275	3,7	0,06	0,07	0,22	0,21	0,43
1936	245	3,4	0,08	0,07	0,27	0,24	0,34
1937	246	3,4	0,10	0,08	0,24	0,19	0,39
1938	210	4,0	0,06	0,06	0,20	0,22	0,46
1939	215	3,4	0,07	0,10	0,21	0,25	0,38
1940	184	3,6	0,06	0,07	0,20	0,24	0,42
1941	175	3,3	0,10	0,06	0,29	0,20	0,34
1942	183	3,8	0,05	0,07	0,26	0,20	0,42
1943	174	3,9	0,11	0,03	0,23	0,15	0,48
1944	175	3,4	0,08	0,06	0,30	0,21	0,35
1945	175	3,7	0,09	0,06	0,21	0,19	0,45
1946	163	3,3	0,10	0,08	0,26	0,16	0,40
1947	174	3,6	0,10	0,08	0,19	0,19	0,44
1948	173	3,6	0,07	0,05	0,15	0,28	0,46
1949	164	3,5	0,13	0,08	0,16	0,26	0,37
1950	161	3,4	0,08	0,13	0,17	0,23	0,40

SOURCES : Enquête Histoire Familiale 1999, exploitation des auteurs.

CHAMP : Ensemble des femmes ayant exercé une activité professionnelle au cours de leur vie.

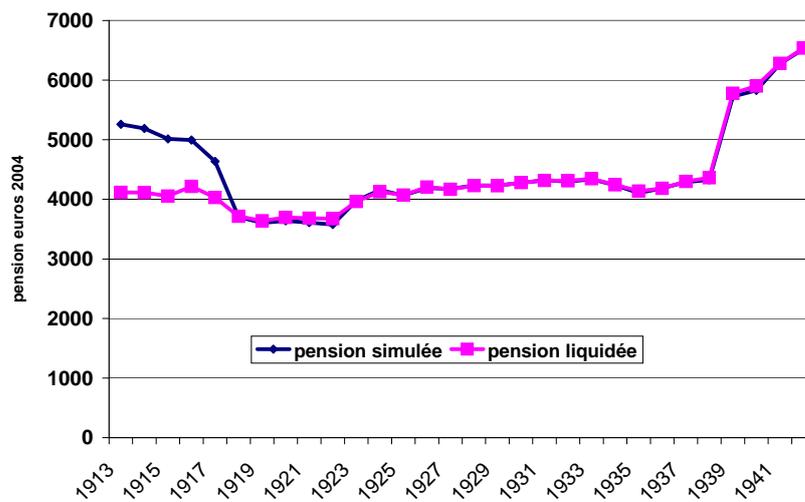
Table 8 – Comparaison de la base complète et du sous-échantillon avec tous les MDA renseignés

GENERATION	Base CNAV complète				Nouvelle Base				
	Nb obs	Pension brute de droit propre	Pension totale de droit propre	Nb obs	Taux de sondage	Pension brute de droit propre	Écart / base complète	Pension totale de droit propre	Écart / base complète
1913	2152	3 670	3 907	90	4,2%	3 457	-6%	4 433	13%
1914	2581	3 775	4 022	107	4,1%	2 836	-25%	4 087	2%
1915	2081	3 786	4 052	106	5,1%	2 620	-31%	3 421	-16%
1916	1933	3 895	4 151	78	4,0%	3 664	-6%	4 299	4%
1917	2451	3 857	4 139	123	5,0%	3 047	-21%	4 055	-2%
1918	2927	3 805	4 358	222	7,6%	3 752	-1%	4 794	10%
1919	3694	3 745	4 332	325	8,8%	3 077	-18%	4 003	-8%
1920	6489	3 826	4 423	717	11,0%	3 141	-18%	4 200	-5%
1921	6821	3 814	4 455	1237	18,1%	3 264	-14%	4 298	-4%
1922	7070	3 701	4 369	3278	46,4%	3 836	4%	4 710	8%
1923	7700	3 636	4 483	3762	48,9%	3 614	-1%	4 533	1%
1924	8161	3 727	4 614	4277	52,4%	3 559	-5%	4 516	-2%
1925	8610	3 761	4 631	5056	58,7%	3 606	-4%	4 530	-2%
1926	9054	3 851	4 714	5916	65,3%	3 667	-5%	4 593	-3%
1927	9384	3 840	4 693	7631	81,3%	3 891	1%	4 802	2%
1928	10019	3 910	4 768	8382	83,7%	4 008	3%	4 898	3%
1929	10555	3 936	4 765	8908	84,4%	4 075	4%	4 944	4%
1930	11269	4 012	4 840	9696	86,0%	4 146	3%	5 004	3%
1931	11470	4 053	4 888	9962	86,9%	4 187	3%	5 051	3%
1932	11751	4 027	4 873	10194	86,8%	4 199	4%	5 084	4%
1933	11740	4 085	4 936	10253	87,3%	4 276	5%	5 158	5%
1934	11958	3 992	4 875	10408	87,0%	4 185	5%	5 103	5%
1935	11526	3 932	4 857	10079	87,4%	4 135	5%	5 092	5%
1936	11747	3 970	4 943	10179	86,7%	4 210	6%	5 215	5%
1937	12011	4 071	5 061	10499	87,4%	4 293	5%	5 314	5%
1938	11816	4 086	5 091	10365	87,7%	4 324	6%	5 365	5%
1939	11451	4 287	5 294	10157	88,7%	4 523	6%	5 563	5%
1940	7402	5 049	5 951	6303	85,2%	5 505	9%	6 429	8%
1941	6932	5 317	6 178	5944	85,7%	5 798	9%	6 678	8%
1942	7205	5 527	6 426	6220	86,3%	6 020	9%	6 935	8%
1943	7576	5 558	6 449	6694	88,4%	5 986	8%	6 883	7%
1944	6422	5 650	6 498	6155	95,8%	5 782	2%	6 623	2%
1945	247	7 342	7 765	235	95,1%	7 611	4%	7 934	2%
1946	252	7 565	7 793	248	98,4%	7 652	1%	7 876	1%
1947	197	8 300	8 500	196	99,5%	8 340	0%	8 539	0%
1948	67	7 958	8 230	66	98,5%	8 023	1%	8 299	1%

SOURCES : Échantillon CNAV du stock des pensionnés 2004, exploitation des auteurs.

ces générations la pension moyenne simulée de l'écart constaté avec la pension effectivement versée. Cette correction ne porte toutefois pas à conséquence étant donné le très faible nombre de femmes appartenant à ces très anciennes générations dans le stock total des pensionnées.

Figure 11 – Performances du modèle de microsimulation : Pension moyenne brute simulée et pension moyenne effectivement liquidée par génération



SOURCE : Modèle de microsimulation des auteurs sur le sous-Échantillon du stock des pensionnées Cnav 2004. Sur la constitution de ce sous-échantillon, voir paragraphes précédents.

Méthode et résultats de l'estimation de la composition familiale et du nombre moyen d'enfants des hauts revenus.

L'administration fiscale a depuis 1915 rassemblé dans divers tableaux statistiques les principales informations tirées des déclarations de revenu établies dans le cadre de l'impôt général sur le revenu. Ces tableaux proviennent d'un épiluchage exhaustif de toutes les déclarations de revenus. Si l'on enlève les problèmes de non-déclaration et de fraudes fiscales, on dispose donc de statistiques complètes. Les sources où ces tableaux ont été publiées sont recensées minutieusement dans Piketty (2001) (Annexe A) : nous avons utilisé rigoureusement les mêmes tableaux " Répartition " que Piketty dans son analyse longitudinale des inégalités, mais en exploitant systématiquement toutes les informations ayant trait aux caractéristiques familiales, ce que Piketty n'a pas fait. Ces tableaux et les différentes variables qu'ils contiennent ont été dressés en fonction de la législation du moment. Les informations dont nous disposons sont ainsi très hétéroclites, et il a fallu mettre en oeuvre des techniques d'estimation différentes selon les périodes. Une rupture en particulier clive nettement la chronologie des données en deux : l'introduction du QF, qui a obligé à recenser les contribuables en fonction de leur nombre de parts et donc indirectement de leur nombre d'enfants. Avant 1945, nous n'avons donc pas pu reconstituer précisément la composition familiale des hauts revenus, mais uniquement leur nombre moyen d'enfants par foyer.

L'estimation du nombre moyen d'enfants par foyer 1915-1944.

Avant 45, deux dispositifs légaux nous permettent d'avoir des informations précieuses sur les situations familiales des hauts revenus. Premièrement les déductions forfaitaires pour charges de familles. De 1915 à 1918, le tumulte de la guerre a quelque peu handicapé le travail de la division statistique de l'administration fiscale, si bien que les chiffres liés au fonctionnement de ces déductions forfaitaires n'ont pas été retranscrits. En revanche, de 1919 à 1928, l'administration fiscale a répertorié chaque année, pour chaque tranche de revenu, le montant total des déductions forfaitaires pour charges de famille, en distinguant les déductions pour couples mariés et les déductions pour enfants à charge. Comme les déductions pour enfants sont, jusqu'en

1928, identiques quel que soit leur rang de naissance, on peut donc savoir le nombre d'enfants total dans la tranche, et le nombre moyen par foyers (en divisant par le nombre total de contribuables). Après 1929 et jusqu'en 1944, les tableaux " Répartition " indiquent spécifiquement le nombre total d'enfant mineurs à charge et le nombre total de couples mariés dans chaque tranche de revenu. Toutes ces données brutes sont récapitulées dans le tableau A-1. La colonne (1) indique le nombre total de contribuables dans la tranche, la colonne (2) le montant des revenus imposables déclarés, la colonne (3)a le montant total des déductions pour enfants à charge puis à partir de 1929 le nombre d'enfants mineurs à charge (3-b), enfin la colonne (4)a dénombre le montant total des déductions pour couples mariés puis le nombre de couples mariés à partir de 1929 (4-b). Deuxièmement, les mesures de majoration à l'encontre des contribuables sans enfants. Les tableaux " répartition " ont, du fait de ces mesures discriminantes, conservé la trace de tous les contribuables célibataires et les contribuables mariés sans enfants au bout de deux ans de mariage, et ce jusqu'à l'introduction de la TCF en 1939. A partir de ces données brutes, nous avons reconstitué le nombre moyen d'enfants par foyer dans chaque tranche de revenu, et pour l'ensemble des foyers dont le revenu est supérieur aux seuils des dites tranches de revenu (en additionnant le nombre total d'enfants de toutes les tranches de revenu supérieures à un certain seuil, et en divisant le chiffre ainsi obtenu par la somme des contribuables se trouvant également dans les tranches de revenu supérieures au seuil en question). On dispose ainsi, pour chaque année, du nombre moyen d'enfants des foyers dont le revenu est supérieur à un certain seuil de X francs courants. Le problème c'est que ces seuils, déterminés ad hoc par l'administration fiscale sont variables. Si bien qu'en l'état, les données ne nous sont d'aucun secours pour quelque analyse un peu sérieuse que ce soit. C'est là qu'est née l'idée de suivre spécifiquement des fractiles de revenu, afin d'avoir un regard sur des catégories relativement stables de revenu. Grâce au travail de Piketty (2001), nous avons entre nos mains une estimation des seuils de revenu d'un certain nombre de fractiles de revenu imposable du premier décile, pour chaque année, et depuis 1919. A partir de ces estimations (qu'on retrouve dans l'annexe B des Hauts revenus en France, tableaux B-3 et B-4), et des relations que nous avons entre seuil de revenu et nombre moyen d'enfants par foyer, nous avons reconstitué le nombre moyen d'enfants par foyer des fractiles P99-100, P99,5-100, P99,9-100 et P99,99-100 (ainsi que des fractiles intermédiaires P99-99,5, etc) par simple interpolation linéaire. Deux remarques s'imposent : pourquoi uniquement le premier centile de revenu ? et pourquoi une méthode d'interpolation linéaire ? Si nous avons considéré uniquement le premier centile de revenu, c'est que rappelons-le, l'IR, jusqu'en 1945 au moins, ne concerne qu'une infime partie de foyers, et même au sein des hauts revenus, seul le premier centile est tout le temps concerné sans risque de troncature. Pour exposer ce problème de troncature de la distribution, il nous faut nous rappeler les règles de fonctionnement de l'IR avec les déductions forfaitaires. Un célibataire ayant un revenu imposable de X francs mais pas d'enfants va calculer son impôt sur la base de X francs. En revanche, un contribuable avec enfants et le même revenu de X francs va avoir droit à des déductions forfaitaires de Y francs. Si bien que son impôt est calculé lui sur la base d'un revenu de (X-Y) francs. Si le seuil d'imposition est compris entre X et X-Y francs, le contribuable avec enfant ne va donc pas payer d'impôt et disparaît ainsi des statistiques fiscales tandis

que le célibataire va rester seul dans les tableaux de l'IR. Ainsi, on a un problème de troncature de la distribution car aux abords du seuil d'imposabilité, le nombre de contribuables avec une famille nombreuse est clairement sous-évalué. Et pis encore, à la différence des années post-45, où un problème identique de troncature se pose, nous n'avons aucune donnée supplémentaire qui nous permette de corriger cette troncature en interpolant le nombre moyen d'enfants des foyers au coeur de la distribution biaisée. Comme ce sont essentiellement les foyers des fractiles inférieurs du premier décile de revenu qui se trouvent piégés, et que le seuil du premier centile de revenu est toujours suffisamment élevé, lui, pour échapper au problème, nous avons fait de mauvaise fortune bon coeur et nous sommes contents d'estimer le nombre d'enfants du premier centile. Pour ce qui concerne la méthode d'interpolation linéaire maintenant, voyons les raisons qui nous amènent à penser que la simplicité de l'approche n'altère en rien la fiabilité des estimations réalisées. Il faut d'abord mentionner que ce choix n'est pas à proprement parler un choix positif, mais plutôt un choix par défaut. En effet, à partir des données brutes, la relation entre niveau de revenu et nombre moyen d'enfant que nous avons exhibé ne correspond malheureusement à aucune fonction usuelle correctement paramétrée. C'est une relation légèrement en cloche, avec une forte croissance au départ, puis un aplatissement, voire une très lente diminution au niveau des revenus très très élevés. C'est pourquoi l'interpolation linéaire restait la seule solution : mais c'est une solution acceptable ! Car jusqu'en 1945, les tranches de revenu sont très nombreuses (toujours au moins 10) et très finement découpées, si bien que le " haut " de la distribution des revenus est appréciée avec beaucoup de précision. Il suffit de regarder le nombre de tranches de revenu mis en place entre 1941 et 1944 pour s'en persuader : il en existe en effet plus de 24 ! Un dernier écueil restait enfin à traiter. En effet, pour l'imposition des revenus de 1931 à 1935, puis de 1942 à 1944, l'administration fiscale a compilé le nombre de contribuables par tranches de " revenu après prise en compte des déductions pour charge de famille ". Ceci crée un trou brutal dans nos estimations en perturbant brutalement la répartition des foyers entre les tranches en fonction de leur situation familiale. Pour résoudre ce problème, nous avons procédé en deux étapes : nous avons d'abord opéré à l'estimation selon la méthode précédemment décrite d'interpolation linéaire, mais sur ces tranches de revenus " biaisées ". Ayant ainsi une idée de l'évolution du nombre moyen d'enfants des différents factiles durant ces deux intermèdes (même si en niveau les estimations étaient nécessairement erronées), nous avons " collés " ces évolutions entre les niveaux constatés avant et après la rupture. Ce procédé, certes un peu cavalier, ne porte pourtant pas à caution. Car les tendances dessinées par le nombre moyen d'enfants avant et après ces ruptures sont suffisamment nettes pour que le procédé ne nous fasse pas perdre plus de 4 à 5% en termes de précision de l'estimation. Les résultats finaux de ces différentes étapes de construction est présenté dans le tableau A- 3.

L'estimation de la composition familiale et du nombre moyen d'enfants des hauts revenus 1945-1998.

La grande innovation de 1945 du point de vue des données de l'administration fiscale, corollaire indispensable de la mise en place du quotient familial, c'est le recensement

systématique des foyers selon leur nombre de parts de QF pour chaque tranche de revenu. Ceci nous procure une information beaucoup plus riche sur les comportements familiaux des hauts revenus, mais exige aussi une nouvelle méthode d'estimation ! Les données brutes sont cette fois beaucoup plus stables que durant la période précédant la guerre, conséquence de l'apaisement des controverses autour du volet familial de l'IR. Le tableau A-2 disponible à l'adresse <http://www.jourdan.ens.fr/clangais/tabannexesQF/tableauA2.xls> récapitule ces données²⁰. Une seule année manque, c'est 1988 : en effet, c'est l'unique année pour lesquelles les plus-values taxées à taux proportionnel sont incluses dans la notion de "revenu imposable", ce qui bouleverse complètement nos techniques d'estimation. Mais à part l'année 1988, nos données sont remarquablement complètes !

Nous disposons donc chaque année du nombre de contribuables et du montant total des revenus par tranche fiscale de chaque catégorie de QF. Il nous est donc possible de reconstruire le haut de la distribution des revenus de chaque catégorie de QF, en utilisant la "méthode de Pareto". Il s'agit en fait d'effectuer pour chaque situation de QF ce que Piketty a fait pour l'ensemble des foyers (toutes situations de QF confondues) dans Les hauts revenus en France. Le principe repose sur le fait que la fonction de répartition $F(y)$ des revenus est toujours très correctement approximée par une loi de Pareto :

$$1 - F(y) = \left(\frac{k}{y}\right)^a$$

avec $k > 0$ et $a > 1$.

La propriété remarquable de cette forme de distribution est donc que le revenu moyen ($y^*(y)$) des foyers dont le revenu est supérieur à un certain seuil y est tel que :

$$y^*(y) = \frac{ay}{a-1}$$

En un mot, le rapport du revenu moyen des foyers au dessus du seuil y à ce seuil y est une constante $b = \frac{a}{a-1}$. Grâce à nos données, nous pouvons donc estimer le nombre de contribuables de chaque catégorie de QF appartenant à tel ou tel fractile de revenu prédéfini, et ce à partir du simple calcul des coefficient b_i . Intéressons nous pour simplifier aux contribuables avec 1 part de QF. Si l'on appelle y_i le seuil de revenu de la tranche i , et $y^*(y_i)$ le revenu moyen de l'ensemble des contribuables avec 1 part de QF ayant un revenu supérieur à y_i , alors b_i est simplement le rapport $y^*(y_i)/y_i$. A partir de la connaissance de b_i , nous pouvons désormais calculer $a_i = b_i/(b_i - 1)$. Soit maintenant N_i le nombre de contribuables avec 1 part de QF dont le revenu est supérieur à y_i et N le nombre total de contribuables avec 1 part de QF. D'après les propriétés de la loi de Pareto, nous avons $N_i/N = (k_i/y_i)^{a_i}$. Grâce aux estimations de a_i , nous calculons donc la constante $C_i = N_i y_i^{a_i} = k_i^{a_i} N$. Grâce aux estimations de Piketty, nous connaissons les seuils de revenus imposables pour faire partie des différents fractiles du premier décile de revenu, pour chaque année depuis 1915 (cf. supra). Prenons par exemple le seuil de revenu à partir duquel on appartient aux 10% des revenus les plus élevés : y_{90} . Alors, d'après Pareto, le nombre de contribuables

²⁰L'ensemble de ces tableaux est consultable en ligne à l'adresse suivante : <http://www.jourdan.ens.fr/clangais/tabannexesQF/>

ayant une part de QF et un revenu supérieur au seuil y_{90} est simplement :

$$N_{90} = \frac{C_i}{y_{90}^{a_i}}$$

La seule subtilité par rapport aux travaux de Pareto consiste à toujours utiliser la constante C_i et le coefficient a_i obtenus à partir de la tranche de revenu la plus proche possible du seuil considéré. La critique que l'on serait en droit de faire à l'utilisation d'une telle méthode pour reconstruire la composition par parts de QF des hauts revenus consisterait à dire que la méthode est peu fiable lorsqu'elle est appliquée à des populations aussi restreintes que celles que nous considérons (à savoir le nombre de foyer ayant n parts de QF dans la tranche de revenu i). Pour démontrer l'inanité d'une telle réserve, nous avons retranscrit les coefficients b_i correspondant au sein de chaque catégorie de QF à chaque tranche de revenu : ces coefficients sont exceptionnellement stables, ce qui prouve bien la validité de la loi de Pareto appliquée à nos échantillons. Le seul véritable problème que nous avons rencontré durant cette procédure tient à la variabilité du seuil d'imposition en fonction du nombre de parts de QF. En effet, étant donné le fonctionnement du QF, plus un contribuable possède un nombre de parts élevé, plus son seuil d'imposabilité s'élève. Tant et si bien que pour un certain nombre d'années, les contribuables avec un fort nombre de parts voient leur seuil d'imposabilité dépasser fortement le niveau de revenu plancher du décile supérieur. Si ne nous corrigions pas nos estimations de cette troncature, nous serions amenés à sous-estimer fortement le nombre de familles nombreuses du décile supérieur des revenus. C'est pourquoi nous avons fait en sorte de calculer à chaque fois le seuil d'imposabilité en fonction du nombre de parts. Lorsque ce seuil dépassait le revenu minimum de la tranche dont nous utilisons le coefficient b_i pour notre estimation, nous avons remplacé ce revenu minimum par le seuil d'imposabilité calculé. Prenons un exemple simple : en 1949, le revenu minimum pour faire partie du décile P90-100 est de 340747 francs. Les tranches de revenu établies par l'administration fiscale pour cette année là sont 201 000 à 300 000 francs, 301 000 à 500 000 francs, 501 000 à 800 000 francs, etc. La tranche dont nous utilisons les informations pour estimer la composition du décile P90-100 est donc la tranche 301 000 à 500 000 francs. Le problème est que pour les foyers avec 2,5 parts de QF, le seuil d'imposabilité est de 302 500 francs. L'ensemble des contribuables qui ont donc été inscrits dans la tranche 301 000 à 500 000 francs possèdent donc tous nécessairement un revenu supérieur à 302 500 francs. C'est la raison pour laquelle nous avons reporté le niveau 302 500 francs dans la catégorie de revenu et calculé le coefficient b_i de cette tranche à considérant $y_i = 302\,500$ francs et non pas $y_i = 301\,000$ francs, afin de tirer le meilleur profit des informations tout de même disponibles pour cette catégorie. De la sorte nous obtenons un coefficient b_i légèrement plus faible, ce qui conduit à une estimation légèrement plus forte du nombre de contribuables avec 2,5 parts de QF que si nous n'avions pas corrigé ce biais. Nous avons agi de la sorte pour toutes les années où nous avons à faire face à des problèmes de troncature : c'est-à-dire essentiellement pour les années 1945 à 65 (où le problème est véritablement massif), puis à partir de 1989 (pour les hautes parts seulement). De 1945 à 1965, le problème est si important, le seuil d'imposition pour les foyers à fort nombre de parts est si élevé, que nous avons parfois été obligé de recourir pour l'estimation de la composition des P90-100 et même

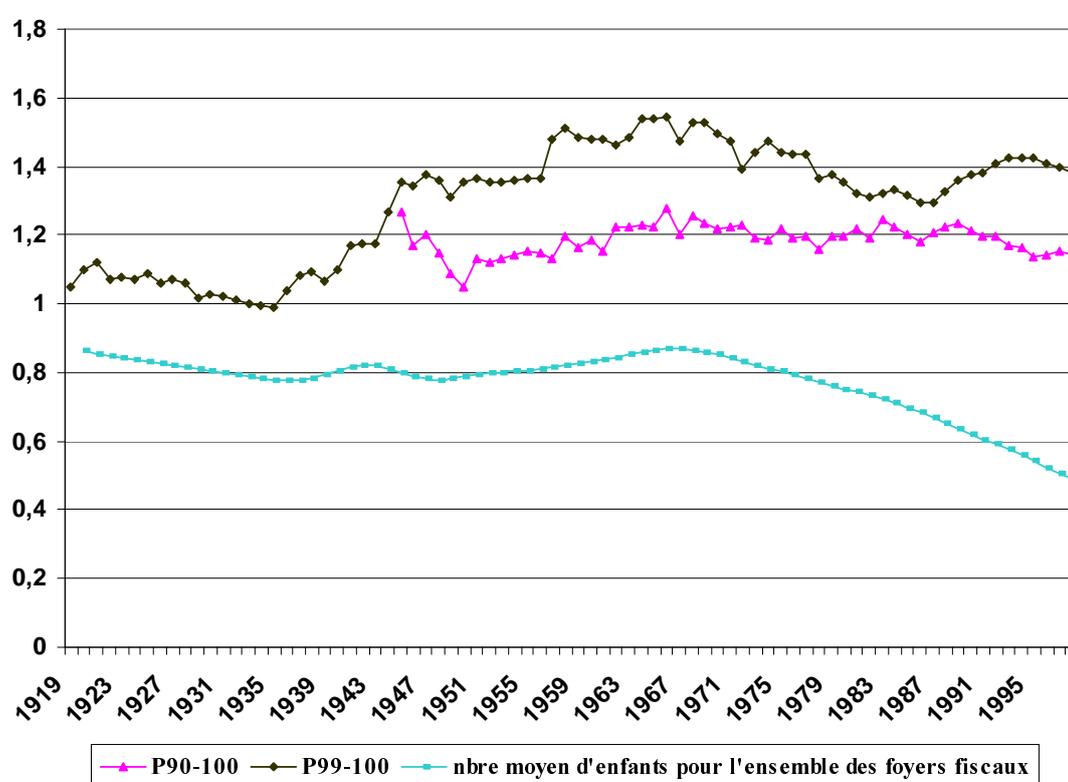
des P95-100 à des tranches de revenu assez éloignées des seuils réels P90 et P95. Du fait de la très légère croissance des coefficients b_i avec le niveau de revenu, cela nous conduit donc à très légèrement sous-estimer la proportion des foyers nombreux dans les fractiles P90-100 et P95-100 pour les années 1945 à 65. Mais, en tout état de cause, cette sous-estimation reste minime, et ne risque pas de remettre profondément en cause la légitimité de nos estimations. En revanche, cette procédure de correction des troncatures visant à exploiter au mieux les informations disponibles n'a pas toujours pu être mise en oeuvre. De 1959 à 1966 nous avons été en effet confronté à un problème lié au fonctionnement de la "décote", mécanisme par lequel les contribuables dont l'impôt est inférieur à un certain niveau sont exemptés du paiement de l'IR, et disparaissent donc des statistiques. La décote existe depuis 1951, mais de 1959 à 1972, elle s'applique de manière différente chez les salariés et les non salariés, pour des raisons essentiellement idéologiques, qui en disent long sur la manière dont le fonctionnement de l'impôt reflète les vigoureux débats politiques autour la justice sociale redistributive. De ce fait, les seuils d'imposition sont différents pour les salariés et les autres au cours de ces années. Quand le seuil d'imposition dépasse le revenu seuil d'une tranche de revenu, les informations de cette tranche concernant le nombre de contribuables et la somme des revenus imposables ne sont donc plus exploitables et il nous faut recourir aux informations de la tranche immédiatement supérieure pour notre estimation. Etant donnée la relative finesse des tranches de revenu dans la période, cela ne crée cependant pas trop de dommages pour nos estimations. Enfin, dernier écueil auquel il nous a fallu répondre : la mauvaise revalorisation du barème à partir de la fin des années 80, qui ne nous permet plus de suivre efficacement la queue supérieure de la distribution des revenus, les tranches n'étant plus suffisamment nombreuses au niveau du top de la distribution. Si bien que nous avons été obligé d'utiliser les mêmes coefficients b_i pour reconstruire la composition des P99-100, P99,5-100, P99,9-100 et P99,99-100. Cela crée donc un artificiel parallélisme dans les évolutions de tous ces fractiles. La seule manière de corriger véritablement ce biais serait de compléter les données fiscales par les données de l'enquête Emploi. Nous n'avons malheureusement pas eu le temps de le faire. Nous avons donc choisi de maintenir quand même nos estimations, même pour les très hauts revenus, à titre indicatif, étant bien entendu que ces évolutions concomitantes ne doivent pas prêter à confusion. Du reste, les évolutions des P99-100 et P99,5-100 sont suffisamment étroites et les tendances suffisamment nettes pour que cette question des tranches n'affectent pas gravement l'idée que nous pouvons nous faire de l'évolution de leur fécondité. Le seul fractile sujet à caution est P99,99-100 : en l'absence de tranches de revenu fines, nos estimations conduisent à une légère reprise de la fécondité de ce fractile, alors que si nos informations étaient plus précises, il est probable que la chute de leur fécondité se serait poursuivie.

Une fois cette estimation effectuée, nous connaissons donc le nombre de contribuables de chacun des fractiles suivants (P90-100, P95-100, P99-100, P99,5-100, P99,9-100, P99,99-100) inscrits dans chaque catégorie de QF. Par voie de conséquence, nous connaissons donc le nombre des contribuables des fractiles intermédiaires (P90-95, P95-99, etc) en fonction de leur nombre de parts : il suffit pour les obtenir de soustraire au nombre de contribuables concernés de P90-100 le nombre de contribuables inscrits dans la même catégorie de QF de P95-100, et ainsi de suite pour

P95-99, etc. Pour parvenir désormais à la composition familiale, et au nombre moyen d'enfants par foyers des différents fractiles, il faut reconstituer derrière les nombres de parts de QF le nombre effectif d'enfants par foyers. Car la correspondance entre parts de QF et nombre d'enfants du foyer n'a pas toujours été la même au cours des 50 dernières années. De 1945 à 1950, les couples mariés sans enfants au bout de trois de mariage n'ont droit qu'à 1,5 parts de QF : pour avoir une idée du nombre total de couples mariés il faut donc additionner aux contribuables de la catégorie 1,5 parts mariés ceux avec " 2 parts mariés ". Pour ce qui concerne spécifiquement le nombre d'enfants du foyer nous avons procédé de la manière suivante : d'abord pour 1945 à 1978 : sont considérés comme des foyers sans enfants les foyers avec 1 part de QF, " 1,5 parts célibataires ", " 2 parts mariés " (auxquels il faut ajouter les 1,5 parts mariés entre 1945 et 1950). Les foyers avec " 2 parts célibataires " et 2,5 parts sont considérés comme des foyers avec 1 enfant. Les foyers avec 3 parts sont considérés comme des foyers avec 2 enfants, ceux avec 3,5 parts comme des foyers avec 3 enfants, et ainsi de suite, jusqu'à 6 parts qui équivalent à 8 enfants. En 1979, une part complète de QF est attribuée au 5ème enfant. Dès lors la correspondance change : elle est identique jusqu'à 4 parts de QF, mais les foyers avec 4,5 parts sont désormais des foyers avec 5 enfants dont le chef de famille est célibataire, ceux avec 5 parts des foyers avec 5 enfants dont le chef de famille est marié, ceux avec 5,5 parts des foyers de 6 enfants dont le chef de famille est marié, ceux de 6 parts des foyers avec 7 enfants dont le chef de famille est marié. De 1980 à 1986, la part entière est transférée au 3ème enfant. La correspondance n'est cette fois identique que jusqu'aux 2,5 parts de QF. Les 3 parts correspondent à des foyers avec 2 enfants dont le chef de famille est marié. Les 3,5 parts sont des foyers avec 3 enfants mais dont le chef de famille est célibataire, les 4 parts à des contribuables mariés avec 3 enfants (et des célibataires avec 4 enfants), les 4,5 parts à des mariés avec 4 enfants (et des célibataires avec 5 enfants), etc. Après 1986, chaque enfant au delà du troisième donne droit à une part entière de QF. Les équivalences sont donc tout à fait bouleversées : 3 parts=>mariés 2 enfants ; 3,5 parts=> célibataires 3 enfants ; 4 parts=> mariés 3 enfants ; 4,5 parts=> célibataires 4 enfants ; 5 parts=> mariés 4 enfants ; 5,5 parts=> célibataires 5 enfants ; 6 parts=> mariés 5 enfants. Ces équivalences méritent plusieurs commentaires. Tout d'abord, pourquoi ne jamais considérer les contribuables avec 1,5 parts (célibataires) comme des foyers avec enfants. En effet, ont droit à une demi-part les célibataires qui ont eu un enfant désormais majeur. Ces contribuables ont donc pris leur part à la fécondité de leur fractile de revenu. Mais si nous les considérons comme des contribuables avec enfant, comment faire pour les contribuables avec 2,5 parts, 3 parts etc, qui ont également des enfants aujourd'hui majeurs mais toujours des enfants mineurs à leur charge ? Nous avons donc choisi, pour préserver l'homogénéité de nos séries de ne considérer comme des foyers avec enfants que les contribuables ayant des enfants mineurs à charge. De la sorte, nous avons de plus une meilleure sensibilité de nos chiffres à des variations de la fécondité : en effet une reprise de la fécondité engendre une hausse du nombre d'enfants en bas âge, qui est nettement plus visible quand on la rapporte au stock d'enfants mineurs plutôt qu'à un stock plus conséquent incorporant les enfants majeurs célibataires. Deuxième remarque : les changements de législation nous conduisent à prendre en compte des familles ayant jusqu'à 8 enfants jusqu'en 1978 mais des familles ayant seulement jusqu'à 5 enfants à partir de 1986.

Ceci nous conduit donc à perdre de vue progressivement les familles très nombreuses après 1979 : néanmoins ces familles nombreuses de plus de 5 enfants ne représentent jamais plus de 0,1% des foyers à partir des années 70, si bien que ce manque d'homogénéité de nos données ne risque absolument pas de peser sur la pertinence de nos séries estimées du nombre moyen d'enfants par foyer en fonction du fractile de revenu. Troisième et dernière remarque : comment prendre en compte la présence conjointe de contribuables mariés et de contribuables célibataires ayant des nombres moyens d'enfants différents au sein d'une même catégorie de QF, phénomène dû essentiellement à l'extension du concubinage. En effet, comme nous l'avons remarqué plus haut, certaines catégories de QF comportent à la fois des contribuables mariés et des contribuables célibataires qui ont le même nombre total de parts mais des nombres d'enfants différents (tout simplement parce que le fait d'être marié rapporte une part de QF, part à laquelle n'a pas droit le célibataire, mais qu'il compense du fait que son premier enfant lui donne droit à une part entière). Lorsque des parents avec 2 enfants ou plus ne sont pas mariés mais concubins, il devient fiscalement avantageux pour eux de souscrire deux déclarations de revenu séparées afin de bénéficier deux fois de la part complète attribuée au 1er enfant, et ce jusqu'à l'amendement Courson en 1995 qui a obligé les contribuables à prouver qu'ils élèvent véritablement seuls un enfant afin de pouvoir bénéficier de cette part entière. Donc, au moins jusqu'en 1995, le développement du concubinage crée des perturbations dans nos données en multipliant le nombre de célibataires "cachés" derrière des couples. Nous n'avons malheureusement pas de moyen de corriger efficacement ce biais. Néanmoins, nous pouvons quand même tenter de rendre compte du fait que dans certaines catégories de QF (comme par exemple les foyers avec 4 parts de 1980 à 86) on a aussi bien des mariés avec n enfants et des célibataires avec $n+1$ enfants (en l'occurrence ici $n=3$). Pour ce faire, nous avons appliqué au nombre de contribuables de ces catégories de QF les proportions "célibataires vs mariés" indiquées ci-dessous. Ces proportions ne sont absolument pas arbitraires mais au contraire estimées à partir des meilleures informations disponibles. En effet, nous savons déjà toujours le rapport existant entre le nombre des contribuables célibataires avec 1 enfant et le nombre de mariés sans enfants qui sont répertoriés parfaitement dans les catégories de QF "2B" et "2A". De plus après 1986, la part entière au troisième enfant conduit à séparer parfaitement les contribuables célibataires ayant au moins 3 enfants et les mariés avec au moins 3 enfants, qui rentrent systématiquement dans des catégories de QF distinctes. On peut donc reconstruire à partir de ces indications l'évolution assez précise des rapports entre célibataires et mariés au sein des fameuses catégories "muettes". Décomposition entre célibataires et mariés : 1979 : pour les 2,5 QF = 7%/93% ; pour les 3 QF = 2,5%/97,5% ; pour les 3,5 QF = 4%/96% ; puis 4%/96% pour les 5, les 5,5 et les 6 parts de QF. 1980 à 1986 : pour les 2,5 QF = 7%/93% ; pour les 4 QF = 2,5%/97,5% ; pour les 4,5 QF = 5%/95% ; puis 5%/95% pour les 5 parts, les 5,5 parts et les 6 parts. 1980 à 1995 : pour les 2,5 QF = 8%/92%. Ces redressements sont en définitive relativement minimes et n'affectent pas substantiellement les estimations, car le concubinage est relativement moins développé chez les hauts revenus que dans le reste de la population. Néanmoins ces corrections paraissaient nécessaires pour produire les résultats les plus propres possibles, et étaient de plus faciles à mettre en oeuvre grâce à la richesse des données.

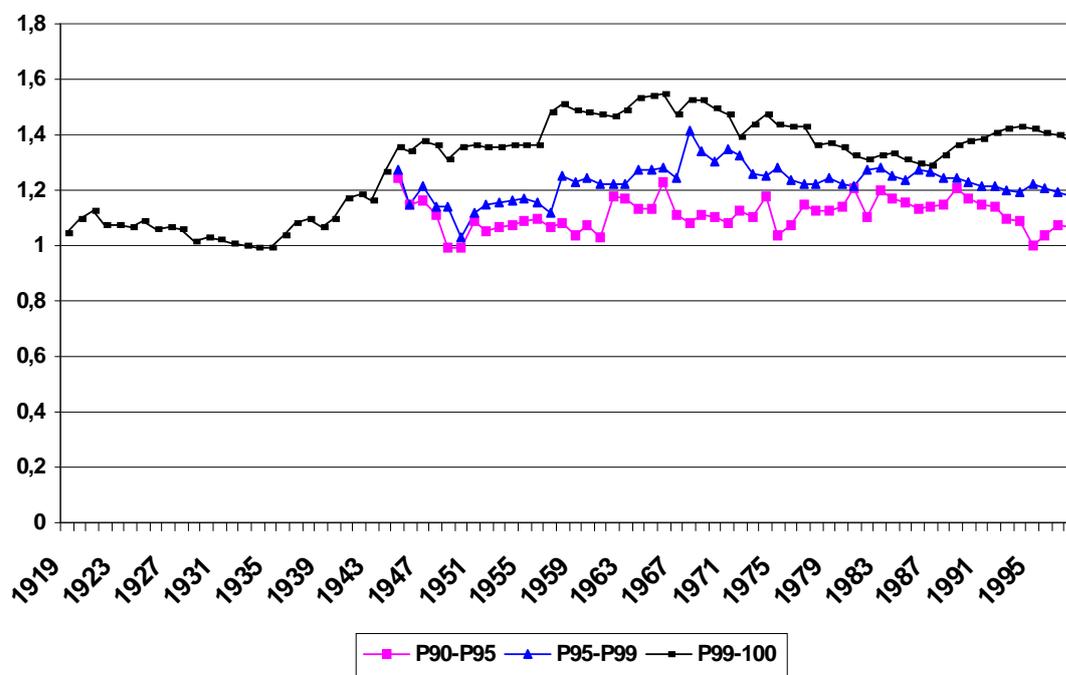
Figure 12 – *Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu*



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Il s'agit du nombre d'enfant moyen par foyer fiscal. La forte augmentation du nombre de célibataires et la croissance du nombre des naissances hors mariage dans la population expliquent la baisse structurelle du nombre moyen d'enfant par foyer fiscal pour l'ensemble de la population à partir des années 1970.

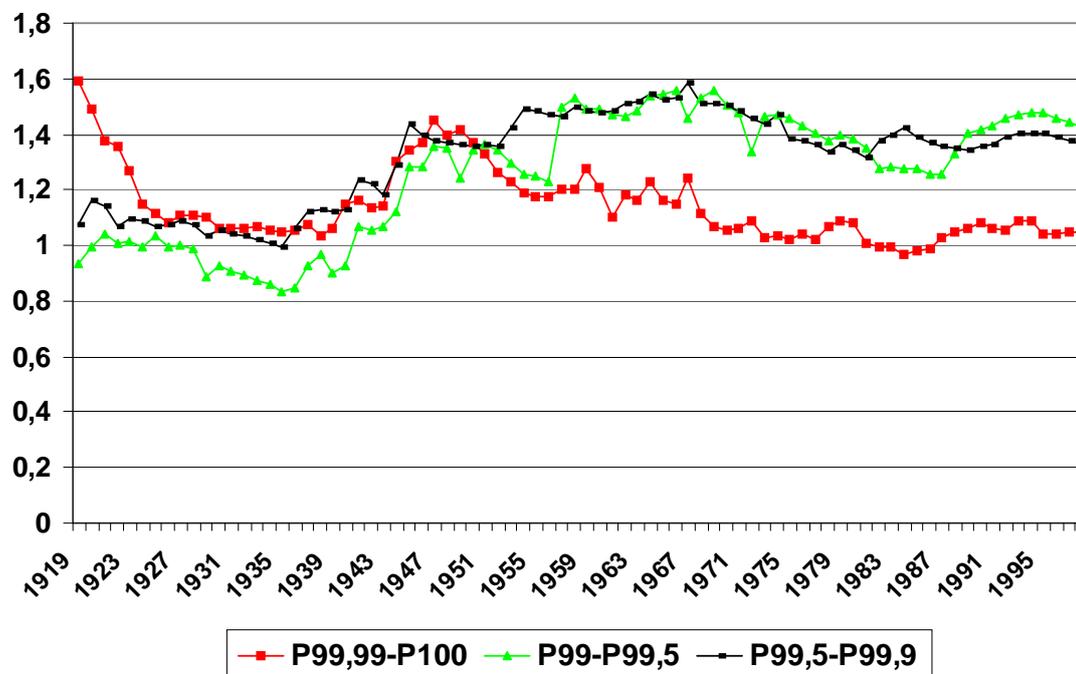
Figure 13 – *Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu*



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Il s'agit du nombre d'enfant moyen par foyer fiscal.

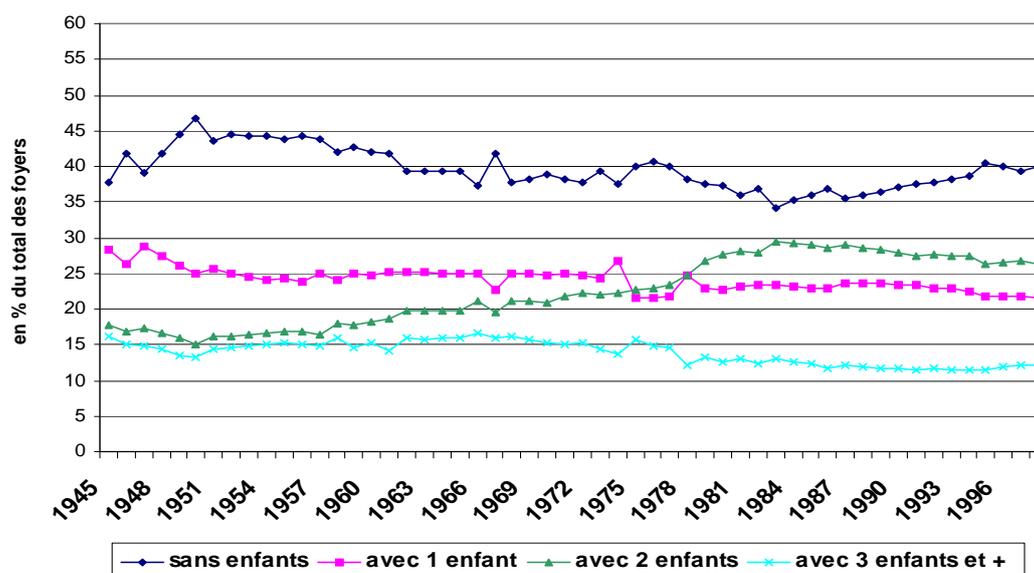
Figure 14 – Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer du dernier centile de revenu (P99-100)



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Il s'agit du nombre d'enfant moyen par foyer fiscal. Les données sont tirées du tableau. Le fractile P99-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 1% des revenus imposables les plus élevés.

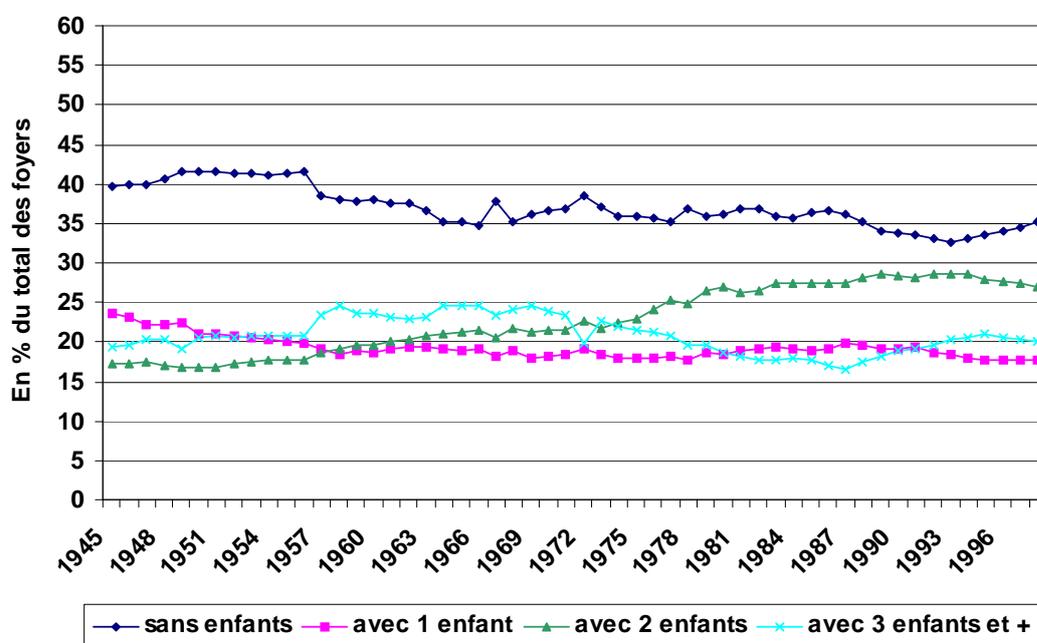
Figure 15 – Composition familiale des foyers du premier décile de revenu (P90-100)



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Les données sont tirées du tableau A-3. Le fractile P90-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 10% des revenus imposables les plus élevés.

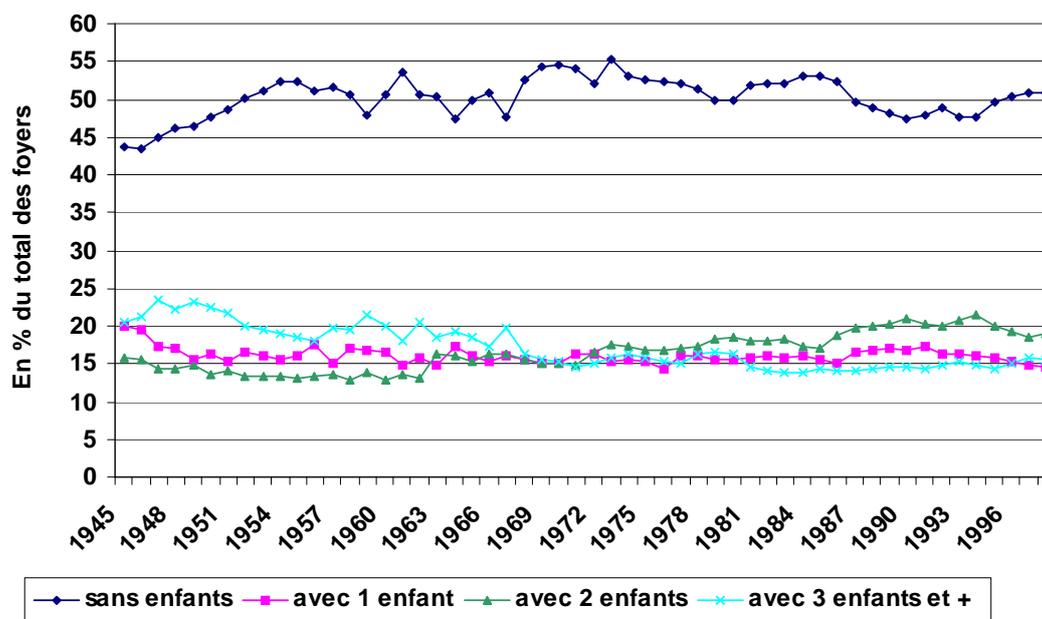
Figure 16 – Composition familiale des foyers du dernier centile de revenu (P99-100)



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Les données sont tirées du tableau A-3. Le fractile P99-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 1% des revenus imposables les plus élevés.

Figure 17 – *Composition familiale des foyers du dernier décile de revenu (P99.99-100)*



SOURCE : Etats 1921, exploitation de l'auteur.

NOTES : Les données sont tirées du tableau A-3. Le fractile P99.99-100 de revenu imposable désigne les foyers ayant les 0.01% des revenus imposables les plus élevés.

Méthode et résultats de l'estimation des incitations fiscales à la fécondité des hauts revenus

A partir de la législation tourmentée décrite dans l'annexe précédente, nous avons pu reconstruire l'impôt effectivement payé en moyenne par les foyers des différents fractiles du premier décile de revenu. En effet, pour les fractiles P90-95, P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9, P99,9-99,99 et P99,99-100, nous avons appliqué les règles de fonctionnement de l'IR au revenu moyen de chacun de ces fractiles calculés par Piketty (2001 : annexe B, tableau B-3). La difficulté a tenu essentiellement à n'oublier aucune mesure dans l'entrelacs labyrinthique de la législation de l'IR. Nous avons appliqué ainsi toutes les mesures ayant trait au fonctionnement général de l'IR, mais sans tenir compte des différents abattements catégoriels, ni de l'imposition différentielle des revenus selon leur nature (salaires, revenus fonciers, etc.). De même, nous n'avons pas exploité les impôts cédulaires durant les années de leur existence, même si le fonctionnement de ses impôts a parfois comporté des mesures ouvertement familiales. Cela sous-estime ainsi légèrement l'incitation fiscale des salariés à hauts revenus. Il est malheureux que nous n'ayons pas pu tenir compte de la question de la nature des revenus : une grande page reste donc à écrire, d'un intérêt immense, sur l'histoire de la fécondité en fonction de la nature des revenus. Les revenus salariaux ont-ils un impact différents sur la fécondité par rapport aux revenus du capital, les revenus fixes sont-ils fondamentalement différents des revenus plus volatiles dans les comportements de fécondité des individus ? Autant de questions en demeure, et qui mériteraient qu'on s'y attelle. Quelques remarques sont nécessaires sur la manière dont nous avons procédé pour construire les séries de gain fiscal par enfant. Premièrement, nous avons toujours utilisé toutes les mesures de l'IR, même celles n'ayant pas trait à la famille (comme les majorations, décote, minorations diverses, double décime, décime, demi-décime, etc), de sorte que notre estimation soit exactement conforme à l'impôt effectivement payé par la catégorie incriminée. Pour ce qui est des catégories de famille que nous avons distingué maintenant : à l'intérieur de chaque fractile mentionné plus haut, nous avons calculé l'impôt payé par un contribuable dont le revenu est égal au revenu moyen du fractile et ce pour sept situations familiales différentes. Pour un célibataire sans enfant d'abord, pour un couple marié sans enfant ensuite, puis pour un couple marié avec 1 enfant, 2 enfants, 3 enfants, 4 enfants et finalement 5 enfants. Ensuite nous avons calculé les gains procurés respectivement par le 1er enfant, le 2ème enfant, (etc.) jusqu'au 5ème en soustrayant à l'impôt payé par un couple marié sans enfant l'impôt payé par un couple marié avec un enfant, puis à l'impôt payé par un couple avec un

enfant l'impôt payé par un couple avec 2 enfants, etc. Deux remarques sont nécessaires à ce stade. D'abord le fait que nous ayons considéré le gain d'un premier enfant en le rapportant uniquement à la situation d'un couple marié sans enfant. Deuxième remarque : la manière dont nous avons calculé le gain fiscal par enfant souligne assez sa nature ambiguë. D'abord, le montant de ce gain n'est pas immédiatement accessible pour les contribuables : il faut calculer l'impôt de deux situations familiales voisines et les comparer. De plus c'est un gain " à l'envers " : c'est une économie d'impôt et non un montant versé en direction des familles. Néanmoins, rappelons qu'au niveau des hauts revenus, les taux moyens d'imposition sont suffisamment forts pour qu'il soit très fortement profitable aux foyers de considérer attentivement les différents avantages fiscaux procurés par leur situation familiale. Il est intéressant de voir que les hauts revenus sont tout de même relativement bien informés : après l'amendement Courson, la nuptialité française a repris de la vigueur et ceci est dû essentiellement à une forte croissance de la nuptialité des couples cohabitant de plus de 30 ans, avec déjà des enfants et à fort niveau de revenu, soit les cibles exactes de l'amendement Courson . A ce stade nous n'avons que des montants de gains fiscaux en francs courants. Pour obtenir des mesures commensurables, nous avons d'abord opté pour une mesure relative au niveau de revenu. Nous avons donc calculé le gain pour chaque enfant en pourcentage du revenu moyen du fractile considéré. Puis nous avons calculé le gain moyen par enfant, c'est-à-dire tous rangs de naissance confondus, en additionnant les gains procurés par chaque enfant pondérés par la composition par nombre d'enfants des foyers. Nous avons ensuite voulu proposer une estimation plus " absolue " des gains fiscaux. En effet, le gain mesuré en termes de % de revenu peut s'effondrer simplement parce que le revenu augmente, le gain proposé par le système fiscal restant exactement le même.

Pour terminer, clarifions ce dernier point. Nous n'avons pas calculé ces données pour toutes les années, mais uniquement pour les années où s'est produit un changement significatif dans les données, et lorsqu'il n'y pas eu de rupture, au moins tous les 4 ans, afin d'avoir une vision parfaite de l'évolution des séries en question. Dès lors, au moment charnière qui sont à l'origine de nos procédures d'estimation de l'impact financier sur la fécondité, même si nos données sont toujours bien fournies, il peut arriver qu'une année manque. Dans ce cas précis, nous avons utilisé une moyenne des deux années concomitantes pour remédier à cette lacune.

Bibliographie

- Albouy, V. and Roth, N. (2003). Les aides publiques en direction des familles. Ampleur et incidences sur les niveaux de vie. *Haut Conseil de la population et de la famille*.
- Alvaredo, F. and Saez, E. (2008). Income and wealth concentration in Spain in a historical and fiscal perspective. *CEPR discussion papers*, (5836).
- Andreoni, J. (2006). Philanthropy. In Kolm, S. and Mercier, Y. J., editors, *Handbook of Giving, Reciprocity and Altruism*. Philanthropy.
- Atkinson, A. (2007). The distribution of earnings in OECD countries. *International labour review*, 146(1-2).
- Atkinson, A. (2008). *The changing distribution of earnings in OECD countries*. Oxford University Press.
- Atkinson, A. and Piketty, T. (2007). *Top incomes over the twentieth century : a contrast between continental European and English-speaking countries*. Oxford university press.
- Auten, G. and Carroll, R. (1999). The effect of income taxes on household income. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4).
- Auten, G. E., Sieg, H., and Clotfelter, C. T. (2002). Charitable giving, income and taxes : An analysis of panel data. *The American Economic Review*, 92(1) :371-382.
- Bach, S., Corneo, G., and Steiner, V. (2007). From bottom to top : The entire distribution of market income in Germany, 1992 - 2001. *DIW discussion paper*, (683).
- Bakija, J. (2000). Distinguishing transitory and permanent price elasticities of charitable giving with pre-announced changes in tax law. *Working Paper*.
- Bakija, J. and Heim, B. (2008). How does charitable giving respond to incentives and income? dynamic panel estimates accounting for predictable changes in taxation. *Working Paper*.
- Barett, K., McGuirk, A. M., and Steinberg, R. (1997). Further evidence of the dynamic impact of taxes on charitable giving. *National Tax Journal*, 50(2) :321-334.

- Blanchet, D. and Mahieu, R. (2004). Estimating Models of Retirement Behavior on French Data. In Gruber, J. and Wise, D., editors, *Social security programs and retirement around the world : micro estimation*. University of Chicago Press.
- Blundell, R. and MaCurdy, T. (1999). Labour supply : A review and alternative approaches. In Ashenfelter, O. and Card, D., editors, *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam North Holland.
- Bonnet, C. and Chambaz, C. (2000). Les avantages familiaux dans le calcul des retraites. *Solidarité et Santé*, (3) :47–63.
- Bozio, A. (2006). *Les réformes des retraites : estimations sur données françaises*. PhD thesis, EHESS.
- Bozio, A. (2008). How elastic is the response of the retirement-age labor supply ? evidence from the 1993 french pension reform. In de Menil, G., Pestieau, P., and Fenger, R., editors, *Pension strategies in Europe and the United States*. MIT press.
- Buchinsky, M. and Hahn, J. (1998a). An alternative estimator for the censored quantile regression model. *Econometrica*, 66(3).
- Buchinsky, M. and Hahn, J. (1998b). An alternative estimator for the censored regression model. *Econometrica*, 66.
- Carbonnier, C. (2007). L’impact de la fiscalité sur l’offre de travail des conjoints. *Document de travail DGTPE*.
- Card, D. and DiNardo, J. (2002). Skill-biased technological change and rising wage inequality : some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20(4).
- Chadelat, J.-F. (1997). Rapport sur l’Assurance vieillesse des parents au foyer et les avantages familiaux entrant dans le calcul des droits à la retraite. *IGAS*.
- Chernozhukov, V. and Hong, H. (2002). Three-step censored quantile regression and extramarital affairs. *Journal of the American Statistical Association*, 97(459).
- Chetty, R. (2008). Is the taxable income elasticity sufficient to calculate deadweight loss ? the implications of evasion and avoidance. *Mimeo UC Berkeley*.
- CNAF (2005). Prestations légales, aides au logement, minimum d’insertion au 31 décembre 2005. *CNAF*.
- Colin, C. and Guérin, J.-L. (2005). Quelles prise en compte de la taille du ménage dans le système français de transferts sociaux-fiscaux ? *Document de Travail, DSDS, INSEE*.
- Conseil d’analyse économique (2005). *La famille, une affaire publique*. La documentation française.
- Conseil d’orientation des retraites (2002). Avantages familiaux et conjugaux. *Document du COR*.

- Cour des Comptes (2000). Rapport annuel. *Cour des Comptes*.
- Courtioux, P., Laïb, N., Le Minez, S., and Mirouse, B. (2005). L'incidence du système de prélèvements et de transferts sociaux sur le niveau de vie des familles en 2004 : une approche par micro-simulation. *Études et Résultats*, (408).
- d'Addio, A. and Mira d'Ercole, M. (2005). Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries : The Role of Policies. *OECD Social, employment and migration working papers*, (27).
- DGUHC (2005). Éléments de calcul des aides personnelles au logement 2005. *rapport DGUHC*.
- Diamond, P. (2005). Optimal tax treatment of private contributions for public goods with and without warm-glow preferences. *Journal of Public Economics*.
- d'orientation des retraites, C. (2008). Le montant global des droits familiaux dans l'ensemble des régimes : une tentative d'évaluation. *Document de travail COR*.
- Eckel, C. C. and Grossman, P. J. (2003). Rebate versus matching : Does how we subsidize charitable contributions matter? *Journal of Public Economics*, 87 :681–701.
- Eckert-Jaffé, O. (1998). Le coût de l'enfant : des résultats qui varient selon les types de familles et les hypothèses formulées. *Solidarité et Santé*, (2-3).
- Eissa, N. (1998). Taxation and labor supply of married women : The tax reform act of 1986 as a natural experiment. *NBER Working paper*, (5023).
- Fack, G. (2007). *Formation des Inégalités, Politiques du Logement et Ségrégation résidentielle*. PhD thesis, EHESS.
- Falk, A. (2007). Gift-exchange in the field. *Econometrica*.
- Feldstein, M. (1999). Tax avoidance and the deadweight loss of income tax. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4).
- Feldstein, M. and Taylor, A. (1976). The income tax and charitable contributions. *Econometrica*, 44(6) :1201–1222.
- Fortin, B. and Lacroix, G. (2002). Assessing the impact of tax and transfer policies on labour supply : A survey. *CIRANO Project Reports*.
- Frey, B. and Meier, S. (2004). Social comparisons and pro-social behavior : Testing "conditional cooperation in a field experiment. *American Economic Review*.
- Frydman, C. and Saks, R. (2007). Executive compensation : a new view from a long term perspective, 1936-2005. *Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series*, (35).
- Gabaix, X. and Landier, A. (2007). Why has ceo pay increased so much? *MIT Department of Economics Working Paper*, (06-13).

- Gauthier, A. and Hatzius, J. (1997). Family Benefits and Fertility : An Econometric Analysis. *Population Studies*, (51).
- Goolsbee, A. (1998). It's not about the money : Why natural experiments don't work on the rich. *NBER Working Paper*, (W6395).
- Goolsbee, A. (2000). What happens when you tax the rich ? evidence from executive compensation. *Journal of Political Economy*, 108(2).
- Gordon, R. and Dietz, M. (2006). Dividends and taxes. *NBER Working Paper*, (12292).
- Gruber, J. and Saez, E. (2002). The elasticity of taxable income : evidence and implications. *Journal of Public Economics*, 84(1).
- Huck, S. and Rasul, I. (2007). Comparing charitable fundraising schemes : Evidence from a natural field experiment. *Working Paper*.
- Jaumotte, F. (2003). Labour force participation of women : empirical evidence on the role of policy and other determinants in oecd countries. *Revue économique de l'OCDE*, (37).
- Jensen, M. and Murphy, K. (2004). Remuneration : Where we've been, how we got to here, what are the problems, and how to fix them. *ECGI Working Paper Series in Finance*, (44).
- Kaplan, S. and Rauh, J. (2007). Wall street and main street : what contributes to the rise in the highest incomes ? *CRSP Working Paper*, (615).
- Karlan, D. and List, J. (2007). Does price matter in charitable giving ? evidence from a large-scale natural field experiment. *The American Economic Review*.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Kopczuk, W. (2004). Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income. *Journal of Public Economics*, (138-139).
- Kopczuk, W. and Slemrod, J. (2000). The optimal elasticity of taxable income. *NBER Working paper series*, (7922).
- Landais, C. (2007). Les hauts revenus en france (1998-2006) : une explosion des inégalités ? *PSE Working Paper*.
- Lefebvre, P., Brouillette, L., and Felteau, C. (1994). Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des canadiennes : résultat d'un modèle de choix discrets. *Population*, (2).
- Lefranc, A. and Trannoy, A. (2004). Intergenerational earnings mobility in france : Is france more mobile than the us. *IDEP working paper*, (0401).

- Legendre, F., Lorgnet, J. P., and Thibault, F. (2001). La redistribution au service des familles : l'apport du modèle myriade. *Recherches et Prévision*, (66).
- List, J. and Lucking-Riley, D. (2002). The effects of seed money and refunds on charitable giving : Experimental evidence from a university capital campaign. *Journal of Political Economy*.
- Magnac, T., Rapoport, B., and Roger, M. (2006). Fins de carrière et départs à la retraite : l'apport des modèles de durée. *DREES, Solidarité et Santé*, (3).
- Meier, S. (2007). Do subsidies increase charitable giving in the long run ? matching donations in a field experiment. *Journal of the European Economic Association*.
- Milligan, K. (2002). Subsidizing the Stork : New Evidence on Tax Incentives and Fertility. *NBER Working Paper*, (8845).
- Mirrlees, J. A. (2006). *Welfare, Incentives and Taxation*. Oxford University Press.
- Parisot, A. (2007). Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF). *Études de la CNAV*, (15).
- Piketty, T. (1998). Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996. *Economie et prévision*, 138-139 :25-60.
- Piketty, T. (1999). Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France (1970-1996). *Economie et Prévision*, (138-139).
- Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901-1998. *Journal of Political Economy*, 111 :1004-1043.
- Piketty, T. and Saez, E. (2006). The evolution of top incomes : a historical and international perspectives. *American Economic Review*, 96(2).
- Piketty, T. and Saez, E. (2007). How progressive is the U.S. federal tax system ? a historical and international perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1).
- Randolph, W. C. (1995). Dynamic income, progressive taxes, and the timing of charitable contributions. *Journal of Political Economy*, 103(4) :709-738.
- Roine, J. and Waldenström, D. (2008). The evolution of top incomes in an egalitarian society : Sweden, 1903-2004. *Journal of public economics*, 92(1-2).
- Rosen, S. (1981). The economics of superstars. *American Economic Review*, 71(5).
- Saez, E. (2001). Using elasticities to derive optimal income tax rates. *Review of Economic Studies*, 68 :205-229.
- Saez, E. (2004). Reported incomes and marginal tax rates, 1960-2000 : Evidence and policy implications. In Poterba, J., editor, *Tax policy and the economy*, volume 18. Cambridge MIT Press.

- Saez, E. and Veall, M. (2005). The evolution of high incomes in northern america : lessons from canadian evidence. *American Economic Review*, 95(3).
- Salanie, B. (2002). *Théorie économique de la fiscalité*. Economica.
- Slemrod, J. (1998). Methodological issues in measuring and interpreting taxable income elasticities. *National Tax Journal*, 51(4).
- Thibault, F. and Legendre, F. (2007). Les concubins et l'impôt sur le revenu en france. *Économie et statistiques*, (401).
- Trannoy, A. and Simula, L. (2006). Optimal non-linear income tax when highly skilled individuals vote with their feet. *IDEP Working Papers*, (0610).

Liste des tableaux

1.1	Total income, total number of tax units and average income in France (1998-2006) (2006 euros)	29
2.1	Summary statistics: weighted yearly samples of taxpayers of the French Tax Administration	64
2.2	2 stage least square baseline estimates	66
2.3	2SLS estimates: Heterogeneity of the elasticity of taxable income	68
2.4	2SLS estimates: controls for non-constant variations of the income distribution over time	71
2.5	Optimal tax rates for top incomes in France : simulations derived from our elasticity estimates	88
3.1	Comparison of fiscal incentives towards charitable contributions in different countries (2006)	94
3.2	Descriptive statistics : Echantillon Lourd DGI	140
3.3	Regressions on all taxable households: OLS and Tobit regressions . .	142
3.4	Regressions on all taxable households: Baseline Quantile regressions .	143
3.5	Regressions on all taxable households: Quantile regressions with interaction for income groups	144
3.6	Quantile Regressions on the top 5% of the income distribution	145
3.7	Specification with dependent variable=$\ln(10+\text{gift})$	146
3.8	Double-difference estimates : Income Group P54-P62, QF=2(treatment) vs QF=2.5(control)	148
3.9	Double-difference estimates : Income Group P62-P68, QF=2.5(treatment) vs QF=3(control)	149
3.10	Double-difference estimates : Income Group P68-P76, QF=3(treatment) vs QF=4(control)	150
4.1	Chiffrage de la politique familiale par domaines (2005)	158
4.2	Estimation du coût des droits familiaux en 1996	166
4.3	Estimation du coût des droits familiaux sur le stock (2004)	168
4.4	Coût de la bonification pour enfants par régime	170
4.5	Cotisations de l'AVPF versées par la Cnaf à la Cnav	172
4.6	Chiffrage des différentes mesures fiscales de la politique familiale (2005)	180

4.7	Répartition de l'avantage familial du QF et de la réduction d'impôt pour garde d'enfant de moins de 7 ans par niveau de revenu imposable (revenus 2005)	186
4.8	Statistiques du RMI par type de famille en 2005	188
4.9	Estimation de la composante familiale du RMI	192
4.10	Nombre de parts pour le calcul des aides au logement	195
4.11	Calcul de la composante familiale des aides au logement	197
4.12	Échelles d'équivalence implicites des différentes mesures de politique familiale dans le système socio-fiscal français, 2005	200
5.1	Estimation différence en différence de l'impact du plafonnement des effets du QF en 1981 : groupe de controle (P90-95) vs groupe test(P99.5-99.9)	235
5.2	Estimation différence en différence de l'impact de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance pour les P90-95	239
5.3	Evolution de l'estimateur en fonction du choix de l'année pivot	240
5.4	Estimation en triple différence pour le dernier centile de revenu imposable de l'impact de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance	242
5.5	Résultats de l'estimation probit de la probabilité de faire un 3eme enfant	251
5.6	Résultats de l'estimation probit de la probabilité d'être inactive (Femmes mariées de moins de 50 ans)	254
7	Descendance finale parmi les femmes par génération en France (1913-1950)	270
8	Comparaison de la base complète et du sous-échantillon avec tous les MDA renseignés	271

Table des figures

1.1	Evolution of average real incomes for several income fractiles, basis=1998	31
1.2	Income composition of different income groups, France, 1998	32
1.3	Evolution of the share of wage income in the average income of the top 0.01% group (P99.99-100), France, 1950-2005	34
1.4	Evolution of top income shares (excluding capital gains) in France (1945-2005)	36
1.5	Evolution of average real wages for several wage groups, basis=1998 .	39
1.6	Evolution of income and wage mobility in France (1998-2005)	43
1.7	Evolution of gender composition among top wage groups	44
1.8	Evolution of top 0.1% income shares in the long term (France, US, UK, Spain)	47
1.9	Average income tax rate by income group, France 1998 & 2006	48
1.10	Evolution of top 0.01% income shares and average tax rate in France	50
2.1	Evolution of average income tax rates for different income groups (France 1998-2006)	63
2.2	Evolution of mean real incomes for the P99.9-100 income group (1998-2006), <i>basis</i> = 1998	75
2.3	2-step censored quantile regression estimates: 95% confidence interval of the elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100)	78
2.4	Elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100) by income type (95% confidence interval)	79
2.5	Elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100) by length of the time differencing window (95% confidence interval)	80
2.6	95% confidence interval of the elasticity of taxable income of top incomes (P99.9-100): Robustness estimate, specification with year dummies and dependant variable= Δz	81
2.7	The Pareto shape of the income distribution: Ratio mean income above z divided by z in France (2006)	86
3.1	Evolution of fiscal incentives in France: tax reduction rate for a gift .	106
3.2	Year dummies coefficient estimates (1998-2006)	109
3.3	Evolution of the fraction of households reporting a gift (France)	110
3.4	Evolution of the cumulative distribution function of the logarithm of gift (France 2000-2006)	111
3.5	Coefficient estimates, three-step censored quantile regressions on all taxable households	122

3.6	Reduction rate elasticity allowing for heterogeneity in income: $\ln(\text{reduction rate}) \cdot \text{income group dummy}$ coefficient estimates	125
3.7	Estimates of the elasticity of gift to the tax reduction rate: top 5% of the income distribution (P95-100)	126
3.8	Evolution of the cumulative distribution function of the logarithm of gift for taxable and non taxable households within income group=P54-P62	133
3.9	Price Elasticity of charitable contributions: Double-difference estimates, QF=2 vs QF=2.5, Income Group=P54-P62	135
3.10	Gifts reported in income tax data (France, US, UK) as a percentage of GDP	137
3.11	Share of total gifts according to the level of income	141
3.12	Taxability threshold given QF	147
4.1	Répartition des dépenses de politiques familiales par domaine (2005) .	159
4.2	Taux d'activité par âge, sexe et génération (1968-2005)	176
4.3	Évolution de la descendance finale par génération	177
4.4	Évolution de la part des droits familiaux (MDA et AVPF) dans les pensions versées par génération	178
4.5	Total de la dépense fiscale "enfant" du quotient familial, 1996-2005 .	182
4.6	Avantage moyen par enfant procuré par le QF selon le niveau de revenu imposable, 2005	183
4.7	Redistribution verticale opérée par le système socio-fiscal "familial" .	203
4.8	Bonification de pensions pour enfants par déciles de pension totale, 2004	205
4.9	Gains liés aux MDA par déciles de pension totale, 2004	207
4.10	Offre de travail des femmes en fin de carrière en fonction du nombre d'enfants	210
5.1	Évolution de l'avantage fiscal moyen procuré par enfant par niveau de revenu, France (1915-1998)	223
5.2	Évolution de l'avantage fiscal moyen procuré par le 1er et le 3ème enfant au sein du premier décile de revenu imposable, France (1915-1998)	228
5.3	Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu	230
5.4	Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer du dernier centile de revenu (P99-100)	231
5.5	Composition familiale des foyers du dernier centile de revenu (P99-100)	232
5.6	Gain moyen par enfant en % du revenu imposable : groupe de contrôle (P90-95) vs groupe test (P99.5-99.9)	234
5.7	Evolution de l'avantage familial moyen par enfant (transferts, allocations et fiscalité) en % du revenu imposable selon le groupe de revenu imposable	244
5.8	Evolution du taux marginal d'imposition du revenu du second apporteur de ressources selon le niveau de revenu du foyer	247
5.9	Probabilité de donner naissance à un enfant de rang 2 ou de rang 3 selon le groupe de revenu	248

5.10	Probabilité d'être inactive parmi les femmes mariées de moins de 50 ans ayant un enfant de moins de 6 ans selon le groupe de revenu du foyer	250
11	Performances du modèle de microsimulation : Pension moyenne brute simulée et pension moyenne effectivement liquidée par génération . .	272
12	Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu	281
13	Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer en France selon le niveau de revenu	282
14	Évolution du nombre moyen d'enfants par foyer du dernier centile de revenu (P99-100)	283
15	Composition familiale des foyers du premier décile de revenu (P90-100)	283
16	Composition familiale des foyers du dernier centile de revenu (P99-100)	284
17	Composition familiale des foyers du dernier décile de revenu (P99.99-100)	285

Résumé

Cette thèse analyse les effets de la fiscalité et de l'imposition sur les comportements des ménages, en France. Elle s'articule en trois parties, tournées respectivement vers l'étude de l'impact de la fiscalité sur les inégalités de revenus, sur la fourniture de biens publics, et sur les comportements familiaux.

Nous montrons tout d'abord que les inégalités de revenus ont crû au cours de la période récente en France. Cet accroissement des inégalités est essentiellement concentré au niveau des hauts revenus et en grande partie imputable à l'explosion des hauts salaires en France, croissance déjà observée dans les pays anglo-saxons.

Nous proposons ensuite des estimations de l'élasticité du revenu imposable à la taxation en France. Nos résultats montrent que l'élasticité de court terme des revenus imposables à la taxation via l'IR est faible en France, de l'ordre de .05 pour l'ensemble de la population. Ceci est dû à la forte progressivité de l'IR qui exclut une grande partie des foyers de l'imposition. Nous avons également montré que les hauts revenus répondaient plus que les bas revenus aux taux marginaux de l'IR, mais que leur élasticité, de l'ordre de 0,15 est relativement faible, comparée aux résultats sur données américaines. Ces résultats suggèrent que la perte sèche de la taxation des hauts revenus en France est sans doute beaucoup plus faible que ce qu'on l'on tend à admettre communément.

Nous présentons ensuite des estimations inédites de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu des dons aux associations, qui démontrent que l'impact des incitations fiscales sur les dons est faible et dépend crucialement du niveau de revenu. Nous montrons que notre estimation de l'élasticité du don (de l'ordre de .15) est en dessous du niveau qui garantirait l'optimalité du dispositif actuel de soutien au financement privé des associations.

Dans la dernière partie, nous proposons le premier calcul global par microsimulation de la dépense publique de politique familiale en France et montrons que la politique familiale française finance, pour près d'un quart des dépenses, des avantages retraites. Enfin, à partir de données fiscales historiques inédites sur les structures familiales des hauts revenus, puis par l'utilisation de fichiers micro pour la période récente, nous proposons des estimations de l'impact du quotient familial sur la fécondité.

Discipline : Sciences économiques (05).

Mots-clés : Fiscalité optimale, redistribution, inégalités, élasticité de l'offre de travail, altruisme, retraites, politiques familiales, fécondité.

Intitulé et adresse du laboratoire :
Paris-Jourdan Sciences Economiques (PSE)
48 boulevard Jourdan
75014 Paris